



財のオンライン市場のエージェントモデル

筑波大学大学院システム情報工学研究科・キャノングローバル戦略研究所

水野貴之

一橋大学イノベーション研究センター

楡井誠

東京大学大学院経済学研究科・キャノングローバル戦略研究所

渡辺努

April 2013

※CIGS Working Paper Series に記載された内容や意見は執筆者個人の見解であり、当研究所またはそのスポンサーの見解を示すものではありません。

※引用・転載の際には執筆者の了解を得てからおこなってください。

CIGS ワーキングペーパー・シリーズは、キャノングローバル戦略研究所(CIGS)の研究者および外部研究者による研究過程での中間的な成果をとりまとめたもので、内外の有識者の方々から幅広くコメントを頂くことを意図しています。

財のオンライン市場のエージェントモデル

水野貴之^{ad}, 楡井誠^b, 渡辺努^{cd}

^a筑波大学大学院システム情報工学研究科

^b一橋大学イノベーション研究センター

^c東京大学大学院経済学研究科

^dキヤノングローバル戦略研究所

要旨

Mizuno and Watanabe [1]は、家電のオンライン市場における価格変動の巨視的な統計則を報告した。家電の価格の時系列はフラクタル性を有し、そのハースト指数はブラウン運動の特徴である 0.5 を示す。価格変動の自己相関関数は無相関を示すが、高次の相関は存在し、その高次の相関によって価格変動の確率密度関数は正規分布に比べ広い裾野を持つ。本稿では、はじめに価格を生み出す微視的な市場の挙動の特徴として、個々の店舗が各製品に対して価格改定の決断をおこなう「プライスレビュー」のタイミングについて統計分析をおこなう。我々は、個々の店舗は他店舗の価格に反応してプライスレビューの間隔を自己相関を持って伸縮させており、また、店舗間でそのタイミングの相互相関が存在することを示す。次に、価格競争により店舗が「プライスレビュー」の間隔を伸縮させるエージェントモデルを導入することによって、店舗の価格改定行動というミクロな市場の挙動を基にマクロな価格変動の統計則を導き出す。モデルでは、各時刻に確率的に(1)需要と(2)供給、(3)プライスレビューが発生する。(1)と(2)により市場在庫の増減がポアソンの的に発生し、価格がブラウン運動する。(3)により価格変動が激しくなるとプライスレビューの間隔が加速的に短くなり、カスケード的な値崩れが発生する。このプライスレビューのメカニズムにより高次の相関と裾野の広い価格変動の分布が生み出される。

JEL Classification Numbers: E30; L11; L81

Keywords: オンライン市場; エージェントベースモデル; 時系列解析;

1 はじめに

インターネットの利用者は右肩上がりに増加し、それに伴いネットショッピングの利用者も増えている。ネットでは低いサーチコストで店舗間の価格比較ができるため、値崩れを伴う過当競争が激しい。様々なオンライン市場の財で激しい価格変動が観測されている[1-3]。近年ではネットで価格を調べて現実の店舗を訪れる消費者も多く、過度な値崩れはインターネットの世界だけの問題ではなく現実の店舗にも広がっている。

本稿では、家電のオンライン市場における微視的な個々の店舗の価格改定行動を基に、店舗の集合体である市場で大きな値崩れが発生してしまうメカニズムを実証的に導き出す。このような分析手法は統計物理学でしばしばおこなわれる。例えば、統計物理学の気体分子運動論では、気体は運動する多数の粒子の集合体として考え、気体の圧力は器壁への粒子の衝突によって生ずるとして、体積の変化による衝突数の変化から圧力が体積に反比例するという巨視的な性質「ボイルの法則」を説明する[4]。近年の10年間、株などの資産価格の値崩れに関しては、このような統計物理学の視点による実証分析が幾つも報告されている[5-7]。

我々は、第2節で、日本最大の価格比較サイト「価格.com」における店舗の価格改定と消費者によるクリックを秒単位で記録した巨大なデータセットを用いて、店舗の価格改定行動を観測する。経済学において、店舗が各製品に対して価格改定の決断をおこなうことを「プライスレビュー」と呼び、逐次的なプライスレビューの存在が価格を動かさない価格粘性性の一因として議論されている[8]。我々は、プライスレビューの間隔の分布や自己相関を調べることによって、その間隔が伸縮していることを見出す。次に第3節で、我々は各製品における店舗間の平均価格の時系列について3つの特徴を示す[1]。平均価格は市場在庫のランダムな増減によりランダムウォークの

特徴を持つ。カスケード的な値崩れが高次の相関関数により観測できる。価格変動の分布は正規分布に比べて大きな裾野を持ち、 5σ を超えるような大きな値崩れが、しばしば発生している。第4節で、我々は第2節の結果を基に、店舗の価格改定行動を記述する家電オンライン市場のエージェントモデルを導入し、第3節で示す価格時系列の統計的な特徴を再現する。我々は、個々の店舗が他店舗の価格に反応してプライスレビューの間隔を伸縮させることが、店舗間に価格変動の相互相関を生み出し、その結果としてカスケード的な値崩れが生じることを示す。

本稿で調査した「価格.com」は、2008年には月に約1261万人が利用する日本最大の価格比較サイトである。常時、約30万アイテムを取扱い、約1500店舗が価格を登録している。価格比較サイトは、サイト自らが店舗側のサイトをクロウキングすることにより価格を収集するタイプと、店舗が価格比較サイトに価格を登録するタイプがある。価格.comは後者のタイプであり、店舗は他店舗の提示する価格を知った上で価格改定を行なっている。

