

離散選択行動における補完性・代替性の指標について

著者	鳥居 昭夫, 春日 教測
雑誌名	甲南経済学論集
巻	59
号	1・2
ページ	29-45
発行年	2018-09-30
URL	http://doi.org/10.14990/00003188

離散選択行動における 補完性・代替性の指標について

鳥 居 昭 夫⁽¹⁾
春 日 教 測⁽²⁾

要旨

本稿では、テレビ放送における視聴者のチャンネル選択を事例とし、同時ロジットモデルを推定することによりチャンネル間の補完性/代替性を検定する。我々が提示する指標は、あるチャンネルに対する視聴者の需要を、他のチャンネルに対する潜在価格で交差微分し、自己価格に関する微分で正準化した値として推定される。この指数は、価格変数が観測可能でない場合でも計算可能な値であり、指標として適した性質を有することが示される。さらにこの指標を利用して、日本の地上波テレビ放送に関する視聴者選択行動の推定事例を示し、今後の研究の方向性を提示する。

キーワード：補完性，代替性，logit モデル，テレビ視聴行動

JEL Classifications: D10, M30, L82

目次

はじめに

- I 明示的な価格指数が存在しない場合の補完性/代替性の推定
- II 消費が離散的である場合の補完性・代替性の指標
- III 地上波放送に関する視聴者選択行動の推定事例

おわりに

(付録) アンケート調査の概要について

(1) 中央大学経済学部教授

(2) 甲南大学経済学部教授

はじめに

現在においてもテレビは日常生活の中心となっており、需要面・供給面から多くの研究が行われ、なかでも視聴者行動に関する研究はその中心的課題の一つとなっている。例えば、視聴者行動に与える広告の影響という観点から、Wilbur (2008) はアメリカのデータをもとに、視聴者の広告に対する負の効果によって、視聴率の高いテレビ・ネットワークが広告時間を10%減少すれば視聴者が約25%増加する、との推定結果を示している。また Shishikura et al. (2018) は、先行研究で用いられた理論モデルの設定の相違によって均衡における広告量がどのように異なるかを整理し、消費者が広告に対して抱く負の効用の程度が重要な役割を果たすことから、種々のタイプの広告回避のために支払い可能な金額を検討している。また最近では、人々の幸福度に与える影響への関心が高まっており、Cuñado and Pérez de Gracia (2012) は、テレビ視聴は特に女性、高所得者、給与労働者等の幸福度に対して有意な負の影響が観察されることを報告しており、Bayraktaroglu et al. (2018) も同様の傾向が逆方向には作用していないこと、即ちテレビ視聴から幸福度の低下という片方だけの関係が観察されることを指摘している。

本稿のⅢ節で論じる番組間の補完性/代替性についても、比較的最近では Carare and Zentner (2012) が、アルゼンチンの5大テレビ・ネットワークを対象に研究を行っている。彼らは放送局間で視聴率の奪い合いが見られるものの、視聴率10%の上昇のうち3～5%は新しい視聴者の獲得によるものであると、先行研究に比べやや大きめの推計値を提示している。

Carare and Zentner (2012) の研究は我々と近い問題意識に基づいているが、本稿で提示される補完性/代替性に関する指標はもう少し広い範囲で適用可能である。本稿では、適切な価格変数を伴わない個人の選択に関するデータを用いて、補完性/代替性の指標を推定する方法を提示するが、我々は補完

離散選択行動における補完性・代替性の指標について

性/代替性に関して新しい定義を行う訳ではなく、ここで提示される指標は、ある財に対する需要を他の財に対する潜在価格で交差微分し、自己価格に対する微分で正準化した値である。この提示された指標はいくつかの適切な性質を有している。また、日本の地上テレビ放送に関する視聴データを利用して、個人の選択結果から実証的に指標を推定する手順を示す。

本稿の構成は以下のとおりである。第Ⅰ節では、明示的な価格指数が存在しない場合に、補完性/代替性の推定を行うことの必要性和問題点について概観する。第Ⅱ節では、同時ロジットモデルを利用し、消費が離散的である場合の補完性・代替性を示す指標を提示する。第Ⅲ節では、実際の日本の地上波放送に対する視聴者選択行動の推定事例を示し、最後にまとめといくつかの課題について述べる。

