

商品情報比較サイトが銘柄間非価格競争に 及ぼす影響の再吟味

近 藤 浩 之

I. 問題意識と研究目的

拙稿(2011)では、拙稿(2010)における理論的な考察に基づいて、「商品情報比較サイト¹⁾上の非価格商品情報が銘柄間の非価格競争に及ぼす影響」に関し、探索的な調査仮説を設定し、商品情報比較サイトに掲載されている集計済みのデータを用いて、調査仮説の検証を行った。その結果、商品情報比較サイト上に掲載されている消費者の特定銘柄に対する満足度評価の平均値は、満足度評価の平均値が高い銘柄群において、当該銘柄の売れ行きに正の影響を及ぼし得ることを確認した。それは商品情報比較サイト利用の普及が銘柄間の非価格競争を強化する可能性があることを示唆するものであった。但し、そこでの調査仮説は探索的なものであり、分析に使用したデータも価格.comという特定の商品情報比較サイト上の液晶テレビという1品目に関する1時点におけるものであった。こうしたことから拙稿(2010)では「商品情報比較サイトが銘柄間非価格競争に及ぼす影響」について、異なるデータを用いて再度検証を行うのが望ましいことを指摘した。そこで本稿では異なる品目のデータを用い、拙稿(2010)よりも詳しい分析を行うことにより、「商品情報比較サイト上の非価格商品情報が銘柄間の非価格競争に及ぼす影響」について改めて考察する。

II. 前回分析の確認と残された課題

価格.com上の液晶テレビデータを用いた前回の分析²⁾では6つの調査仮説を設定して重回帰分析による検証を行ったが、商品情報比較サイトが銘柄間非価格競争に及ぼす影響という観点から最も重要な調査仮説は、満足度平均値が売れ筋順位³⁾に負の影響を及ぼすことを想定して設定した調査仮説4であった。そこで先ず同調査仮説の内容と前回の分析結果について確認する。同調査仮説は「発売後月数が多い程、最安値が高い程、そして満足度平均値が低い程、当該銘柄の売れ筋ランキングにおける順位は低い(順位数は多い)」という内容であった。この調査仮説を検証するため、前回、売れ筋順位を従属変数、発売後月数、最安値、満足度平均値の3変数を独立変数(順に、正、正、負の影響を想定)とする重回帰分析を行った。その結果、全銘柄のデータを使用した場合、発売後月数と最安値に関しては仮説

が支持されたが、研究目的との関係で最も重要な満足度平均値については、符号の向きこそ予想通りであったものの、統計的に有意な結果が得られなかった。そこで残差分析を実施したところ、満足度平均値が上位の銘柄間には、満足度平均値と売れ筋順位の間に調査仮説通りの関係がありそうであることが見て取れた。この点は単なる偶然ではなく、価格競争において最安値をめぐる競争が最も注目され易いと同様に、非価格競争についても満足度上位銘柄間の競争に注目が集まり易い可能性があると考え、満足度平均値の水準によって銘柄を2つのグループに分けて分析したところ、満足度平均値が高位半分に属する銘柄群については、発売後月数と最安値の2変数に加えて満足度平均値についても符号の仮説が統計的に支持された。すなわち、満足度平均値が高い銘柄間においては、満足度平均値が高い程、売れ行きが良い傾向にあることが示された。

但し、前回の分析に用いたデータについては、対象品目が液晶テレビに限られている、1時点において収集したデータに過ぎない、標本数が少ないという3つの制約があった。さらに、主たる調査仮説である調査仮説4の分析に関する以下の2つの課題についても検討する必要があると考えられる。1つは、売れ筋順位を売れ行きの代理変数として用いたこと、および正規分布にはならないと考えられる売れ筋順位を従属変数として用いたことへの対処が必要であるという点である。もう1つは、分析結果の中では満足度平均値が売れ筋順位に及ぼす影響に対して最も注目する必要があるが、両者の間にはタイムラグがあると考えられる点である。価格.com上には集計期間の異なる満足度平均値が掲載されているが、どの集計期間のデータを採用するのが適切であるのかに関しては検討が必要である。そこで次節では、異なる品目に関するデータの使用について取り上げた上で、売れ筋順位変数の性質から生じる従属変数に関わる問題、および満足度平均値の集計期間の問題について検討する。

Ⅲ. 前回分析の再検証に向けての準備

3-1 使用データ

前回分析における最も重要な内容の再検証という観点から、前回分析時の調査仮説4を再検証および考察の対象とし、データについても前回と同じく価格.com上の集計データを用いた。前回分析時に指摘した通り、価格.comには多くの品目が登録されているが、ほとんどの品目は、「当該カテゴリー内に登録されている銘柄数」もしくは「各銘柄に対する満足度採点者数」のいずれか、またはその両方が少ないために、分析には利用できない。前回分析時にはそうした条件を満たす貴重な存在であった液晶テレビを対象品目として採用した。時点が異なる今回の分析に先立って改めてこうした条件を満たす他の品目を確認したところ、デジタルカメラに関するデータの利用が可能であることが分かった。そこで今回は2012年3月12日（月）23時時点のデジタルカメラデータを分析に用いることにした。

