

平成26年度卒業論文

専門家の評価はゲームソフトの需要に影響するか？

所属ゼミ 村澤ゼミ
学籍番号 1110401092
氏名 中桐正翔

大阪府立大学 経済学部

要約

「経験財」とは購入してからはじめてその品質がわかる財のことである。つまり購入するまで消費者は財の品質を知ることができない。したがって消費者は、購入する前に専門家の評価を通じて品質に関する情報を得ようとする。

近年、動画サイトやレビューサイトが登場し、消費者が製品の品質の情報を事前に得る手段は多様化してきている。このことから、それらのサイトが登場する以前から存在する「専門家のレビュー」の影響力が、相対的に弱くなっている可能性がある。

本稿の目的は「専門家の評価が経験財の需要に与える影響は弱くなっているのか？」という問いに答えを与えることである。経験財の例として家庭用ゲームソフト市場の分析を行った。

2006年から2011年までの「専門家のレビュー」と「初週販売本数」のデータをそれぞれ「ファミ通ゲーム白書」「テレビゲーム産業白書」より入手し、OLSによって分析を行った。

分析の結果、①専門家のレビュースコア（10点満点換算）が1ポイント増加すると初週売上本数は61%増加し、②この係数は2009年から2011年にかけてほぼ一定であることが明らかとなった。

ただし被説明変数の切断があり、それを考慮した分析を行うことができなかったため、結果に誤りがある可能性がある。

目次

| | | |
|------|---------------------------|----|
| 第1章 | はじめに..... | 1 |
| 第2章 | 先行研究..... | 2 |
| 第3章 | データ..... | 3 |
| 1. | テレビゲーム産業白書とファミ通ゲーム白書..... | 3 |
| 2. | データの抽出..... | 4 |
| 3. | 変数の定義..... | 5 |
| 第4章 | 分析手法..... | 8 |
| 1. | OLS..... | 8 |
| 2. | 係数ダミー..... | 9 |
| 第5章 | 分析結果..... | 12 |
| 第6章 | 終わりに..... | 15 |
| 参考文献 | | 16 |

第1章 はじめに

「経験財」とは購入してからはじめてその品質がわかる財のことである。つまり購入するまで消費者は財の品質を知ることができない。したがって消費者は、購入する前に専門家の評価を通じて品質に関する情報を得ようとする。

近年、動画サイトやレビューサイトが登場し、消費者が製品の品質の情報を事前に得る手段は多様化してきている。このことから、それらのサイトが登場する以前から存在する「専門家のレビュー」の影響力が、相対的に弱くなっている可能性がある。

本稿の目的は「専門家の評価が経験財の需要に与える影響は弱くなっているのか？」という問いに答えを与えることである。経験財の例として家庭用ゲームソフト市場の分析を行った。

2006年から2011年までの「専門家のレビュー」と「初週販売本数」のデータをそれぞれ「ファミ通ゲーム白書」「テレビゲーム産業白書」より入手し、OLSによって分析を行った。

分析の結果、①専門家のレビュースコア（10点満点換算）が1ポイント増加すると初週売上本数は61%増加し、②この係数は2009年から2011年にかけてほぼ一定であることが明らかとなった。

ただし被説明変数の切断があり、それを考慮した分析を行うことができなかったため、結果に誤りがある可能性がある。

構成は以下のとおりである。第2章では専門家の評価に関する先行研究およびゲーム市場に関する先行研究を紹介する。第3章では分析に用いたデータについて説明を行う。第4章ではOLSと係数ダミーについて、第5章ではOLSによる分析によって得られた結果を記述する。第6章ではその結果について考察を行う。

第 2 章 先行研究

Friberg and Grönqvist (2012)はスウェーデンのワイン市場において、専門家のレビュー(expert reviews)の需要に対する影響を分析している。分析の結果、好ましいレビューは翌週の需要を 6%増加させ、効果は 20 週にわたって継続するという結果が得られた。また好ましくないレビューにおいては有意な効果がみられなかったが、中立的なレビューはわずかながら需要を増加させるという結果が得られている。