2 個々の店舗の価格改定行動

はじめに、我々は個々の店舗の価格改定を観測し、価格改定のタイミングについての特徴を調べる。Fig.1は2011年9月1日の13時から19時における4000商品について、典型的なある店舗の価格改定等のタイミングを表している。赤の点はその店舗が価格を付けた時刻、青の点は価格を消した時刻、黒の点は価格を改定した時刻を示している。この図から、同一店舗において各製品の価格改定は頻繁におこなわれ、しかも、それらの価格改定は多くの製品で同時刻に発生していることが分かる。

経済学では、店舗が各製品に対して価格改定の決断をおこなうことを「プライスレビュー」と呼ばれている。価格改定が多くの製品で同時刻に発生していることは、店舗が価格改定に伴う人手や機材のコストを押さえるために、多くの製品に対して一括してプライスレビューをしていることを示唆している。

次に、プライスレビューの間隔について自己相関を調査する。ここでは、同時刻に40製品以上の価格改定がおこなわれた時刻を、店舗が広く他店舗の価格を調査した時刻と考え、この時刻をプライスレビューの時刻として採用する。

Fig.2は典型的なある店舗についてのプライスレビューの間隔の累積分布関数を表す。この店舗では全体の約80%が10分前後の価格改定である。そして、約10%を占める20分以上の価格改定はポアソン過程を意味する指数-0.051の指数関数に従う。これらの結果は、この店舗におけるプライスレビューの発生は、10分前後の高頻度で定期的な発生する時期と毎分確率0.051の低頻度でポアソンの発生する時期が混在していることを意味する。

価格.comにおける典型的な店舗は、Fig.2で示すように頻繁にプライスレビューをおこなう時と、そうでない時の両方を持つ複合的なプライスレビューの発生過程を有している。我々は、プライスレビューの間隔について自己相関関数を用いて相関を計算した結果、Fig.2の店舗では約0.32、Fig.1の店舗では約0.15の相関係数が10プライスレビュー程度持続することが観測された。この自己相関係数からも、プライスレビューの発生頻度には時間的に相関を持ちながら変化していることが言える。

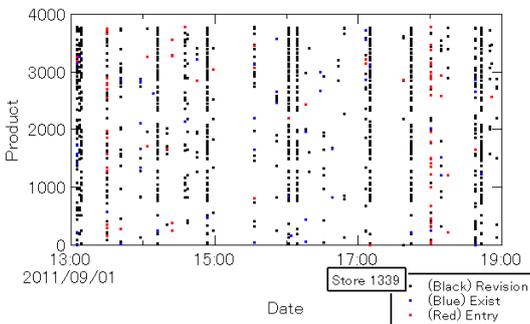


Fig.1 商品の価格改定のタイミング (店舗番号 1339)

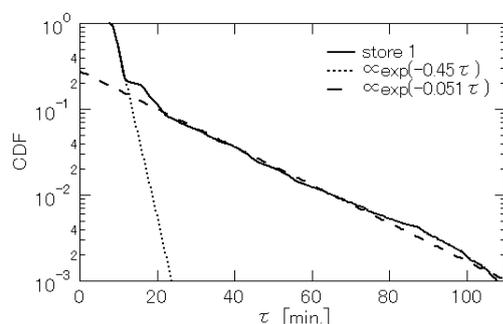


Fig.2 プライスレビューの間隔の累積分布 (店舗番号 1)

店舗間の価格改定のタイミングには相互相関が存在する。2010年12月に発売された液晶テレビ REGZA 32A1S(K)は、2012年1月までに193店舗が商品を取り扱った。我々は、価格改定回数が多い店舗から順に番号を付け、上位100店舗について主に販売されていた2011年4月から8月までの価格改定のタイミングを Fig.3の

上図で示す。Fig.3 の下図は上位 100 店舗について価格改定をした店舗数の日次の時系列である。1 日に価格改定する店舗の数は、例えば 5 月末頃には 5 店舗に対して 5 月上旬や 8 月初旬には 35 店舗と偏りがある。Fig.4 で我々は 1 日に改定する店舗数の確率密度関数をポアソン分布と比較し、改定店舗数の偏りが有意に存在することを示す。分布の比較は、コルモゴロフ・スミルノフ検定を用いておこない有意水準 5% でポアソン分布であることは棄却される。また、Fig.5 は改定する店舗数の自己相関関数を表しており数日程度、相関が持続することが読み取れる。これらの結果から、我々は店舗間の価格改定のタイミングには相互相関が存在し、しかも、その相互相関は持続するといえる。先行研究において、各店舗は他店舗に価格を抜かれると抜き返す性質があることを見出した[9]。このような店舗間の競争の性質は、持続する相互相関の一因と考えられる。