Ⅰ 明示的な価格指数が存在しない場合の補完性/代替性の推定

一般に、財・サービス間の補完性/代替性は交差弾力性によって判断される。しかし交差弾力性の推計には、当該市場および隣接市場に関する詳細な需要や価格に関する情報が必要となるため、実際にはその推定は困難である。Train et al. (1987) や Hendel (1999) が提示する離散選択の手法はこのような課題に非常に有益であるが、明示的な価格変数を用いずに交差弾力性を推定する方法は存在しない。

直感的には、広告収入に依存する民放局は類似した番組を提供しており、代替的だと思えるかもしれない。例えば Spence and Owen (1977) は、チャンネルが相互に密接な代替財であると仮定し、TVチャンネルの市場参入が過剰になる傾向があることを示した。しかし、本論文で示されるように、このような仮定は少なくとも日本の民間地上テレビにはあてはまらない。複数のチャンネルが同じ時間帯に同じジャンルの番組を提供する場合には（たとえば、夕方の同時時間帯に放送されるニュース番組や別時間帯に放送される映

画など)、視聴者は一つのチャンネルしか選択できないため代替的となる可能性がある。しかし、視聴者自身が選好する番組を複数のチャンネルから選択することで最適な視聴計画を容易にたてられる場合、そのチャンネルは必ずしも代替的だと言えないかもしれない。複数チャンネルから選択された番組で構成された自分の最適化されたテレビ視聴計画に基づいて余暇を過ごすことの価値が、一つのチャンネルだけで達成される効用の合計値を上回る場合、パンとバターを同時に消費するのと同様の補完性がチャンネル間にも存在することになるためである。Chan (2006) は連続的なヘドニック選択モデルを利用して、明らかに相互に代替的な財と考えられる清涼飲料水の消費者需要について検討した。その結果、2種の清涼飲料が異なる風味や概観を有している場合に補完性が存在することを発見した。彼はその理由として、特性の多様性に対する消費者選好が存在することを挙げている。このように、特定の状況下で密接な代替財が補完財となる場合があり、同様の事象がテレビチャンネルにも生じる可能性がある。

しかし、テレビチャンネル間の関係を確認し決定することは容易な課題ではない。補完性/代替性の関係を検証するには、需要の交差弾力性の推定が通常のアプローチとなっている。需要関数では、視聴者の番組需要が価格の関数として表されるが、多くの国では地上テレビ放送は広告収入を財源にして無料で提供されているため、通常の手法を適用することはできない。標準的な経済理論では、限定的な余暇時間を配分する(本稿の場合はテレビ番組を見る)際の潜在的価格の重要性が示唆されるが、問題はその潜在的価格が観測できないことである。⁽³⁾

(3) これまでも多くの研究で、テレビ視聴者の選択行動が検討されている。Rubin (1983) や Rubin and Perse (1987) は、視聴動機(娯楽目的、暇つぶし、情報入手等)と視聴パターン(視聴者の人生におけるテレビの重要性等)との関係を検討している。Jaffres (1978) や Sparkes (1983) は、多チャンネル化と視聴行動との関係を調査した。Rust and Alpert (1984) や Rust et al. (1992) は、個人の番組選択に関

離散選択行動における補完性・代替性の指標について

Brynjolfsson and Milgrom (2013) は、頻繁な技術変更や柔軟に訓練された労働力への投資といった組織戦略間の補完性の測定について議論している。彼らは、特定の2つの戦略間の補完性を、意思決定者の二値選択式戦略におけるペイオフ関数におけるスーパーモジュラリティー (supermodularity) として定義した。価格属性を伴わない二値選択問題として、この方法を効用関数のスーパーモジュラリティーの補完性推定に直接適用することができる。Gentzkow (2007) は、効用に関する類似の特性（ここでは、効用の交差偏微分を離散的な場合に用いること）が消費された財の間の補完性/代替性を示すことを証明し、既存商品市場に投入された新商品の補完性を検証する手段として適用した。

本稿で提示する指標は、Gentzkow (2007)⁽⁴⁾ の効用の交差偏微分と密接な関係があるが、同じではない。Gentzkow (2007) は、特に価格変数の係数の推定に関して生じうるバイアスに細心の注意を払っているが、本稿では特に指標の推定に焦点を当てる。明示的な価格変数の係数が推計に必要な場合、内生性に基づくバイアスを考慮する必要があるが、幸いなことにここでは、視聴行動に関する推定にあたって明示的な価格変数は存在しないため、その種のバイアスが生じる可能性はない。