中垣(2008)は、専門家の評価が経験財の需要に対して影響を与えるか、ゲームソフトを例に OLS による分析を行った。その際用いたデータは「ファミ通ゲーム白書 2007」と「2007 年テレビゲーム白書」より得た、2006 年のゲームソフト年間売上数上位 500 タイトルのデータである。その結果、初週売上数に対する専門家の評価の影響は 1 ポイントにつき+43.3%、累計売上数に対する専門家の評価は 1 ポイントにつき+40.9%という結果が得られている。

以上のように専門家の評価は経験財の需要を増加させることが確認されている。経験財のマーケティング活動をする際、各分野の専門家の影響力が需要に対してどれだけの影響力を持つか推定することは重要である。しかし専門家の評価の影響力自体の推移を分析した研究は見つからなかった。

そこで本稿は中垣(2008)を踏まえゲーム市場において専門家のレビューが需要に与える影響が弱くなっているのかを分析する。中垣(2008)の 2006 年 2007 年のデータに加え、2011 年までのデータを用いて分析を行った。

第3章 データ

1. テレビゲーム産業白書とファミ通ゲーム白書

初週売上本数・価格・発売日・発売ハードは「テレビゲーム産業白書」、専門家のレビューは「ファミ通ゲーム白書」、ゲームの事後的な品質の情報の代理変数として用いる一般消費者の評価は Amazon.co.jp より入手した。

「テレビゲーム産業白書」は、株式会社メディアクリエイトが発行している1998年に創刊された年鑑である。2012年版より名称が改められ「ゲーム産業白書」となった。

「ファミ通ゲーム白書」は、エンターブレインが発行している2005年に刊行され年鑑である。本稿で分析する専門家の評価を表す変数として、クロスレビューのポイントを利用する。クロスレビューとは、「週刊ファミ通」の編集者4人がそれぞれ10満点でゲームソフトを採点し、合計40点満点でゲームソフトの質を測るものである。標準的な完成度であると判断されたゲームは基準として7点が設定されている。以下「専門家のレビュー」と記述されているものはクロスレビューのスコアと同義である。

表1はデータの入手先を示す表である。たとえば2006年の初週売上は2007年版のテレビゲーム産業白書から入手した。以下「2006年のデータ」と記述しているものは2007年版の白書から入手したデータを指す。

表1 データの入手先

| | 初週売上 | クロスレビュー |
|------|-----------------|---------------|
| 2006 | 2007年テレビゲーム産業白書 | ファミ通ゲーム白書2007 |
| 2007 | 2008年テレビゲーム産業白書 | ファミ通ゲーム白書2008 |
| 2008 | 2009年テレビゲーム産業白書 | ファミ通ゲーム白書2009 |
| 2009 | 2010年テレビゲーム産業白書 | ファミ通ゲーム白書2010 |
| 2010 | 2011年テレビゲーム産業白書 | ファミ通ゲーム白書2011 |
| 2011 | 2012年ゲーム産業白書 | ファミ通ゲーム白書2012 |

2. データの抽出

「ゲームソフト」は「ゲームのタイトル」と「ゲームハード」によって定義されている。つまり同じ「ゲームのタイトル」の製品が別個の「ゲームハード」で発売された場合、それぞれ別個の「ゲームソフト」して扱う。

たとえば 2010 年に「プロ野球スピリッツ 2010」が PSP・PS3・PS2 の 3 つのゲームハードで発売されている。この場合は計 3 つのゲームソフトとしてとり扱っている。ただし通常版・限定版の両方が発売されている製品に関しては、2 つをまとめて 1 つの「ゲームソフト」として扱う。

利用可能なデータは以下の条件を満たすものである。

- ① ファミ通ゲーム白書とゲーム産業白書の両方において年間売上本数ランキング 500 位以内に入っている。(2009 年以降のデータについては年間売上本数ランキング 1000 位以内)
- ② ファミ通ゲーム白書においてレビューがなされている。
- ③ 以上の二つの条件を満たし、複数年にわたってランキングに入っているものは発売年のデータのみ使用する。
- ④ Amazon.co.jp においてレビューがなされている。