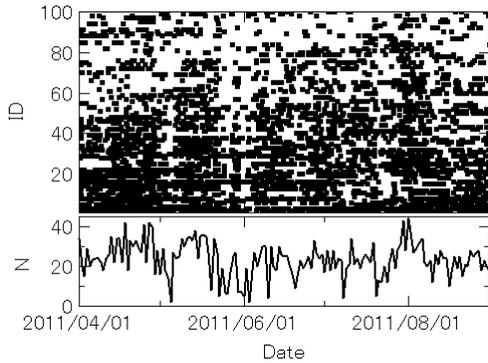


Fig.3 各店舗の価格改定のタイミング

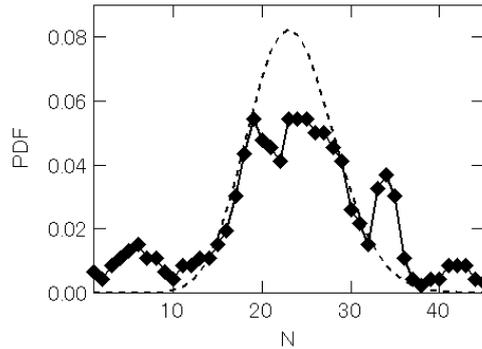


Fig.4 価格改定する店舗数の確率密度関数

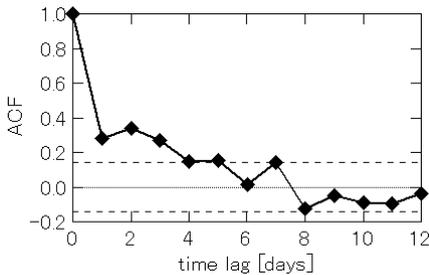


Fig.5 価格改定する店舗数の自己相関

3 価格の時系列の統計性

家電のオンライン市場では、人気製品の価格の挙動は株価のように大きく揺れ動く。我々は、価格.com に表示されている各商品の店舗間の平均価格に注目する。Fig.6 の上図の実線は、価格.com における 2006 年 9 月発売の液晶テレビ AQUOS LC-32GH2 を販売する店舗の平均価格の約 10 ヶ月間の推移を表している。発売後に一時 16 万 5 千円前後の高値を付けたあと、上昇下降を繰り返しながら 12 万円台前半まで値下がりし、その後、価格が上昇に転じたことが読み取れる。

この平均価格の時系列には、資産価格と同様にフラクタル性があることが知られている。Fig.7 の◆は、LC-32GH2 の平均価格 $p(t)$ の変動の標準偏差

$$\sigma(\tau) = \sqrt{\langle (p(t+\tau) - p(t) - \langle p(t+\tau) - p(t) \rangle)^2 \rangle}, \quad (1)$$

と時間間隔 τ の関係を表している。この図からハースト指数がランダムウォークの特徴である 0.5 であることが読み取れる。我々は先行研究において、テレビやカメラ、美容家電、ゲーム機器の主要な製品について同じくハースト指数を調べ、どの製品でも 1 分から 1 週間以内で 0.5 が成り立っていることを見出した[1]。

平均価格の変動は、市場に流れる製品の在庫量と関係がある。価格.com では製品を登録した店舗は、その製品の取り扱いをやめた場合や在庫の調達の見込みがなくなった場合には、製品の登録を削除しなければならない。す

なわち、その製品を登録している店舗数を数えることによって価格.com の市場に流れるおおよその、その製品の在庫の推移が読み取れる。Fig. 6 の上図の破線は LC-32GH2 を販売する店舗数の推移を表している。我々は、店舗数の増減と価格変動の関係を相互相関関数

$$\rho(t) = \frac{\langle \Delta p(t) \cdot \Delta n(t) \rangle - \langle \Delta p(t) \rangle \langle \Delta n(t) \rangle}{\sigma(\Delta p(t)) \cdot \sigma(\Delta n(t))}, \quad (2)$$

を用いて測る。ここでは、1 時間の価格差 $\Delta p(t) = p(t+1h) - p(t)$ と店舗数の差 $\Delta n(t) = n(t+1h) - n(t)$ を用いた。平均(...)は、時刻 $t - 14$ 時間から $t + 14$ 時間までの平均値であり、分析に用いたデータの時間 t の時間分解能は 1 分である。この相互相関係数 $\rho(t)$ の時系列は Fig.6 の下図であり、多くの期間で価格差と店舗数の差に相関係数が -0.75 程度の強い負の相関が確認できる。

我々は、店舗数に対しても同じくハースト指数を Fig.7 の□で観測する。平均価格と同じように店舗数もハースト指数がランダムウォークの特徴である 0.5 を示す。この結果は、店舗数がランダムに増減していることを示唆している。

市場に新規に入ってきた在庫は、すでに市場にある在庫に比べて仕入れ値が安い場合が多い。そのため、在庫が市場に入ってくると店舗間の平均価格は下がる傾向にある。また、多くの消費者は安い店舗を好むため、安い店舗から順に在庫がなくなっていく [10]。よって、在庫がなくなると平均価格は上がる傾向にある。企業は需要量を予測しながら供給量を決めているが、そのズレはゼロにはならない。そのため、市場に流れる在庫量が増減し、その影響で平均価格がランダムウォークする。