3-2 従属変数に関わる問題

前回分析時には売れ筋順位を従属変数として用いたが、これは価格 .com 上では売れ行きに関するデータが売れ筋ランキングという形でしか提供されていないことによる。本来の関心が満足度平均値の売れ行きへの影響にあるのであれば、すなわち売れ筋順位を売れ行き（一定短期間の売上数量）の代理として用いるのであれば、売れ筋順位における 1 位と 2 位の差は 11 位と 12 位の差よりも大きく、11 位と 12 位の差は 101 位と 102 位の差よりも大きいとみなすことができる。そこで今回の重回帰分析においては従属変数として売れ筋順位を自然対数化した「売れ筋順位自然対数」を用いることにした。但し、売れ筋順位、売れ筋順位自然対数のいずれについてもその分布に正規性を仮定することはできない。しかも売れ筋順位下位（順位数が多い）銘柄についてはデータの欠落から掲載されていないものも多い。図表 1 および図表 2 は、売れ筋順位が掲載されている全銘柄についての、売れ筋順位および売れ筋順位自然対数に関する、記述統計、正規性検定の結果、ヒストグラム、および傾向化除去 Q-Q プロット図をまとめたものであり、両変数の分布が正規性から逸脱していることが示されている。また売れ筋順位下位銘柄については、銘柄そのものは掲載されているが、分析に必要な諸データが全ては表示されていないために分析対象から除外しなければならない場合も多かった。

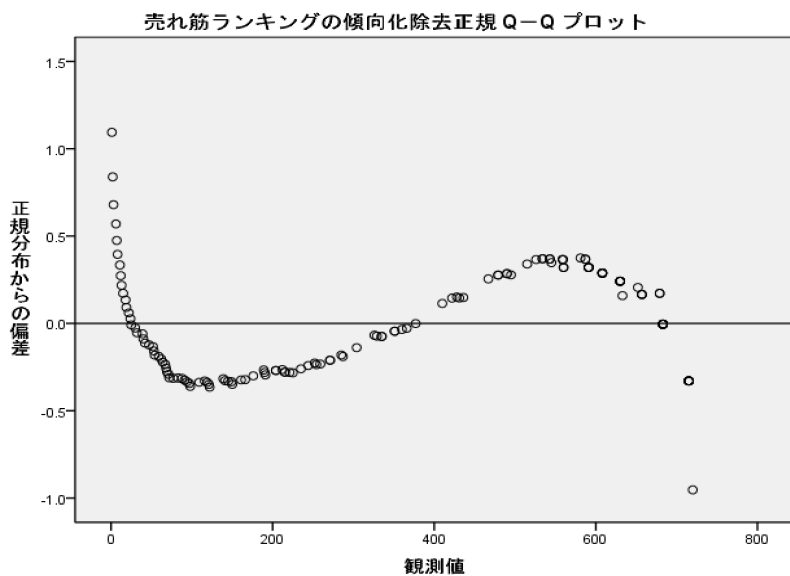
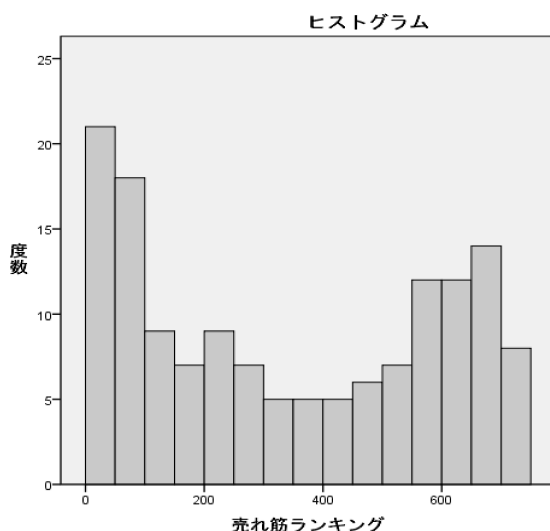
以上のように、今回の重回帰分析においては従属変数として売れ筋順位自然対数を採用するが、同変数の分布が正規性から逸脱していることが分析結果の信頼度に深刻な影響を及ぼしているのか否かについては、正規性からの逸脱問題に対応する他の分析手法を併用することによって確認することにした。より具体的には、先ず元の数値データの情報を全て利用した重回帰分析を行った後、順序回帰分析と分散分析を行うことにした。順序回帰分析においては売れ筋順位を 3 ランクに分類して従属変数とすることにした。売れ筋順位をランク化することによって情報の喪失が発生するが、従属変数の分布の正規性問題を回避することが可能となる。続いて、従属変数として重回帰分析と同じ売れ筋順位自然対数を用い、重回帰分析において独立変数となっている発売後月数、最安値、満足度平均値について各銘柄をその値の水準によって二分して要因とみなした 3 要因分散分析を実施した。分散分析には正規性からの逸脱に対する頑健性が高いという特徴があるため、重回帰分析との間で分析結果に一貫性があるのか否かを確認するために分散分析を利用したが、分散分析を実施することにより要因間の交互作用についても明らかにすることができるという利点にも着目した。