最適な放送制度を設計するため、政策立案者はチャンネル間の補完性/代替性の関係を正確に把握する必要がある。Spence and Owen (1977) は、テレビチャンネル間の補完性/代替性が競争状況を決定し、続いて最適な放送制度（無料広告放送と有料放送との競争状態）が決定されることを示した。

するデータに基づいて、テレビ視聴に関するモデルを利用している。しかし我々の知る限り、TVチャンネル間の代替性を統計的にテストした研究は存在しない。

- (4) 本稿で提示される指数は、Gentzkow (2007) の効用の交差偏微分の関数として表わされる。第I節の説明を参照されたい。Gentzkow (2007) は、 Γ の符号が補完性/代替性を示していることを証明した。すなわち、 $\Gamma > 0 (< 0)$ の時、選択肢のペアは補完的 (代替的) であることを示している。

Kind et al. (2007, 2009) は、広告の提供はチャンネル間の代替性に依存し、チャンネルが相互に密接な代替財である場合、最適ではなく次善の状態になると主張している。

さらに、チャンネル間の補完性/代替性の理解を深めることは、民間放送業者の競争戦略を決定する際に有益である。Cournot (1897) は完全な補完財を提供する独占事業者間の競争は、(単品では商品が役に立たないため) 価格がきわめて高い水準になることを指摘している。プロバイダー間の調整を可能にするいくつかの工夫は、このようなケースにおいて市場により良い成果をもたらすことに役立つかもしれない。財・サービス間の補完性/代替性に関する正確な指標を得ることは、多くの産業や分野で重要となっている。たとえば、公的介護サービスの提供を考えてみよう。サービスの一部は無料で提供されている(ただし、観察不能な暗黙の価格は重要な役割を果たしている)ため、提供される最適なパッケージを設計する際には、サービス間の補完性および代替性を注意深く考慮する必要がある。これらサービス間の関係を理解することは、どのサービスを提供するか考察するうえで不可欠となっている。そしてその知識を利用して、高価で希少な資源を利用して提供されるサービスの有効性を高めるべきだと考えられる。時にはこのような知識が、これら公共サービスを提供する組織の統合を推奨するかもしれない。したがって、価格が適切に観察されない場合でも、補完性/代替性の正確な指標を得ることは依然として重要である。

II 消費が離散的である場合の補完性・代替性の指標

本節では、消費者の選択が離散的な(具体的には、利用する/利用しない、で示される)財・サービス間の補完性/代替性を示す指数を提示する。この指標は、あるチャンネルに対する需要の交差偏微分を、自己価格に対する微分で正規化した値として推定される。指標を推定するために用いられる基本

離散選択行動における補完性・代替性の指標について

モデルは、Schmidt and Strauss (1975) で提案された同時ロジットモデルである。彼らは、2つの2値変数のうち、いずれかが他方によって内生的に決定される際の推定法を示した。同時ロジットモデルは以下のように特定される。

$$\log \left[\frac{P(X_i=1 | Y_i)}{P(X_i=0 | Y_i)} \right] = R_i \beta + \alpha Y_i, \quad (1)$$

$$\log \left[\frac{P(Y_i=1 | X_i)}{P(Y_i=0 | X_i)} \right] = Q_i \gamma + \delta X_i.$$

ここで、 X_i と Y_i は 0 または 1 をとる t 番目の観測値、 R_i, Q_i は説明変数ベクトル、 β, γ はパラメーターのベクトル、 α, δ はスカラーのパラメーターを表している。彼らは、 α と δ が等しくなり、生起確率は以下のように表されるとしている。

$$P(X_i=0, Y_i=0) = 1/\Delta_i,$$

$$P(X_i=0, Y_i=1) = \exp(Q_i \gamma) / \Delta_i,$$

$$P(X_i=1, Y_i=0) = \exp(R_i \beta) / \Delta_i, \text{ and}$$

$$P(X_i=1, Y_i=1) = \exp(R_i \beta + Q_i \gamma + \alpha) / \Delta_i$$

ここで Δ_i は、以下のように定義される。

$$\Delta_i = 1 + \exp(Q_i \gamma) + \exp(R_i \beta) + \exp(R_i \beta + Q_i \gamma + \alpha).$$