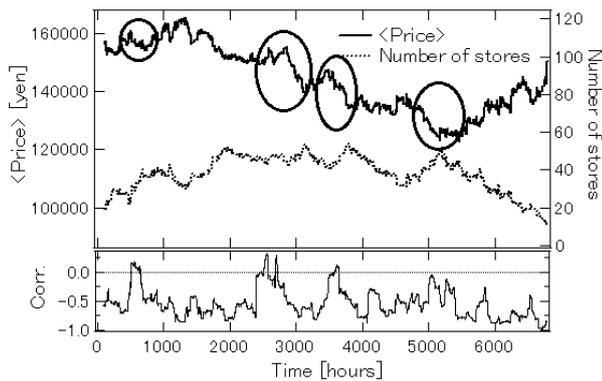


Fig.6 平均価格と店舗数, 平均価格と店舗数の相互相関係数

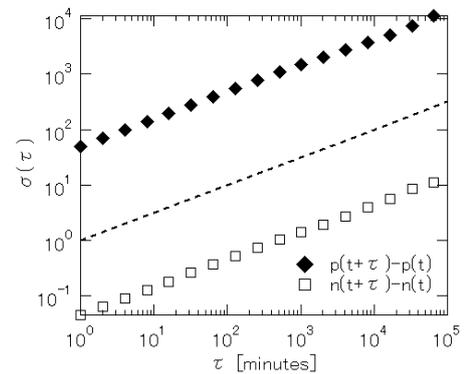


Fig.7 平均価格と店舗数のハースト指数

平均価格は店舗数の変動によってのみ変動しているのではない。Fig.6 では、しばしば大きく平均価格が持続して下がる場面で、店舗数の変動との相互相関が無相関に近くなることが観測される。我々は先行研究において、これらの数日にも及ぶ大きな平均価格の下落が、価格改定における値下げ幅が広がることではなく、値下げの頻度が上昇することにより作られていることを見出した [11]。我々は、ランダムウォークから外れて連続して下がり続ける性質が、平均価格の変動には存在するが、店舗数の変動には存在しないことを示す。このような特徴は up-down 解析と呼ばれる方法により統計的に明らかにできる [12]。Up-down 解析ではまず、正の変動のときを「+」、負の変動のときを「-」と示し、変動の時系列を「+」と「-」の時系列に変換する。そして、例えば「+」や「-」が 2 回連続して出現した条件下で、「+」や「-」が出現する条件付き確率 $P(+|++)$ と $P(-|--)$ を調べる。Table 1 は LC-32GH2 の 1 時間の価格変動 $\Delta p(t) = p(t+1h) - p(t)$ と店舗数変動 $\Delta n(t) = n(t+1h) - n(t)$ に関して、「+」や「-」が連続した条件下での条件付き確率を表している。価格変動に関しては、「+」が連続すればするほど「+」が出現しやすく、また「-」が連続すればするほど「-」が出現しやすくなるのが分かる。例えば「-」の出現が 1 回の条件付き確率は $P(-|-) = 0.79$ であり、「-」の出現が 2 回の条件付き確率 $P(-|--) = 0.82$ である。この傾向は「-」の出現回数が増えるほど大きくなり、「-」の出現が 7 回の条件付き確率では

$P(-|-----) = 0.89$ まで上昇している。つまり、カスケード的な下落が平均価格では起こりえる。一方、店舗数の変動に関しては、「+」が続くと次に「+」の出る確率は上昇するもその上昇幅はわずかであり、統計的に有意でない。「-」についても同様である。これらの結果は、店舗数の変動は価格の変動よりもランダムウォークに近く、カスケード的な変動は店舗数の変動とは無関係に店舗間の競争の中で起きていることを意味している。

Table 1 変動の条件付き確率, (top)価格, (bottom)店舗数

$P(+)$ = 0.24 ± 0.007	$P(-)$ = 0.76 ± 0.007
$P(+ +)$ = 0.35 ± 0.016	$P(- -)$ = 0.79 ± 0.008
$P(+ ++)$ = 0.39 ± 0.028	$P(- --)$ = 0.82 ± 0.008
$P(+ +++)$ = 0.43 ± 0.046	$P(- ---)$ = 0.85 ± 0.009
$P(+ ++++)$ = 0.44 ± 0.070	$P(- ----)$ = 0.86 ± 0.009
$P(+ +++++)$ = 0.50 ± 0.087	$P(- -----)$ = 0.87 ± 0.009
$P(+ ++++++)$ = 0.57 ± 0.106	$P(- -----)$ = 0.88 ± 0.010
$P(+ +++++++)$ = 0.60 ± 0.115	$P(- -----)$ = 0.89 ± 0.010
$P(+)$ = 0.50 ± 0.016	$P(-)$ = 0.50 ± 0.016
$P(+ +)$ = 0.49 ± 0.022	$P(- -)$ = 0.49 ± 0.022
$P(+ ++)$ = 0.49 ± 0.032	$P(- --)$ = 0.48 ± 0.032
$P(+ +++)$ = 0.56 ± 0.045	$P(- ---)$ = 0.46 ± 0.045
$P(+ ++++)$ = 0.56 ± 0.064	$P(- ----)$ = 0.54 ± 0.064
$P(+ +++++)$ = 0.54 ± 0.091	$P(- -----)$ = 0.54 ± 0.091

カスケード的な値崩れが存在する結果、価格変動の分布は広い裾野を持つ。Fig.8は、それぞれ標準偏差で規格化した1時間の価格差 $\Delta p(t) = (p(t+1h) - p(t)) / p(t)$ と店舗数の差 $\Delta n(t) = (n(t+1h) - n(t)) / n(t)$ の確率密度関数である。図中の破線は正規分布を表しており、価格差も店舗数の差も両方の分布共に正規分布に比べて大きな変動が高い確率で発生していることが読み取れる。店舗数の変動は指数分布