3-3 満足度平均値の集計期間に関する検討

価格 .com は満足度評価に関して、「すべての投票」「最近 1 年以内の投票」「最近 6 ヶ月以内の投票」「最近 3 ヶ月以内の投票」の 4 つの集計期間に対応した平均値と投票者数を公表している⁴⁾。同サイトでは液晶テレビやデジタルカメラについてはこれらのうち 1 年満足度を

図表 1 変数「売れ筋順位」の分布の特徴

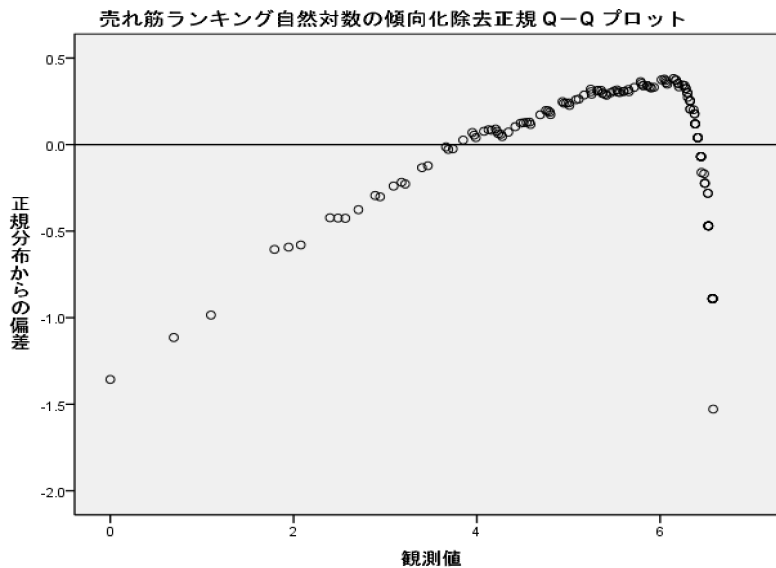
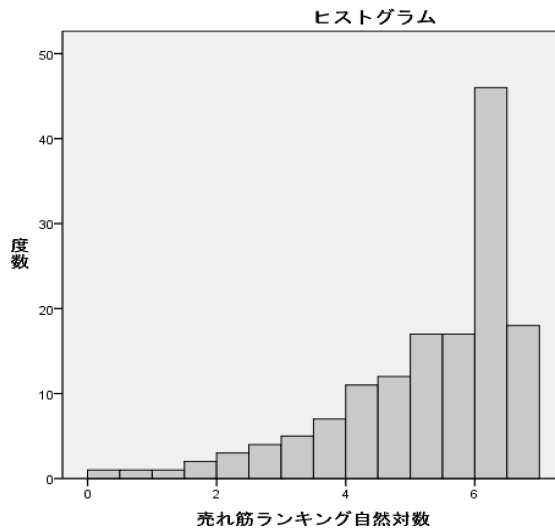
	記述統計		正規性の検定		
	統計量	標準誤差	Kolmogorov-Smirnov の正規性の検定 (探索的) ^a		
標本数	145	20.710	統計量	自由度	有意確率.
平均値	342.848		.130	145	.000
中央値	326		a. Lilliefors 有意確率の修正		
標準偏差	249.384		Shapiro-Wilk		
最小値	1		統計量	自由度	有意確率.
最大値	720		.892	145	.000
歪度	.091	.201			
尖度	-1.562	.400			



図表 2 変数「売れ筋順位自然対数」の分布の特徴

	記述統計	
	統計量	標準誤差
標本数	145	
平均値	5.284	.115
中央値	5.787	
標準偏差	1.383	
最小値	0	
最大値	6.579	
歪度	-1.402	.201
尖度	1.766	.400

正規性の検定		
Kolmogorov-Smirnov の正規性の検定(探索的) ^a		
統計量	自由度	有意確率.
.174	145	.000
a. Lilliefors 有意確率の修正		
Shapiro-Wilk		
統計量	自由度	有意確率.
.840	145	.000



図表 3 売れ筋順位自然対数と集計期間別満足度平均値の相関係数

	全期間満足度	1 年満足度	6ヶ月満足度	3ヶ月満足度
売れ筋順位自然対数との相関係数	-.276**	-.400***	-.464**	-.275
対象銘柄数	145	85	49	23