①については、ファミ通ゲーム白書とゲーム産業白書はそれぞれ独自の調査で得たデータを用いており、ランキングに多少の誤差があるためである。両方のランキングに入っていなければ、初週売上本数とレビュースコアの紐付が不可能である。③についてはデータを重複して数え上げるのを防ぐためである。④のデータはゲームソフトの品質の指標として用いるものである。基本的にゲームタイトルの通常版のレビューを収集したが、通常版のレビューがない場合は限定版のレビューで代替している。

3. 説明変数の定義と要約統計量

表 2 は主な変数とそれぞれの要約統計量を示したものである。

表 2 主な変数と要約統計量

| 変数 | 平均 | 中央値 | 標準偏差 | 最大値 | 最小値 |
|-------------------|---------|-------|-------|---------|------|
| 初週売上本数 | 61979.0 | 22561 | 14188 | 2318932 | 703 |
| 価格 | 5966.9 | 5800 | 1213 | 11500 | 2400 |
| 専門家レビューのスコア | 7.7 | 8 | 1.0 | 10 | 3.75 |
| Amazonレビューのスコア | 7.3 | 7 | 1.3 | 10 | 2 |
| 年ダミー：2006年 | 0.11 | 0 | 0.31 | 1 | 0 |
| 年ダミー：2007年 | 0.14 | 0 | 0.35 | 1 | 0 |
| 年ダミー：2008年 | 0.13 | 0 | 0.34 | 1 | 0 |
| 年ダミー：2009年 | 0.19 | 0 | 0.40 | 1 | 0 |
| 年ダミー：2010年 | 0.20 | 0 | 0.40 | 1 | 0 |
| 年ダミー：2011年 | 0.22 | 0 | 0.42 | 1 | 0 |
| ゲームハードダミー：PSP | 0.19 | 0 | 0.39 | 1 | 0 |
| ゲームハードダミー：DS | 0.30 | 0 | 0.46 | 1 | 0 |
| ゲームハードダミー：Wii | 0.10 | 0 | 0.30 | 1 | 0 |
| ゲームハードダミー：PS3 | 0.17 | 0 | 0.37 | 1 | 0 |
| ゲームハードダミー：PS2 | 0.10 | 0 | 0.30 | 1 | 0 |
| ゲームハードダミー：XBOX360 | 0.10 | 0 | 0.30 | 1 | 0 |
| ゲームハードダミー：GBA | 0.00 | 0 | 0.05 | 1 | 0 |
| ゲームハードダミー：GC | 0.00 | 0 | 0.04 | 1 | 0 |
| ゲームハードダミー：3DS | 0.04 | 0 | 0.19 | 1 | 0 |
| ゲームハードダミー：PSVita | 0.00 | 0 | 0.02 | 1 | 0 |
| 曜日ダミー：月曜日 | — | — | — | — | — |
| 曜日ダミー：火曜日 | 0.00 | 0 | 0.05 | 1 | 0 |
| 曜日ダミー：水曜日 | 0.04 | 0 | 0.20 | 1 | 0 |
| 曜日ダミー：木曜日 | 0.91 | 0 | 0.28 | 1 | 0 |
| 曜日ダミー：金曜日 | 0.00 | 0 | 0.07 | 1 | 0 |
| 曜日ダミー：土曜日 | 0.03 | 0 | 0.18 | 1 | 0 |
| 曜日ダミー：日曜日 | 0.00 | 0 | 0.06 | 1 | 0 |

以下各変数の定義について補足説明を行う。

- 初週売上本数

ここで言う「初週売上本数」とはゲームソフト発売日から次の日曜日までの売上のことである。多くのゲームは木曜日発売であることが多いが、その場合は4日分のみ集計が行われている。