$$P(\Delta n(t)) \propto \exp(-c|\Delta n(t)|), \quad (3)$$

に従い。平均価格の変動はべき分布

$$P(\Delta p(t)) \propto |\Delta p(t)|^{-(\alpha+1)}, \quad (4)$$

に従っている。ここで、 c と α は分布のパラメータである。

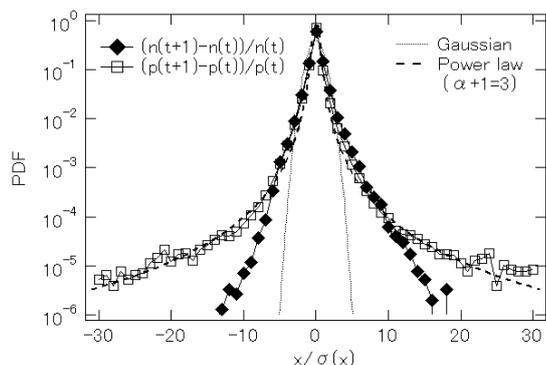


Fig.8 価格変動と店舗数変動の確率密度関数

4 オンライン市場のエージェントモデル

我々は1つの製品について第2節の店舗の価格改定行動に基づき市場への店舗の価格の提示をモデル化し、第3節で示した平均価格の振る舞いを再現する。はじめに、本モデルの概要を説明する。本モデルでは、我々は販売価格がマージナルコストより十分に高い市場を想定している。これは、マージナルコストが我々のデータからは観測できないために、その特徴を知るすべがないからである。本モデルの市場では店舗は価格優先と時間優先の原則で自動的に順位付けられ、全ての店舗と消費者は順位を把握している。店舗間で在庫量の格差はなく、全ての店舗は等しく1単位の在庫のみを持つことができると設定する。各時刻に確率的に需要（消費者により1単位の在庫が市場から消費される）と供給（店舗が1単位の在庫を持って市場に参入する）、プライスレビュー（店舗が価格改定の判断をおこなう）が発生し、平均価格や在庫量（店舗数）が変動する。Fig.9はモデルのある時刻におけるスナップショットである。この例では9店舗が価格を提示しており、そこから製品の平均価格が算出されている。

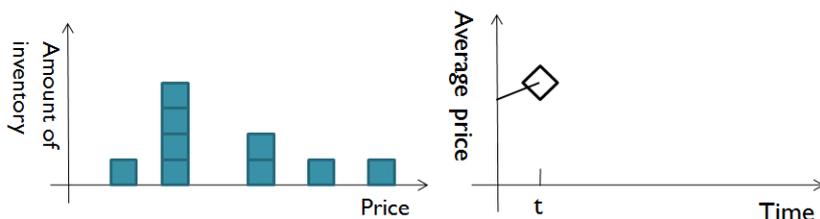


Fig.9 モデルのある時刻におけるスナップショット

需要部分の経験則が Mizuno and Watanabe によって報告されている[10]. 彼らは各店舗で購買が起きる確率が、他の店舗との価格差の大きさにほとんど依存せず、順位の違いに強く依存していることを実証した。店舗の順位 r と購入ボタンが押される確率 $f(r)$ の関係が指数関数、

$$f(r) = \theta \times (1 - \theta)^{r-1}, \quad (5)$$

に従うことが見出された。Fig.11は液晶テレビ REGZA 32A1S(K)の累積確率分布 $f_{>}(r) = \int_{x=r}^{\infty} f(x)dx$ を示している。この例では $\theta \approx 0.105$ が観測される。

我々は、これらの経験則を再現できるように需要部分をモデル化する。各時刻において確率 p_d で消費者が現れる。店舗は消費者にとって異質であり、消費者は店舗に対する選好を持つ。例えば、ある消費者はクレジットカード払いが使える店を選び、また例えば、ある消費者はディスカウントストアよりもデパートを好む。消費者の選好は個別性が強く多岐にわたるために、我々は、消費者が在庫を持つ各店舗を確率 θ で購買対象店舗に選ぶ確率過程を導入する。その後、その消費者にとって同質である購買対象店舗の中で一番安い在庫を持つ店舗において1単位の在庫が買われる。その結果、在庫を失ったその店舗は市場から退出する。Fig.10は、時刻 $t + 1$ に需要が発生し四角で囲まれた4つの店舗が確率的に購買対象店舗に選ばれた状況を表している。そして、この中で最も安い在庫が消費される。平均価格よりは安い在庫が選ばれる確率が高いために、需要が発生すると高確率で平均価格は上昇する。このような需要のモデル化によって前述の経験則は再現される。



Fig.10 需要部分のモデルの模式図

次に、供給の経験則について同様に説明する。店舗が参入する確率 $g(r)$ も同様に順位 r に対して指数分布

$$g(r) = \varphi \times (1 - \varphi)^{r-1}, \quad (6)$$

に従っている。我々は液晶テレビ REGZA 32A1S(K)の累積確率分布 $G_{>}(r) = \int_{x=r}^{\infty} g(x)dx$ を Fig.11 で示す。この図から、この製品の φ は約 0.105 であることが見積もれる。この例にあるように、典型的には $\theta \cong \varphi$ になっている。

引き続き、我々は価格改定の経験則も見せる。Mizuno, Nirei and Watanabe 2010 は他店舗に順位が抜かれるほど、価格改定の確率が上がることを実証した。これは店舗間に戦略的補完の関係性が存在することを意味している。我々は Fig.12 で、店舗が参入したときの順位 r_{initial} と、その後起きたその店舗の価格改定後の順位 r_{after} の同時確率密度分布 $P(r_{\text{initial}}, r_{\text{after}})$ を見せる。 $r_{\text{initial}} = r_{\text{after}}$ のラインに分布の峰が存在することが分かる。 r_{initial} と r_{after} の相互相関係数は 0.726 である。この分析結果から、店舗は参入時に希望する好みの順位を持っており、その順位を維持するように価格改定をしていることが分かる。