注) *** は 0.1% 水準, ** は 1% 水準, * は 5% 水準 (該当無し) で, 有意であることを示している。

図表 4 満足度集計期間別の掲載銘柄数と採点者数平均値

	全期間採点者	1 年採点者	6ヶ月採点者	3ヶ月採点者
採点者 10 名以上の銘柄数	157	86	49	23
採点者数平均 (採点者 10 名以上の銘柄)	44.2	32.1	24.0	17.5

標準として表示しており, 前回分析時にもその値を分析に用いた。しかしながら前回の分析結果を踏まえて指摘した通り, クチコミは発売前も含めて発売前後の比較的早い段階に投稿が集中する傾向があるのに対して, クチコミが一段落した後でも, そうしたクチコミ情報を参考するなどして特定の銘柄を購入した上での満足度投票は比較的継続的に発生している可能性がある。そうした可能性を踏まえると, 集計期間が短過ぎると評価者が少ないために掲載されている満足度評価に対する信頼度は低くなる恐れがあることになる。一方, 満足度評価は比較的継続的になされる傾向にあるとはいえ, その割合としては発売後一定期間内になされる場合が多いと考えられる。このため, 集計期間が長過ぎると, 個々の満足度評価の多くは古い情報となってしまう, その後に発売されたより高性能な銘柄との比較においては参考となりにくくなるため, 売れ筋順位との関係は不明瞭となってしまう可能性がある。こうしたことから売れ筋順位への影響を確認するという観点から, 4つの集計期間について公表されている満足度平均値の中でいずれを採用するのが適切であるのかについても検討する必要がある。

そこで本稿では売れ筋順位自然対数と満足度平均値 (全期間満足度, 1 年満足度, 6ヶ月満足度, 3ヶ月満足度) との相関係数を確認することにした。図表 3にある通り, 売れ筋順位自然対数との相関係数の絶対値は6ヶ月満足度が最も大きく, 1 年満足度がそれに迫る値を示している。一方, それらの値と比較した場合, 全期間満足度と 3ヶ月満足度については相関係数の絶対値は小さい。満足度の集計期間について考慮すべきもう 1つの点は, 分析に利用可能な銘柄数や銘柄当たりの投票数が集計期間によって異なることである。価格 .com の「デジタルカメラ満足度ランキング」には満足度平均値の信頼度が低い採点者が 10 名に満たない銘柄は掲載されていない。集計期間が長くなる程, 投票者数は増加するため, 分析に利用可能な銘柄数は増加する。また, 銘柄当たりの投票数も増加するため, 満足度平均値の信頼度は向上する。図表 4 は満足度集計期間別に「採点者数 10 名以上の銘柄数」および「採点

図表 5 重回帰分析の結果

従属変数	説明変数（符号の仮説） 標準化回帰係数（t 検定量）			自由度 調整済み 決定係数	F 検定量	標本数
	発売後月数(+)	最安値(+)	満足度平均値(-)			
売れ筋順位自然対数	.511 (6.29***)	-.277 (-3.37***)	-.323 (-3.91***)	.469	24.808***	82

注) *** は 0.1% 水準, ** は 1% 水準（該当無し）, * は 5% 水準で、有意であることを示している。

者数 10 名以上の銘柄についての採点者数平均値」をまとめたものである。表中の数値が示す通り、満足度集計期間が短くなる程、採点者 10 名以上の銘柄数は減少し、採点者数 10 名以上の銘柄についての採点者数平均値も小さくなるため、満足度平均値データを用いた分析の結果についても信頼度が低下することになる。

以上の通り、売れ筋順位自然対数との相関係数の絶対値は 6ヶ月満足度が最も大きいですが、1 年満足度との差はさほど大きくはなく、その一方で分析に利用可能な銘柄数や銘柄当たりの投票数の観点からは 1 年満足度の方が 6ヶ月満足度よりも明らかに望ましい。本稿の主たる目的が前回の分析結果の再検証であり、分析結果の信頼度の確認が重要であるという点を考慮し、本研究では価格 .com がデジタルカメラについて標準で採用している 1 年満足度を満足度平均値データとして分析に使用することにした。

IV. 分析結果

本節では重回帰分析、順序回帰分析、分散分析の順に結果を提示する。分析に必要なデータに欠損値が無い 82 銘柄を対象とし、IBM SPSS Statistics 21 を用いて分析した。

4-1 重回帰分析

前回分析時と同様のモデルを想定したが、3-2 節において述べた通り、従属変数として売れ筋順位ではなく売れ筋順位自然対数を用いた。独立変数は前回分析時と同じ、発売後月数、最安値、満足度平均値の 3 変数とし、符号の仮説も前回と同じく、順に、正、正、負とした。図表 5 は重回帰分析の結果をまとめたものである。発売後月数と満足度平均値については符号の仮説が統計的に支持されたが、最安値については仮説とは逆に負で有意となった。最安値に関する仮説は液晶テレビデータを用いた前回の分析では支持されたが、デジタルカメラデータを用いた今回の分析では支持されなかったことになる。今回の分析結果からはデジタルカメラの場合には価格が高い銘柄の方が売れ行きが良いという傾向があることになる。この点に関して現時点で明確なことは述べられないが、例えば、デジタルカメラの場合には価格帯によってカテゴリーが異なると認識されており、低価格帯カテゴリーに属する銘柄につ