我々はこのモデルを、価格が必ずしも明示されない（もしくは観測可能ではない）財 \mathbf{X} および財 \mathbf{Y} を、消費者が購入するか否かという意思決定を行うケースに適用する。具体的には、消費者 t は、 $X_i=1$ (\mathbf{X} 財を購入する) または $X_i=0$ (\mathbf{X} 財を購入しない) および $Y_i=1$ (\mathbf{Y} 財を購入する) または $Y_i=0$ (\mathbf{Y} 財を購入しない) を同時に選択する。この確率は、以下のような想定しうる4つの意思決定に関する多項ロジットモデルと等しいことを示しており、)

$$(X_i=0 \wedge Y_i=0), (X_i=0 \wedge Y_i=1), (X_i=1 \wedge Y_i=0), (X_i=1 \wedge Y_i=1)$$

それぞれの意思決定における確定的な部分は、それぞれ以下のように表せる。

$$0, Q_i\gamma, R_i\beta, R_i\beta+Q_i\gamma+\alpha,$$

ここで α の値は, Gentzkow (2007) の効用に関する交差偏微分と等しいことに注意されたい。なぜなら, $u(\cdot)$ で表される誘導形の効用関数における確定項部分が以下のように表されるからである。

$$\begin{aligned} & (u(X=1, Y=1) - u(X=0, Y=1)) - (u(X=0, Y=1) \\ & - u(X=0, Y=0)) \\ & = (R_i\beta + Q_i\gamma + \alpha - Q_i\gamma) - (R_i\beta - 0) = \alpha. \end{aligned}$$

ここで, Q_i の要素の第 1 項, 第 2 項, 残りの項をそれぞれ $1, p_Y$, および Q'_i ベクトルとし, R_i の要素の第 1 項, 第 2 項, 残りの項をそれぞれ $1, p_X$, およびベクトル R'_i とする。ただし p_X および p_Y は, 財 X・財 Y の観測可能もしくは不可能な価格をそれぞれ示している。同様に, γ の要素の第 1 項, 第 2 項, 残りの項をそれぞれ γ_0, γ_1 および γ' , β の要素の第 1 項, 第 2 項, 残りの項をそれぞれ β_0, β_1 , and β' とする。 γ_1 と β_1 は価格に関する誘導形の効果, つまり財以外から得られる効用をとらえることと同値であることに注意されたい。従って, η をパラメーターとして, $\gamma_1 = \beta_1 = -\eta$ を仮定すると, 以下のように表せる。

$$Q_i\gamma = \gamma_0 - \eta p_Y + \gamma' Q'_i \quad \text{and} \quad R_i\beta = \beta_0 - \eta p_X + \beta' R'_i.$$

X 財の需要を D_X とすると, 以下のように表せる。

$$\begin{aligned} D_X &= P(X_i=1, Y_i=0) + P(X_i=1, Y_i=1) \\ &= (\exp(R_i\beta) + \exp(R_i\beta + Q_i\gamma + \alpha)) / \Delta_i. \end{aligned}$$

D_X の交差偏微分は, 以下のようになる。

$$\begin{aligned} \frac{\partial D_X}{\partial p_Y} &= \frac{\partial Q_i\gamma}{\partial p_Y} \cdot \frac{\exp(R_i\beta + Q_i\gamma)(\exp(\alpha) - 1)}{\Delta_i^2} \\ &= -\eta \frac{\exp(R_i\beta + Q_i\gamma)(\exp(\alpha) - 1)}{\Delta_i^2}. \end{aligned}$$

従って, 交差偏微分の値を得るためには, (1) 式の推定において η を特定

離散選択行動における補完性・代替性の指標について

する必要があるが、価格が観測できないため不可能である。すべての視聴者が同じ p_Y だと仮定した場合、 $\gamma_0 - \eta p_Y$ の値は計算可能ではあるが、これは真の η の値ではない。