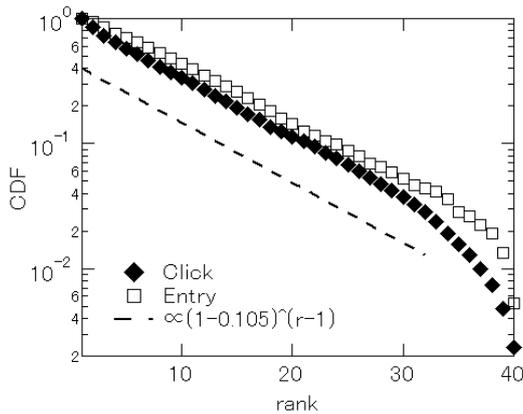


Fig.11 購入順位と店舗の参入順位の累積確率分布

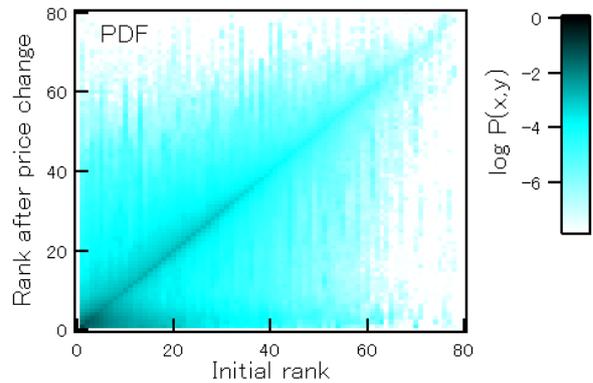


Fig.12 参入時の順位と価格改定後の順位の関係

我々はこれらの供給の経験則をモデルに取り入れる。各時刻において確率 p_s で店舗が1単位の在庫を持って市場に参入する。この店舗の好みの順位 r^* は(6)式の指数関数に従って確率的に与えられる。需要は価格よりも順位で決まるために、この店舗は順位 r^* の店舗より1円安い価格を提示する。Fig.13 は、時刻 $t+2$ に供給が発生し、この店舗の好みの順位は $r^* = 3$ である状況を表している。従って、この店舗は3位になれる最も高い価格を提示する。平均価格よりは安い価格が提示される確率が高いため、供給が発生すると高確率で平均価格は下がる。

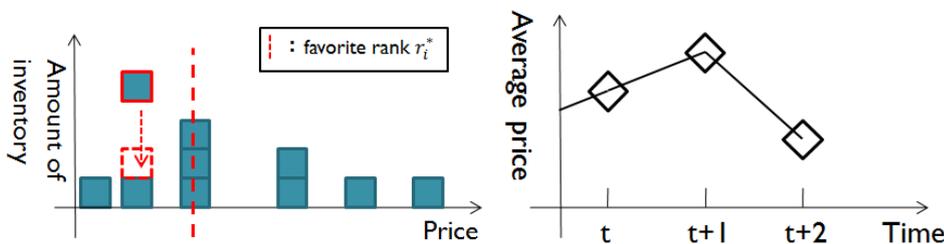


Fig.13 供給部分のモデルの模式図

我々は第2節で示した店舗の価格改定行動を基にして、価格改定の経験則を満たすようにプライスレビューの部分をモデル化する。各時刻 t において各店舗 i は確率 $\varepsilon_i(t)$ でプライスレビューをおこなう。プラスレビューをおこなった店舗が希望の順位を満たしていない $r_i > r_i^*$ とき、この店舗は市場にいる r_i^* 位の店舗よりも1円安い価格

$p(r_i^*) - 1$ に価格改定し、そして、プライスレビューをおこなう確率を $\varepsilon_i(t+1) = \varepsilon_i(t)^\gamma$ に従い上げる。一方、プライスレビューをおこなった店舗が希望の順位を満たしている $r_i \leq r_i^*$ とき、この店舗は価格改定をせず、そして、プライスレビューをおこなう確率を $\varepsilon_i(t+1) = \varepsilon_i(t)^{1/\gamma}$ に従い下げる。Fig.14 は、時刻 $t+3$ に9位の店舗でプライスレビューが発生し、この店舗の好みの順位は $r^* = 7$ である状況を表している。従って、この店舗は希望の順位を満たしておらず、7位になれる最も高い価格に改定する。価格改定が起きると、平均価格は下がる。

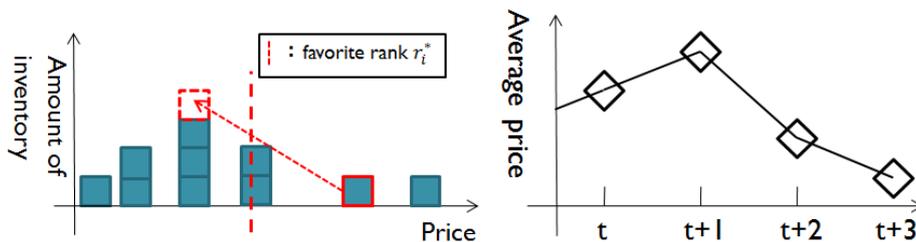


Fig.14 プライスレビュー部分のモデルの模式図

我々は、このモデルをシミュレートすることによって得られた平均価格と在庫数（店舗数）が、第3節で示した時系列の統計性を持つことを見せる。我々はパラメータを $(p_d, p_s, \theta, \phi, \gamma) = (0.5, 0.5, 0.3, 0.3, 0.5)$ と設定する。ここでは、初期条件として最初に提示される価格を10000円、プライスレビューする確率の初期値を $\varepsilon_0 = 0.01$ と設定した。境界条件として、市場に存在する店舗の数が50店舗以上のとき供給の確率をゼロとし、10店舗以下のときは需要の確率をゼロとした。