商品情報比較サイトが銘柄間非価格競争に及ぼす影響の再吟味

図表 6 順序回帰分析の結果
従属変数：売れ筋ランク リンク関数：ロジット

モデル適合情報					疑似 R2 乗	
モデル	−2 対数尤度	カイ 2 乗	自由度	有意確率	Cox と Snell	.401
切片のみ	145.694				Nagelkerke	.483
最終	103.648	42.046	3	.000	McFadden	.289

パラメータ推定値						
		B	標準誤差	Wald	自由度	有意確率
しきい値	[売れ筋ランク=1]	−16.124	4.957	10.582	1	.001
	[売れ筋ランク=2]	−12.477	4.775	6.826	1	.009
位置	発売後月数	.237	.059	16.120	1	.000
	最安値	−.0000413	.0000206	3.999	1	.046
	満足度平均値	−.0334	.0112	8.938	1	.003

平行線の検定				
モデル	−2 対数尤度	カイ 2 乗	自由度	有意確率
帰無仮説	103.648			
一般	103.137	0.51	3	.917

帰無仮説では位置パラメータ(傾きの係数)は回答カテゴリ間で同じであると仮定。

いてはスマートフォン等により代替可能とみなされてニーズが相対的に乏しいといった可能性も考えられる。また、デジタルカメラの場合にはデータを利用可能な全銘柄による分析において満足度平均値が負で有意となったことから、価格帯を問わず非価格競争の余地があるという意味で、液晶テレビよりも非価格競争が生じ得る範囲が広いという可能性がある。

4-2 順序回帰分析

従属変数として順序尺度である売れ筋ランクを用いた。売れ筋ランクは各銘柄を売れ筋順位に応じて分類する際のラベルであり、重回帰分析において従属変数として売れ筋順位を自然対数化した変数を用いたのと同じ理由により、売れ筋順位が1桁の銘柄のラベルは1、同じく2桁の銘柄のラベルは2、3桁の銘柄のラベルは3とした。独立変数は重回帰分析と同じ、発売後月数、最安値、満足度平均値の3変数とし、重回帰分析同様、符号の仮説は、順に、正、正、負とした。図表6は順序回帰分析の結果をまとめたものである。平行線の検定において帰無仮説が棄却されなかったことから、位置パラメータ(傾きの係数)は従属変数(売れ筋ランク)の水準にわたって等価であると仮定することができた。重回帰分析の結果同様、発売後月数と満足度平均値についてのみ符号の仮説が統計的に支持された。一方、最安値については、これもまた重回帰分析の結果と同じく、仮説とは逆に負で有意となった。

4-3 分散分析

重回帰分析同様、売れ筋順位自然対数を従属変数として用いた。重回帰分析において独立変数として用いた、発売後月数、最安値、満足度平均値の3変数それぞれについて、その値の大きさによって銘柄を2つのグループに分類した。その際、銘柄数ができるだけ均等になるように分割点を設定した。その結果、発売後月数については長（13ヶ月以上の41銘柄）・短（12ヶ月以下の41銘柄）の2グループ、最安値については高（18,000円以上の37銘柄）・低（17,800円以下の45銘柄）の2グループ、満足度平均値については高（4.46以上の41銘柄）・低（4.45以下の41銘柄）の2グループとすることになった。そして、発売後月数（長、短）、最安値（高、低）、満足度平均値（高、低）を分散分析における要因として用いた。発売後月数、最安値、満足度平均値の3要因に関する符号の仮説は、順に、正、正、負となる。3-2節で述べた通り、分散分析では要因間の交互作用の確認も重要な課題であるが、その内容について具体的な仮説を設定するのは困難であったため、交互作用に関する仮説は設定しなかった。

図表7は分散分析の結果をまとめたものである。Leveneの誤差分散の等質性検定において帰無仮説を棄却できなかったことから、誤差分散の等質性を仮定することが可能であった。被験者間効果の検定においては、発売後月数の主効果が正で、満足度平均値の主効果が負で、それぞれ有意であり、それらに関する仮説が支持された。すなわち、重回帰分析や順序回帰分析から得られた結果同様、発売から時間が経過した銘柄群の売れ筋順位は低い（順位数は多い）という傾向にあり、また、満足度平均値が高い銘柄群の売れ筋順位は高い（順位数は少ない）という傾向にあることが示されている。一方、最安値の主効果については統計的に支持されなかった。