- 専門家レビューのスコア

ファミ通ゲーム白書より入手したクロスレビューのポイントである。元のデータは 40 点満点であるが、10 点満点に換算している。

- Amazon レビューのスコア

1 から 5 までの 0.5 刻みで評価を行った 9 段階のスコアである。元のデータは 5 点満点であるが、10 点満点に換算している。なおこのデータの収集は 2015 年 1 月に行った。

- 年ダミー

2006 年から 2011 年までの各ダミー変数である。各年のゲームタイトル発売数とゲームハードの内訳を表 3 にて示す。

- ゲームハードダミー

各ゲームタイトルがどのゲームハードで発売されたのかを表すダミー変数である。各年のゲームタイトル数発売数とゲームハードの内訳を表 3 にて示す。

- 曜日ダミー

各ゲームタイトルが発売された曜日を表すダミー変数である。利用可能なデータの中には月曜日発売のゲームタイトルは存在しなかった。

また分析の際「初週売上本数」と「ゲームソフトの価格」は対数をとって分析を行った。

表 3 各年のゲームタイトル発売数とゲームハードの内訳

| ゲームハード名 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 計 |
|---------------|------|------|------|------|------|------|------|
| <i>PSP</i> | 25 | 25 | 31 | 64 | 96 | 92 | 333 |
| <i>DS</i> | 60 | 102 | 106 | 113 | 93 | 41 | 515 |
| <i>Wii</i> | 11 | 34 | 31 | 40 | 28 | 29 | 173 |
| <i>PS3</i> | 6 | 20 | 26 | 57 | 82 | 97 | 288 |
| <i>PS2</i> | 66 | 49 | 21 | 24 | 7 | 1 | 168 |
| <i>XB360</i> | 6 | 14 | 15 | 36 | 47 | 53 | 171 |
| <i>GBA</i> | 7 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 7 |
| <i>GC</i> | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 3 |
| <i>3DS</i> | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 67 | 67 |
| <i>PSVita</i> | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| 計 | 182 | 244 | 230 | 334 | 353 | 381 | 1724 |

第4章 分析手法

1. OLS

以下の古典的線形回帰モデルを考える。

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{e}$$

$$E(\mathbf{e}|\mathbf{X}) = \mathbf{0}$$

ただし \mathbf{y} 、 $\boldsymbol{\beta}$ 、 \mathbf{e} は n 行 1 列の列ベクトル、 \mathbf{X} は $(n \times k)$ 行列である。ここで k は説明変数の数に一致する。OLS(通常最小二乗法)とは、 $\mathbf{e} := \mathbf{y} - \mathbf{bX}$ としたときの残差二乗和 $\mathbf{e}'\mathbf{e}$ を最小にする \mathbf{b} を定める方法である。

$$\begin{aligned} \mathbf{e}'\mathbf{e} &= (-\mathbf{Xb})'(\mathbf{y} - \mathbf{Xb}) \\ &= \mathbf{y}'\mathbf{y} - \mathbf{b}'\mathbf{X}'\mathbf{y} - \mathbf{y}'\mathbf{Xb} + \mathbf{b}'\mathbf{X}'\mathbf{Xb} \end{aligned}$$

ここで OLS 問題は

$$\min_{\mathbf{b}} \mathbf{y}'\mathbf{y} - 2\mathbf{y}'\mathbf{Xb} + \mathbf{b}'\mathbf{X}'\mathbf{Xb}$$

と記述することができる。

この問題を解くには上式を \mathbf{b} について微分し、右辺を $\mathbf{0}$ と置けば良いので

$$-2\mathbf{X}'\mathbf{y} + 2\mathbf{X}'\mathbf{Xb}^* = \mathbf{0}$$

$$\mathbf{b}^* = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y}$$

以上のようにして回帰係数の OLS 推定量 \mathbf{b} を求めることができる。

また古典的線形回帰モデルにおいて OLS 推定量 \mathbf{b} は BLUE (最良線形不偏推定量) であることが知られている。(ガウス=マルコフの定理)