他方、需要の自己価格による偏微分 $\partial D_X / \partial p_X$ で正規化した交差偏微分

$$\frac{\partial D_X}{\partial p_Y} \bigg/ \frac{\partial D_X}{\partial p_X} = \frac{1}{1 + \exp(Q_i \gamma)} - \frac{1}{1 + \exp(Q_i \gamma + \alpha)}, \quad (2)$$

は、 η の値が不要であるため、 $Q_i \gamma$ と α の推計値を利用することで推定可能である。価格比 p_X / p_Y が観測可能だと仮定し、方程式にこの比率を乗じると、交差価格弾力性の値を得ることができる。

以上の構成の下で、以下の命題が成立する。

命題

$$\frac{\partial D_X}{\partial p_Y} \bigg/ \frac{\partial D_X}{\partial p_X} = P(Y_i = 1 | X_i = 1) - P(Y_i = 1 | X_i = 0) \quad (3)$$

証明

条件付き確率は以下のように表せる。

$$P(Y_i = 1 | X_i = 1) = \frac{P(X_i = 1, Y_i = 1)}{P(X_i = 1)} = \frac{\exp(Q_i \gamma)}{1 + \exp(Q_i \gamma + \alpha)}$$
$$P(Y_i = 1 | X_i = 0) = \frac{P(X_i = 0, Y_i = 1)}{P(X_i = 0)} = \frac{\exp(Q_i \gamma)}{1 + \exp(Q_i \gamma)}.$$

この式から、方程式が直接得られる (Q.E.D.)。

式(3)の右辺で示されている条件付き確率の差分は、**X**財の利用が実現することにより**Y**財の利用が促進される傾向を示している。従って式(3)は、左辺が正で両財が補完的と考えられているとき消費者は財**X**および財**Y**を同時に消費する傾向があり、左辺が負で両財が代替的と考えられているとき消費者は財**X**または財**Y**を排他的に選択する傾向があることを意味してい

る。

(3)式の左辺は、需要が価格変数の関数として把握可能でない限り定義できない。他方(3)式の右辺は、価格変数が存在しなくても条件付き確率の差分として定義することが可能で、価格が観測不可能な場合、または観測された価格と真の価格との間に何らかの不一致がある可能性がある場合にも推計可能である。従って、そこで本稿では、以下の

$$S = P(Y_i=1|X_i=1) - P(Y_i=1|X_i=0)$$

を、補完性/代替性の指標として提示したい。

指標 S は、以下の(1)~(5)の特徴を有する。

- (1) $S \in [-1, 1]$.
- (2) X と Y が独立の時、 $S=0$.
- (3) $(X, Y) = (1, 1), (0, 0)$ が観測される場合に限り、 $S=1$ をとる。
- (4) $(X, Y) = (1, 0), (0, 1)$ が観測される場合に限り、 $S=-1$ をとる。
- (5) $\text{sign}(S) = \text{sign}(\alpha)$.
- (6) α の値が増加するにつれて、 S も単調に増加する。

S は条件付き確率の差分であるから、明らかに $[-1, 1]$ の範囲の値をとる。 X 財および Y 財に対する需要が完全に独立な時、 S は 0 となる。2財の間に強い補完性があり、消費者がどちらか1財のみ選択した場合には何の利用価値もないと感じている場合、 S は 1 を示す。2財が完全に代替的で1財のみが排他的に選択される場合、 S は -1 を示す。また命題は、式(3)の符号が α の符号によって決定されることを示している。指標は効用の交差偏微分の値とともに増加するため、式(2)の値が α の値とともに増加することも明らかである。このようにこの条件付き確率の差分は非常に簡便であり、価格が観測されない場合でも計算することができる。

Ⅲ 地上波放送に関する視聴者選択行動の推定事例

本節では、日本の地上波テレビに関して視聴者がチャンネル選択したケースに基づき、Schmidt and Strauss (1975) の方法で推定した事例を報告する。用いたデータは、2000年の11月、東京または北陸地方に在住する人々を対象に行われたアンケート調査に基づいており、2,850人から回答を得ることができた。⁽⁵⁾ 調査では、平日における視聴チャンネルを10分ごとに記録するよう回答者に依頼している。分析の対象は、受信料に依存するNHKが提供している2つのチャンネル（総合と教育）と、広告料にするに依存する5つの民間地上放送（NTV, TBS, CX, ASAHI および TX）である。⁽⁶⁾ 各民間放送のネットワークは、番組のほとんどを東京にあるキー局制作のものに依存している。分析に不適切な回答を除外した結果、2,692の有効サンプルを得ることができた。⁽⁷⁾