事前に仮説を設定しなかった交互作用については、「発売後月数×満足度平均値」と「最安値×満足度平均値」が統計的に支持された一方、「発売後月数×最安値」と「発売後月数×最安値×満足度平均値」については有意とはならなかった。図表7の推定周辺平均の表に示されているように、発売後月数が短い銘柄群において、そして最安値が高い銘柄群において、満足度平均値の単純主効果が有意となっている。そこで図表8のプロファイルプロットも参照しつつ、統計的に支持された交互作用について考察しておく。

先ず「発売後月数×満足度平均値」の交互作用に関しては、図表8-1と8-2に示されているように、最安値の水準にかかわらず、発売から時間が経過した銘柄群では満足度平均値が売れ筋順位を高める（順位数を減らす）効果は低い、もしくは無いという傾向が示されている。この点については、発売から時間が経過した銘柄群では、満足度平均値が高かったとしてもそれは過去の評価であり、既に古いスペックの商品とみなされているという可能性を考慮することができる。

次に「最安値×満足度平均値」の交互作用については、図表8-3と8-4の比較から分かる

商品情報比較サイトが銘柄間非価格競争に及ぼす影響の再吟味

図表 7 分散分析の結果
従属変数：売れ筋順位自然対数

Levene の誤差分散の等質性検定 ^a			
F 値	自由度 1	自由度 2	有意確率
1.062	7	74	.396

従属変数の誤差分散がグループ間で等しいという帰無仮説を検定。

a. 計画：切片＋発売後月数二分＋1 年満足度二分＋最安値二分＋発売後月数二分×1 年満足度二分＋発売後月数二分×最安値二分＋1 年満足度二分×最安値二分＋発売後月数二分×1 年満足度二分×最安値二分

被験者間効果の検定					
ソース	タイプ III 平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
修正モデル	67.240 ^a	7	9.606	7.270	.000
切片	1691.171	1	1691.171	1279.887	.000
発売後月数	19.002	1	19.002	14.381	.000
最安値	1.129	1	1.129	.854	.358
1 年満足度	21.792	1	21.792	16.493	.000
発売後月数×最安値	.326	1	.326	.247	.621
発売後月数×1 年満足度	9.473	1	9.473	7.169	.009
最安値×1 年満足度	7.926	1	7.926	5.998	.017
発売後月数×最安値×1 年満足度	.753	1	.753	.570	.453
誤差	97.779	74	1.321		
総和	1886.498	82			
修正総和	165.020	81			

a. R2 乗 = .407(調整済み R2 乗 = .351)

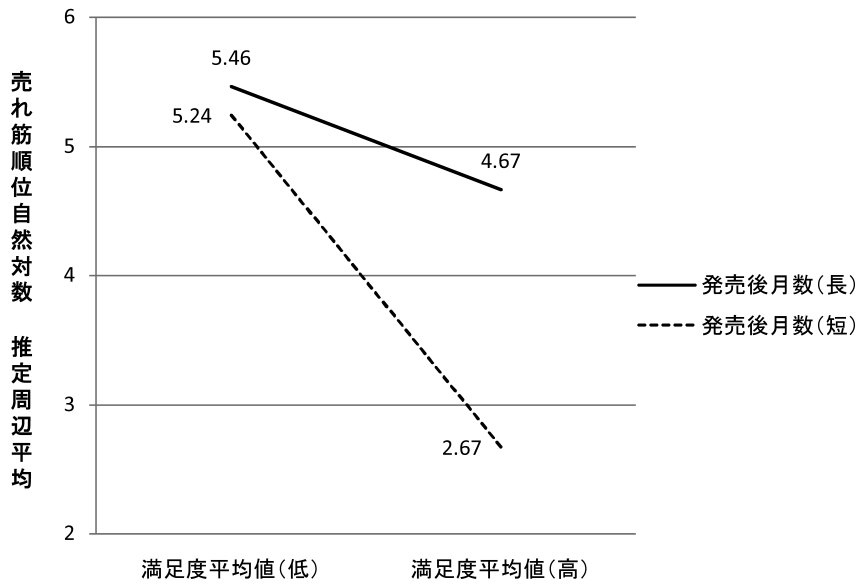
推定周辺平均

全平均、平均値に統計的に有意な差異が支持された組み合わせ（交互作用に関しては 1 年満足度の単純主効果に関する検定結果有り）、および全 3 要因の組み合わせについて