2. 係数ダミー

まず定数項ダミーのみ含んだモデルを考える。

$$Y_i = \alpha + \beta_1 D_i + \beta_2 X_i + e_i$$

ただし、 D_i は0または1を取り得るダミー変数である。

$D_i = 0$ であるとき、

$$Y_i = \alpha + \beta_2 X_i + e_i$$

$D_i = 1$ であるとき、

$$Y_i = \alpha + \beta_1 D_i + \beta_2 X_i + e_i$$

定数項ダミーによって2つのグループに分けることが可能であり、それぞれのモデルを1つの式で表すことができる。(図1)

つぎに回帰係数の変化をみるため、係数ダミーを含むモデルを考える。

$$Y_i = \alpha + \beta_1 D_i + \beta_2 X_i + \beta_3 D_i X_i + e_i$$

上式は定数項ダミーのみ含んだモデルに(ダミー変数) × (説明変数 X_i)を加えたものである。

$D_i = 0$ であるとき、

$$Y_i = \alpha + \beta_2 X_i + e_i$$

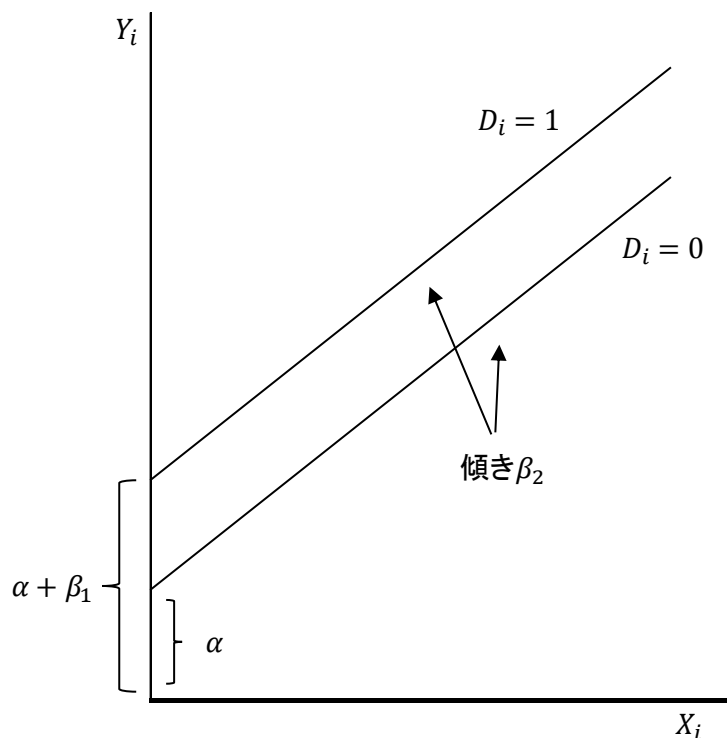
$D_i = 1$ であるとき、

$$\begin{aligned} Y_i &= \alpha + \beta_1 D_i + \beta_2 X_i + \beta_3 D_i X_i + e_i \\ &= (\alpha + \beta_1 D_i) + (\beta_2 + \beta_3 D_i) X_i + e_i \end{aligned}$$

$D_i = 0$ の場合と $D_i = 1$ の場合を比較すると、 X_i の係数が β_3 だけ変化している事がわかる。このように、係数ダミーをモデルに加える事により、グループ間で

の回帰係数の変化を観測することができる。(図 2)