アンケート実施時点では、ほとんどの視聴者が地上アナログテレビのチャンネルを視聴していた。民間の衛星デジタル放送は2000年にサービス提供を開始したが、当時は一般的な番組視聴方法ではなく、7%程度の視聴者しか視聴していなかった。タイムシフト視聴も、現在と異なりビデオ録画を介してのみしか利用できなかったため、地上波テレビ放送のチャンネル間の補完性／代替性の特性をより分析しやすいと言える。

本稿では、以上のデータから抽出したNHKとNTVとの関係についての

(5) 調査は郵政研究所（当時）によって行われた。詳細は巻末の（付録）を参照されたい。

(6) NHKの場合、テレビ受像機を設置する者は受信契約を締結しているとみなされ、強制的に受信料の支払い義務を負う。その意味でNHKは無料ではないが、通常の有料テレビとは異なる枠組みと捉えることが可能で、民間放送と同様追加的支払なしに番組を視聴できるため、ここでは推計対象に含んでいる。

(7) 視聴者年齢が4歳以下、または属性に関する回答がないサンプルは、分析対象から除外した。

分析事例を紹介する。視聴者 t が少なくとも 1 日に 1 回 NHK を視聴した場合を $X_i=1$ 、視聴しなかった場合を $X_i=0$ とする。⁽⁸⁾ 同様に、視聴者 t が少なくとも 1 日に 1 回 NTV を視聴した場合を $Y_i=1$ 、視聴しなかった場合を $Y_i=0$ とする。外生変数 R_i, Q_i としては視聴者の属性を表す変数を採用し、 $R_i=Q_i$ と仮定する。具体的には、視聴者の年齢 (AGE)、性別 (MF)、所得

表 1：各変数の基本統計量および総視聴時間

変数	AGE	MF	$INCM$	SP
平均	42.2	1.51	5.70	0.192
標準偏差	19.8	0.50	1.99	0.394
最大値	92	2	11	1
最小値	4	1	1	0

総視聴時間 (10分単位)	全体	NHK	NTV	TBS
平均	6.94	2.29	1.78	0.64
標準偏差	5.66	3.93	2.51	1.39
最大値	42	36	18	10
最小値	0	0	0	0

総視聴時間 (10分単位)	CX	ASAHI	TX
平均	1.54	0.46	0.23
標準偏差	2.33	1.32	0.89
最大値	18	11	16
最小値	0	0	0

(8) NHK 地上波は、NHK 総合と NHK 教育 (当時) の 2 チャンネルで構成される。以下の分析ではこれらを 1 つのチャンネルとして扱い、視聴者が少なくとも NHK の 1 チャンネルを視聴していた場合 $X_i=1$ として分析を行うこととする。

離散選択行動における補完性・代替性の指標について

水準 (*INCM*), 有料衛星放送チャンネル契約の有無 (*SP*) を用いる。⁽⁹⁾ 各チャンネル視聴に必要となる測不能な価格 p_x と p_y は, すべての視聴者にとって同一であると仮定する。

各変数の基本的な統計量および各チャンネルの総視聴時間 (10分単位で記入) は, 表 1 に示されている。

最尤法による推定結果を表 2 に示す。パラメーター α は有意に負と推定されているが, これは, 公共放送である NHK を見ている視聴者が民間放送の NTV を見ていない傾向があることを意味している。条件付き確率は以下のように表される。

$$P(Y=1|X=1) = \frac{P(X_i=1, Y_i=1)}{P(X_i=1)} = \frac{0.305}{0.558+0.305} = \frac{0.354}{0.033}$$

表 2 : NHK と NTV の関係に関する推計結果

	外生変数	推計値	t 値	p 値
β	$\beta_0 - \eta p_x$	-1.01	-5.28	0.000
	<i>AGE</i>	0.0148	6.91	0.000
	<i>MF</i>	0.445	5.61	0.000
	<i>INCM</i>	-0.0687	-3.45	0.001
	<i>SP</i>	0.591	7.50	0.000
γ	$\gamma_0 - \eta p_y$	-2.36	-11.1	0.000
	<i>AGE</i>	0.0403	18.4	0.000
	<i>MF</i>	0.257	2.95	0.003
	<i>INCM</i>	-0.00729	-0.324	0.746
	<i>SP</i>	-0.110	-1.18	0.239
α		-0.613	-4.00	0.000
		対数尤度	-3381.62	n = 2670