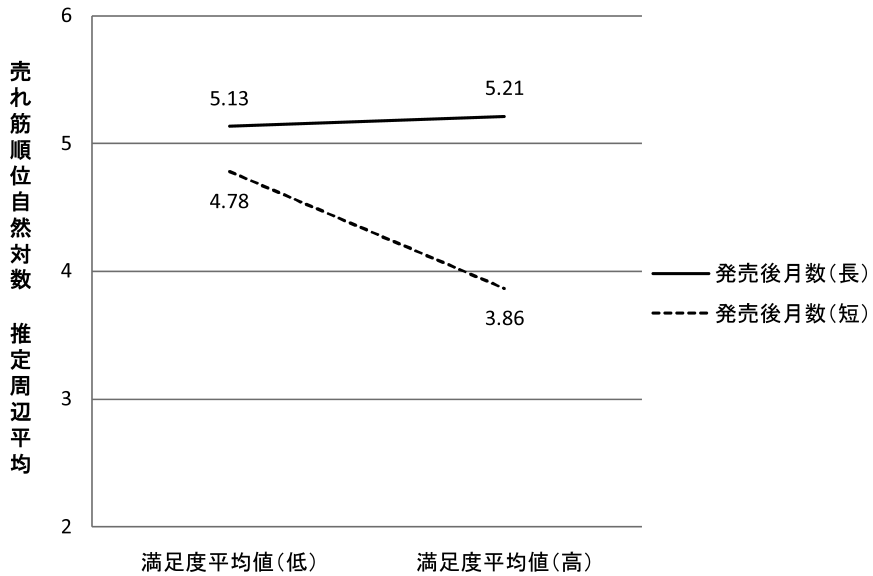
		平均値	標準誤差	1 年満足度の単純主効果	
				F 値	有意確率
全平均		4.63	.129		
発売後月数（長）		5.12	.181		
発売後月数（短）		4.14	.185		
1 年満足度（高）		4.10	.181		
1 年満足度（低）		5.15	.185		
発売後月数（長）	1 年満足度（高）	4.94	.258	.86	.357
	1 年満足度（低）	5.30	.253		
発売後月数（短）	1 年満足度（高）	3.27	.253	24.73	.000
	1 年満足度（低）	5.01	.269		
最安値（高）	1 年満足度（高）	3.67	.253	24.82	.000
	1 年満足度（低）	5.35	.290		
最安値（低）	1 年満足度（高）	4.54	.258	1.19	.278
	1 年満足度（低）	4.96	.230		
発売後月数（長）	最安値（高）	1 年満足度（高）	4.67	.383	
		1 年満足度（低）	5.46	.383	
	最安値（低）	1 年満足度（高）	5.21	.347	
		1 年満足度（低）	5.13	.332	
発売後月数（短）	最安値（高）	1 年満足度（高）	2.67	.332	
		1 年満足度（低）	5.24	.434	
	最安値（低）	1 年満足度（高）	3.86	.383	
		1 年満足度（低）	4.78	.319	