Fig.15 はシミュレートされた平均価格と店舗数の時系列、そして、2つの間の相互相関係数を表す。Fig.6と同様に大きく価格が動くときに相関が弱くなり、それ以外ときには相関が強いことが分かる。Fig.16で、我々はシミュレートされた平均価格と店舗数のそれぞれのハースト指数を見積もる。Fig.7と同様にそれぞれのハースト指数は0.5であることが分かる。我々はこの平均価格の変動の自己相関係数も算出する。Fig.17で示すように平均価格の変動の自己相関係数はゼロであり、先行研究で報告された現実の平均価格の変動の自己相関係数と矛盾しない[1]。このようなブラウン運動の特徴は $\gamma = 1$ と設定しても再現することができる。すなわち、モデルにおいても市場への店舗の入退室が平均価格のブラウン運動の特徴を生み出している。

プライスレビューがない場合($\varepsilon_0 = 0$)、不変なプライスレビュー($\varepsilon_0 = 0.01, \gamma = 1$)、変動するプライスレビュー($\varepsilon_0 = 0.01, \gamma = 0.5$)について、それぞれ、平均価格の変動の多体の相関を算出する。Fig.18は平均価格の下降「-」と上昇「+」の、それぞれの場合について、横軸が連続して同符号が続いた回数、縦軸が横軸の条件下で次も同符号が現れる条件付き確率を表している。プライスレビューが存在するとTable.1と同様に多体の相関があらわれることが分かる。次に、Fig.19で $\gamma = 1$ と0.5の場合について、平均価格の店舗数の変動の確率密度関数を見せる。ここで、横軸は変動の標準偏差で規格化されている。 $\gamma = 1$ の場合は、平均価格の値下がりする側の分布は店舗数の分布とほぼ等しく正規分布に従っている。一方、 $\gamma < 1$ のとき、Fig.8と同様に、平均価格の変動の分布に広い裾野が現れる。これらのシミュレーション結果は、プライスレビューのメカニズムが、現実の市場で価格変動にのみ多体の相関や広い裾野を生み出す一因になっていることを示唆している。

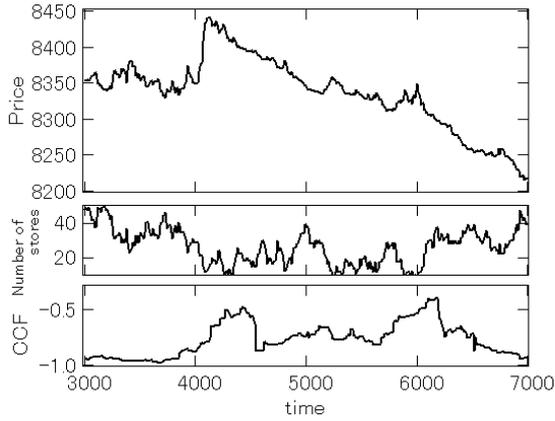


Fig.15 モデルでの平均価格と店舗数, それらの相互相関係数

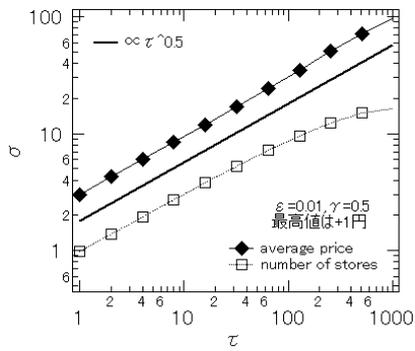


Fig.16 モデルでの平均価格と店舗数のハースト指数

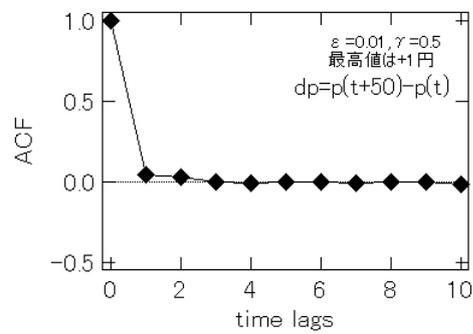


Fig.17 モデルでの平均価格の変動の自己相関関数

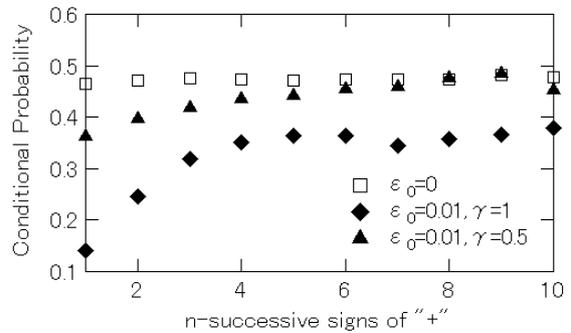
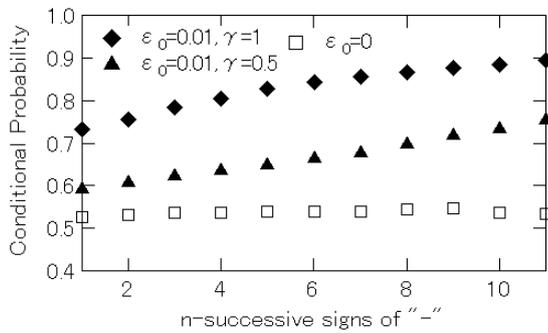