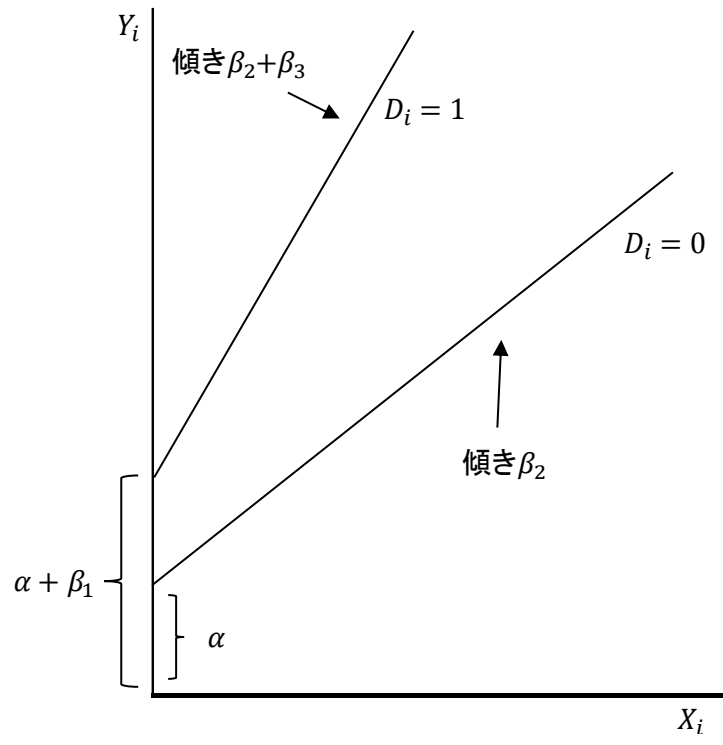
図 1 定数項ダミーのみモデルに加えたモデル



注意として定数項 α をモデルに含む場合、すべてのダミー変数を加えてしまうと完全な多重共線性を引き起こしてしまうため、必ず1つはダミー変数を抜くようにしなければならない。

本稿の分析では(年ダミー) × (レビュースコア)を係数ダミーとして利用している。

図 2 定数項ダミー・係数ダミーの両方を加えたモデル



第5章 分析結果

表4は、初週売上本数を対数変換したものを被説明変数とした回帰モデルの推定結果である。なお「初週売上本数」「価格」はそれぞれ対数をとって分析を行っている。

表4 初週売上本数を被説明変数とした回帰モデルの推定結果 (n=1724)

| | 係数 | 標準誤差 | t 値 |
|------------------|-------|------|------------|
| 定数項 | -2.83 | 1.57 | -1.80 * |
| 価格 | 1.01 | 0.17 | 5.85 *** |
| 専門家レビュー | 0.61 | 0.03 | 18.54 *** |
| Amazonレビュー | -0.02 | 0.02 | -0.96 |
| 2007年ダミー | 0.47 | 0.53 | 0.87 |
| 2008年ダミー | 0.19 | 0.56 | 0.33 |
| 2009年ダミー | -1.04 | 0.10 | -10.49 *** |
| 2010年ダミー | -1.26 | 0.10 | -11.98 *** |
| 2011年ダミー | -1.21 | 0.11 | -11.35 *** |
| 2007年ダミー×専門家レビュー | -0.69 | 0.07 | -1.00 |
| 2008年ダミー×専門家レビュー | -0.04 | 0.07 | -0.50 |
| 2009年ダミー×専門家レビュー | 0.01 | 0.00 | 8.84 *** |
| 2010年ダミー×専門家レビュー | 0.03 | 0.00 | 11.03 *** |
| 2011年ダミー×専門家レビュー | 0.02 | 0.00 | 10.82 *** |
| DSダミー | -0.10 | 0.07 | -1.31 |
| Wiiダミー | -0.51 | 0.10 | -5.22 *** |
| PS3ダミー | -0.88 | 0.09 | -9.48 *** |
| PS2ダミー | -0.04 | 0.11 | -0.33 |
| XBOX360ダミー | -1.29 | 0.11 | -11.99 *** |
| GBAダミー | 0.31 | 0.45 | 0.70 |
| GCダミー | -0.48 | 0.57 | -0.84 *** |
| 3DSダミー | -0.70 | 0.14 | -5.01 |
| PSVitaダミー | -1.27 | 0.99 | -1.29 |
| 水曜日ダミー | 0.65 | 0.50 | 1.29 |
| 木曜日ダミー | 0.42 | 0.49 | 0.85 |
| 金曜日ダミー | 0.39 | 0.60 | 0.65 |
| 土曜日ダミー | 0.64 | 0.51 | 1.25 |
| 日曜日ダミー | -0.08 | 0.62 | -0.13 |
| 決定係数 | 0.52 | | |
| 自由度修正済み決定係数 | 0.51 | | |