(9) 視聴者の多チャンネルへの選好度を捉える変数として *SP* を採用した。衛星テレビはカバー率100%であり, すべての世帯が契約可能である。

$$P(Y=1|X=0) = \frac{P(X_i=0, Y_i=1)}{P(X_i=0)} = \frac{0.788}{0.779+0.788} = \frac{0.503}{(0.014)}$$

標準誤差は()内に示されている。この結果から、各外生変数の平均での標準誤差0.035を用いて指標は-0.149と推定され、NHKとNTVに対する視聴行動が有意に代替的であることを示唆している。

おわりに

本稿では、価格変数が観測不能な場合でも計算可能な補完性/代替性の指標を提示した。我々は、この指標が以下のように指標として適切な性質を有することを証明した。指標は $[-1, 1]$ の範囲の値をとり、財が完全に補完的である場合1となる。需要が独立な場合は0をとり、完全に排他的な場合は-1をとる。効用の交差偏微分とともに増加する。さらに指標を実証的に推定する方法を提示し、日本の地上波テレビ放送視聴者の選択行動分析に適用した。本稿では、一つの分析事例としてNHKとNTVとの関係について紹介したが、得られた推定値と標準誤差から、NHKとNTVに対する視聴行動が有意に代替的であるとの結果を得ることができた。

今後、同様の分析をⅢ節で示した全放送局について行っていく予定であるが、主な関心は、NHKとNTV以外の地上民放局との関係が同様に代替的と示されるか、また地上民放局間の関係についてどのような推計値が得られるか、という点にある。また本推計の適用範囲や前提条件等についても、より丁寧な検討を行うこととしたい。

【謝辞】

本稿は草案の段階で、European Association for Research in Industrial Organization 2007 (at Valencia) の年次大会、European Media Management Association 2017 (at Ghent) の年次大会およびその他セミナーにおいて発表を行った。参加者のコメントは本稿の改定に非常に有益であった。また本研究は科学研究費補助金(基盤研究(C), 課題番号18530171, 16K03687)からの援助を受けている。記して感謝の意を表した

い。

【参考文献】

- Brynjolfsson, E. and P. Milgrom (2013). "Complementarity in Organizations," In Gibbons, R. and J. Roberts (Eds.), *The Handbook of Organizational Economics*, pp. 11-55, Princeton University Press.
- Bayraktaroglu, D., G. Gunaydin, E. Selcuk and A. Ong. (2018). "A Daily Diary Investigation of the Link between Television Watching and Positive Affect," *Journal of Happiness Studies*.
- Carare, O. and A. Zentner. (2012). "Program Substitutability in Network Television: Evidence from Argentina," *Information Economics and Policy*, 24(2), pp. 145-160.
- Chan, T. (2006). "Estimating a Continuous Hedonic-Choice Model with an Application to Demand for Soft Drinks," *The Rand Journal of Economics*, 37(2), pp. 466-482.
- Cournot, A., and I. Fisher (1897). *Researches into the Mathematical Principles of the Theory of Wealth*, New York: Macmillan Co.
- Cuñado, J. and F. Pérez de Gracia (2012). "Does Media Consumption Make Us Happy? Evidence for Spain," *Journal of Media Economics*, 25(1), pp. 8-34.
- Gentzkow, M. (2007). "Valuing New Goods in a Model with Complementarity: Online Newspapers," *The American Economic Review*, 97(3), pp. 713-744.
- Hendel, I. (1999). "Estimating Multiple-Discrete Choice Models: An Application to Computerization Returns," *The Review of Economic Studies*, 66(2), pp. 423-446.
- Jeffres, L. (1978). "Cable TV and Viewer Selectivity," *Journal of Broadcasting*, 22(2), pp. 167-177.
- Kind, H., T. Nilssen and L. Sjørgard (2007). "Competition for Viewers and Advertisers in a TV Oligopoly," *Journal of Media Economics*, 20(3), pp. 211-233.
- Kind, H., T. Nilssen and L. Sjørgard (2009). "Business Models for Media Firms: Does Competition Matter for How They Raise Revenue?," *Marketing Science*, 28(6), pp. 1112-1128.
- Rubin, A. (1983). "Television Uses and Gratifications: The Interactions of Viewing Patterns and Motivations," *Journal of Broadcasting & Electronic Media*, 27(1), pp. 37-51.
- Rubin, A. and E. Perse (1987). "Audience Activity and Television News Gratifications," *Communication Research*, 14(1), pp. 58-84.
- Rust, R. and M. Alpert (1992). "An Audience Flow Model of Television Viewing Choice," *Marketing Science*, 3(2), pp. 113-124.
- Rust, R., W. Kamakura and M. Alpert (1992). "Viewer Preference Segmentation and Viewing Choice Models for Network Television," *Journal of Advertising*, 21(1), pp. 1-18.