図表 8 分散分析：プロファイルプロット

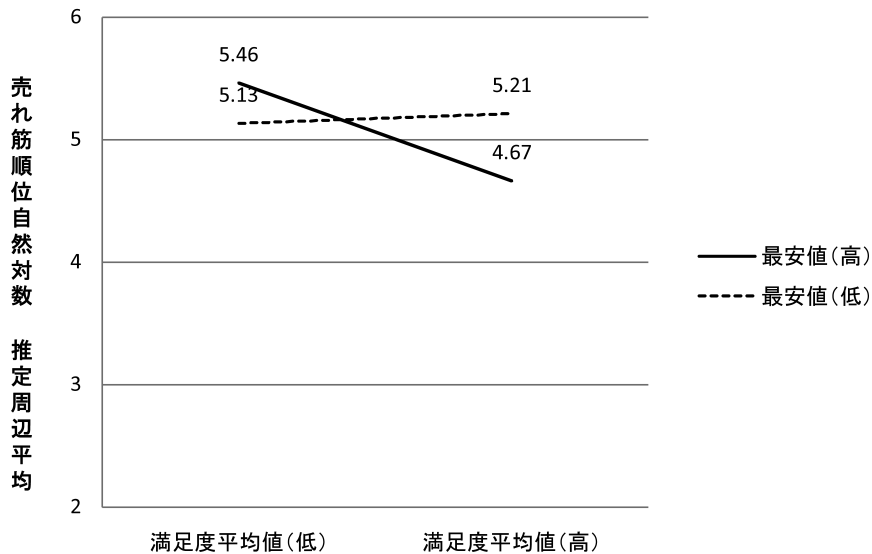
図表 8-1 最安値（高）銘柄群



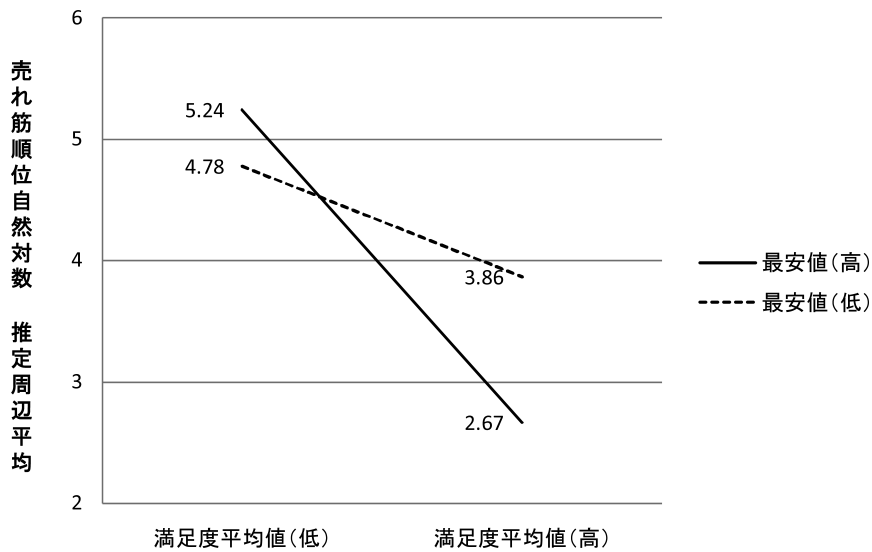
図表 8-2 最安値（低）銘柄群



図表 8-3 発売後月数（長）銘柄群



図表 8-4 発売後月数（短）銘柄群



通り、発売後月数の長短にかかわらず、最安値が高い銘柄群の方が最安値が低い銘柄群よりも、満足度平均値が売れ筋順位を高める（順位数を減らす）効果は高いという傾向が示されている。これは分散分析を実施したことによって新たに明らかとなった最も重要な点である。低価格帯銘柄群と比較した場合、高価格帯銘柄群についての方が、「購買における失敗を避けるために慎重な意思決定を行おうとして、商品情報比較サイトに掲載されている各銘柄の満足度評価情報を参考にしようとする消費者がより多く」、しかも「消費者が銘柄を選択する際に、価格以外の要素、すなわち各銘柄の満足度がより重視される」といったことが考えられる。満足度を上げるためにはコストがかさみ価格が上昇する可能性があるが、高価格帯銘柄群において満足度評価が売れ筋順位を引き上げる（順位数を減らす）効果が特に大きいという分析結果は、商品情報比較サイト利用の普及に伴って、メーカーが非価格競争を志向し易くなる可能性を示唆している。すなわち、メーカーは「高価格帯銘柄の発売」「高価格帯銘柄群においては真に消費者の満足度を高める非価格要素を重視」という点に機会を見出す可能性がある。

V. まとめ

今回の分析において最も注意を払う必要があったのは満足度平均値が売れ筋順位自然対数や売れ筋ランクに負の影響を及ぼしているのか否かという点であったが、重回帰分析、順序回帰分析、分散分析のいずれにおいてもこの点に関する符号の仮説は統計的に支持された。前回分析時に用いた液晶テレビデータでは満足度平均値高位半分の銘柄群についてのみ符号の仮説が統計的に支持されたが、今回のデジタルカメラデータに関しては全銘柄を標本とした分析において支持された。また 4-3 節で触れた通り、分散分析の結果から、高価格帯銘柄群の方が低価格帯銘柄群よりも満足度平均値が売れ筋順位を高める（順位数を減らす）効果は高いという傾向が明らかとなった。すなわち、特定銘柄に対して満足した消費者による商品情報比較サイトへの投稿情報は、それが特に高価格帯銘柄である場合に、当該銘柄の売れ行きにより大きな正の影響を及ぼしている可能性がある。もしそうであれば、商品情報比較サイト利用の普及は、例えば、高品質の商品を提供できる能力を持ちながらブランド力が弱かったがために従来は市場への浸透といった面で苦戦していた中小企業や新興国企業に、以前よりも有利な競争環境を提供している可能性もあることになる。したがって、今後、分析結果それ自体の信頼度の確認に加えて、分析結果の含意についても、さらに検討していく必要があると考えられる。

注

- 1) 拙稿 (2010) および拙稿 (2011) では、必ずしも商品情報比較サイトという固有のカテゴリー

のサイトがあることを想定していた訳ではなく、例えば価格比較サイトも利用の仕方によっては商品情報比較サイトとみなし得るという立場に立っていた。本稿においてもその点は同様である。

- 2) 本稿において前回の分析について言及した場合、拙稿（2011）における分析を指すものとする。
- 3) 本稿では売れ筋ランキングにおける順位数を「売れ筋順位」と表記する。
- 4) 「すべての投票」「最近1年以内の投票」「最近6ヶ月以内の投票」「最近3ヶ月以内の投票」の4つの集計期間に応じた満足度平均値を、本稿では「全期間満足度」「1年満足度」「6ヶ月満足度」「3ヶ月満足度」と称することにする。

参 考 文 献

- 近藤浩之（2010）「Web サイト上の価格情報と非価格情報が競争構造に及ぼす影響：分析枠組みの構築に向けて」『東京経大会誌（経営学）』第266号，pp.71-95.
- 近藤浩之（2011）「商品情報比較サイトが銘柄間非価格競争に及ぼす影響：探索的な実証分析を踏まえて」『東京経大会誌（経営学）』第270号，pp.63-78.

——2012年9月19日受領——