注：* = 有意水準 10% ** = 有意水準 5% *** = 有意水準 1%

以下係数ダミーに注意をしながら各説明変数に対して得られた結果を記述する。

- 価格

有意水準 1% で正の相関があることが推定された。回帰係数 1.01 は「ゲームソフトの価格が 1% 増加すると、初週売上本数は 1.01% 増加する」という意味になる。これは説明変数・被説明変数ともに対数をとっているためである。

- 専門家レビュー

有意水準 1% での正の相関があることが推定された。回帰係数 0.61 は「専門家の評価が 1 ポイント増加すると、初週売上本数は 61% 増加する」という意味になる。

- Amazon レビュー

有意な結果は得られなかった。中垣(2008)においても有意な結果は見られていない。

- 年ダミー

基準を 2006 年ダミーとしている。2009 年から 2011 年にかけて有意水準 1% で負の相関が推定された。2009 年の回帰係数 -1.04 の意味は「2006 年と比較して、2009 年は初週売上本数が 104% 減少する」となる。他の年も同様に「2010 年は 126%、2011 年は 121% 減少する」という意味となる。

- (年ダミー) × (専門家レビュー)

2007 年と 2008 年については有意な結果が得られなかった。2009 年から 2011 年にかけては、それぞれ 1% 有意での効果が推定された。2009 年から 2011 年の各回帰係数は 0.01、0.03、0.02 であった。これは「専門家のレビューの固定効果に加え、それぞれの年の初週売上本数を 1%、3%、2 増加させる」という意味になる。これは被説明変数のみ対数変換を行っているからである

しかし各回帰係数の推定量の値は小さく、実質的にはほぼ効果はないものと解釈できる。

この推定量はあくまで年ごとの変化のみを表しているので、ある年の専門家の評価全体の影響を得るためには「専門家のレビュー」の回帰係数を加えなくてはならない。2010 年の専門家の評価の影響は $61+1=62$ (%) となる。

- ゲームハードダミー

基準を PSP ダミーとしている。Wii、プレイステーション 3、XBOX360、GC のダミー変数のみ有意な結果が推定された。いずれも初週売上本数には負の相関が見られる。Wii ダミーの回帰係数-0.51 は「PSP と比較して、Wii のソフトの初週売上本数は 51% 減少する」という意味になる。

- 曜日ダミー

月曜日発売のゲームタイトルは存在しなかったため、基準は火曜日ダミーとしている。すべての曜日について有意な結果は得ることができなかった。

注目すべきは (年ダミー) × (専門家レビュー) の結果である。(年ダミー) × (専門家レビュー) の推定結果の値はほぼ一定である。したがって専門家のレビューが初週売上本数に与える影響はほぼ変化していないと解釈することができる。

第6章 終わりに

OLSによる分析の結果、2009年から2011年にかけて、初週販売本数に対する専門家の影響力は弱くなっていないという結論に至った。本稿では「専門家の影響力は落ちている」という仮説を設定し分析を行ったがそれは否定された。原因としては、専門家の影響力自体は減少していないがレビュー雑誌自体の発行部数など他の要因が関連していると考えられる。

また今回の分析で2009年から2011年にかけての「年ダミー」の回帰係数に負の相関が見られたが、これは2006年から2008年のデータと2009年から2011年のデータの量が違うために起こったものと考えられる。データを年間売り上げランキング上位から入手しているため、被説明変数の切断がある。

今後の改善としては①データの集積を待ちデータの大きさをなるべく揃えること②発行部数などレビュー雑誌そのものの影響力を代表する説明変数をいれること③被説明変数の切断を考慮に入れ、標本選択モデルによる分析を行うことの3点が挙げられる。

参考文献

中垣裕志（2008）「経験財の需要に対する専門家の評価の影響：ゲームソフトの例」。大阪府立大学経済学部卒業論文

Friberg, Richard, and Erik Grönqvist. (2012) "Do expert reviews affect the demand for wine?." *American Economic Journal: Applied Economics* vol.4,Number 1, pp193-211.