Fig.18 モデルでの平均価格変動の多体の相関 (左) 値下がり「-」(右) 値上がり「+」

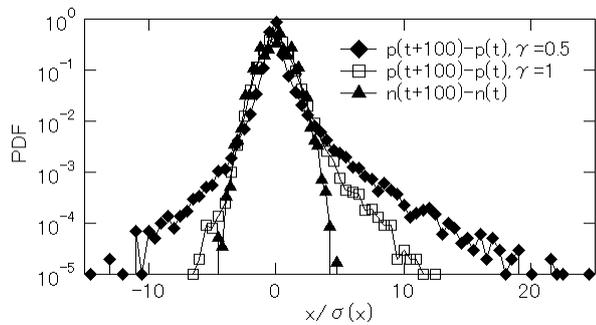


Fig.19 モデルでの平均価格と店舗数の変動分布 (gamma=0.5, 1)

5 おわりに

近年、オンライン市場での財の値崩れが家電の製造業界に大きな負の影響を与えている。この問題を解決するための第一歩として、我々はオンライン市場での財の価格変動の性質と、その性質が生み出されるメカニズムを解明する必要がある。本稿では、統計物理学の視点をこれらの解明に持ち込んだ。オンライン市場はオフライン市場と比べサーチコストが極端に安いことが典型的な特徴である。そこで我々は、特にサーチコストの安い価格比較サイトに注目した。

我々は、ミクロな市場の特徴として、各店舗がプライスレビューの間隔を伸縮させていることを見出した。続けて、マクロな市場の特徴として、財の店舗間の平均価格がブラウン運動とカスケード的な挙動の両方の特徴を持っていることと、市場在庫の変動と平均価格の変動に強い相互相関があることを見出した。我々はミクロな市場の特徴を基にして、多数の店舗が価格の値付けと改定をおこなうエージェントベースモデルを構築して、マクロな市場の特徴を再現した。これらの分析によって、平均価格のブラウン運動とカスケード的な挙動が、それぞれ、需給の揺らぎと店舗がプライスレビューの間隔を伸縮させるメカニズムによって生み出されていること突き止めた。市場の統計性を再現することができる本モデルを用いて、財の値崩れを防ぐための様々な市場ルールのシミュレートが可能になるでしょう。

最後に、我々は本モデルの多製品への拡張について言及する。Fig.1は各店舗において多くの製品で価格改定が同時に起きていることを示している。これは、ある製品に起因する価格改定間隔の伸縮が他の製品に影響を及ぼすことを示唆している。この特徴は、本モデルにおいてプライスレビューを多製品で同期させることによって再現されるでしょう。値崩れへの波及を防ぐための対策に役立つかもしれない。ネット市場は、まだまだ様々な社会的な問題を抱え発展途上にある。本研究やその発展が、市場の成熟に少しでも役立つことを期待している。

謝辞

株式会社カカコムから本稿で使用する価格データの提供を受けた。記して感謝したい。本稿は日本学術振興会科研費若手研究 (B)「ブーム学の基盤構築：経済主体間の創発メカニズムの解明」(課題番号：24710156)及び文部科学省特別経費支援「大規模情報コンテンツ時代の高度 ICT 専門職業人育成」事業の助成のもと活動の一環として作成されたものである。

参考文献

- [1] T. Mizuno, T. Watanabe, A statistical analysis of product prices in online market, *The European Physical Journal B* 76, pp. 501-505, 2010.
- [2] P. C. Fishburn and A. M. Odlyzko, Competitive pricing of information goods: Subscription pricing versus pay-per-use, *Economic Theory* 13, pp. 447-470, 1999.
- [3] P. K. Kannan, Praveen K. Kopal, Dynamic Pricing on the Internet: Importance and Implications for Consumer Behavior, *International Journal of Electronic Commerce* 5, pp. 63-83, 2001.
- [4] D. Bernoulli, *Hydrodinamica, sive de viribus et fluidorum commentarii*, Estrasburgo, 1738.
- [5] R. N. Mantegna, H. E. Stanley, Cambridge University Press, 1999.
- [6] U. Garibaldi, E. Scalas, Cambridge University Press, 2010.
- [7] 増川純一, 水野貴之, 村井浄信, 尹熙元 (共著), 株価の経済物理学, 培風館, 2011.
- [8] N. G. Mankiw and R. Reis, Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal To Replace The New Keynesian Phillips Curve, *Quarterly Journal of Economics* 117, 1295-1328, 2002.
- [9] T. Mizuno, M. Nirei, T. Watanabe, Closely Competing Firms and Price Adjustment: Evidence from an Online Marketplace, *The Scandinavian Journal of Economics* 112, pp. 673-696, 2010.
- [10] 水野貴之, 渡辺努, オンライン市場における価格変動の統計的分析, *経済研究* 59, pp. 317-329, 2008.
- [11] 水野貴之, 渡辺努, 齊藤有希子, 価格の実質硬直性: 計測手法と応用例, *経済研究* 61, pp. 68-81, 2010.
- [12] T. Ohira, N. Sazuka, K. Marumo, T. Shimizu, M. Takayasu and H. Takayasu, *Physica A* 308, pp. 368-374, 2002.