- Schmidt, P. and R. Strauss (1975). “Estimation of Models with Jointly Dependent Qualitative Variables: A Simultaneous Logit Approach,” *Econometrica*, 43(4), pp. 745-755.
- Shishikura, M., N. Kasuga and A. Nakamura (2018) “On Commercial Preference by TV Audience—Payment for Avoidance, Type of Commercial and Contents Volume,” Paper presented at *International Telecommunications Society 2018, 22nd Biennial Conference*, at Seoul, Korea (June 25).
- Sparkes, V. (1983). “Public Perception of and Reaction to Multi-Channel Cable Television Service,” *Journal of Broadcasting*, 27(2), pp. 163-175.
- Spence, M. and B. Owen (1977). “Television Programming, Monopolistic Competition and Welfare,” *The Quarterly Journal of Economics*, 91(1), pp. 103-126.
- Train, K., D. McFadden and M. Ben-Akiva (1987). “The Demand for Local Telephone Service: A Fully Discrete Model of Residential Calling Patterns and Service Choices,” *The RAND Journal of Economics*, 18(1), pp. 109-123.
- Wilbur, K. (2008), “A Two-sided, Empirical Model of Television Advertising and Viewing Markets,” *Marketing Science*, 27(3), pp. 356-78.

【付録：アンケート調査の概要について】

総務省郵政研究所（当時、現情報通信政策研究所）では、1994、1997、2000年に「テレビに関するアンケート調査」を実施した。平日の10分ごとの視聴チャンネルについて個人単位のデータを外観できることが本調査の長所である。また、各回ごとにそれぞれ個別の特色を有している。具体的には、以下のとおりである。

- ・1994年：休日の視聴行動についても質問し年間の総視聴パターンを概観。
- ・1997年：希望する番組ジャンルを質問し実際に視聴した番組との乖離度を測定。
- ・2000年：東京地区に加え北陸地区も調査対象とした。

2000年調査において北陸地区を対象に選んだのは、民放地上波の受信可能チャンネル数が少ない（福井2チャンネル、富山3チャンネル）ことによる。即ち、民放地上波が5局視聴可能な東京地区と対比することによって、両地区の視聴行動に、チャンネル数の多寡による何らかの影響が観察できるのではないかという問題意識に基づいている。本分析ではそのうち、NHKおよび民放5大ネットワークが視聴可能な東京の一般世帯と東京・北陸のCATV加入世帯のデータを利用している（442+1125+1283、計2850）。

(1) 調査実施日

平成12年11月28日(火)～11月30日(木)

(2) 調査方法

郵送法

離散選択行動における補完性・代替性の指標について

(3) 調査対象地域

東京地区（東京都および神奈川県）、北陸地域（富山県および福井県）

(4) サンプル抽出

調査対象地域内の住民基本台帳および加入者名簿等からの無作為抽出

(5) 有効回答数

[単位%]

	一般世帯		CATV 加入世帯		CS デジタル加入世帯	
	東京	北陸	東京	北陸	東京	北陸
発送世帯数	598	602	990	990	250	250
有効世帯回収数 (有効世帯回収率)	151 (25.3%)	116 (19.3%)	376 (38.0%)	442 (44.6%)	64 (25.6%)	80 (32.0%)
有効世帯員数	442	321	1,125	1,283	183	264