

【調 査】

価格の実質硬直性*

— 計測手法と応用例 —

水野貴之・渡辺努・齊藤有希子

本稿では、各企業が互いの価格設定行動を模倣することに伴って生じる価格の粘着性を自己相関係数により計測する方法を提案するとともに、オンライン市場のデータを用いてその度合いを計測する。Bils and Klenow(2004)以降の研究では、価格改定から次の価格改定までの経過時間の平均値をもって価格粘着性の推計値としてきたが、本稿で分析対象とした液晶テレビではその値は1.9日である。これに対して自己相関係数を用いた計測によれば、価格改定イベントは最大6日間の過去依存性をもつ。つまり、価格調整の完了までに各店舗は平均3回の改定を行っている。店舗間の模倣行動の結果、1回あたりの価格改定幅が小さくなり、そのため価格調整の完了に要する時間が長くなっていると考えられる。これまでの研究は、価格改定イベントの過去依存性を無視してきたため、価格粘着性を過小評価していた可能性がある。

JEL Classification Codes: E30, E37

1. はじめに

Bils and Klenow(2004)以降、マイクロ価格データを用いて価格粘着性を計測する研究が活発に行われている。一連の研究では、価格が時々刻々、連続的に変化しているわけではなく、数週間あるいは数ヶ月に一度というように infrequent に変更されている点に注目し、そうした価格改定イベントの起こる頻度を調べるという手法が用いられている。そこでの主要な発見は、価格改定イベントはかなり頻繁に起きているということである。例えば、Bils and Klenow(2004)は、米国CPIの原データを用いて改定頻度は4.3ヶ月に一度と報告している。Nakamura and Steinsson(2008)は同じく米国CPIの原データを用いて、特売を考慮すれば改定頻度は8-11ヶ月に一度と推計している。欧州諸国に関する Dhyne *et al.*(2006)の研究や、日本に関する Higo and Saita(2007)の研究でも、数ヶ月に一度程度の頻度で価格改定が行われるとの結果が報告されている。

しかし、これらの結果を、フィリップス曲線などマクロのレベルで観察されている価格粘着性と比較すると、マイクロで計測される粘着性が

低すぎる。これはなぜだろうか。この点について考える手始めとして、各企業において価格改定イベントがポアソン過程に従って起きていると想定してみよう。ポアソン過程は唯一のパラメーターで特徴づけられる。単位時間当たりのイベント数を数えることにより得られる価格改定イベントの起きる確率がそれである。この確率を計算し、その逆数をとれば、全企業で少なくとも一度、価格が改定されるまでに要する時間を計算できる。つまり、ある時点で限界費用などのマクロ変数が変化したとして、その情報が各企業の価格に完全に織り込まれるまでに平均的にどれだけの時間がかかるかがわかる。これがこれまでの研究の背後にあるアイデアである。

しかし価格改定イベントはポアソン過程に従うとは限らない。実際、マイクロ価格データを用いた研究では、価格改定イベントの直後に次の改定イベントが起きる確率が高いこと(つまり価格改定イベントに関するハザード関数が右下がりであること)が確認されており、改定イベントがクラスタリングしていることが示唆されている。改定イベントがクラスタリングしていること、あるいはより一般的にポアソン過程が

ら乖離しているということは、改定イベントの生起が過去に依存していることを意味する。この場合には、価格の粘着性は改定確率だけでなく、改定イベントの過去依存性の度合いにも依存する。例えば、価格の改定確率が一定であったとしても、過去依存性が強ければ強いほど価格粘着性は高まる。別な言い方をすると、価格粘着性は改定確率と過去依存性の度合いの2つのパラメータによって決まる。

価格改定イベントの過去依存性は、理論モデルでは、価格の実質硬直性あるいは価格づけの戦略的補完性として議論されてきた。Negishi (1979), Ball and Romer (1990), Kimball (1995)らによって指摘されてきた価格の設定に関する企業の模倣行動がそれである。例えば、各企業の限界費用を共通に上昇させるショックが発生したとしよう。企業Aがその上昇分をフルに価格に転嫁すれば、ライバル企業Bに顧客を奪われてしまう。それを回避するために企業Aは転嫁幅を限界費用上昇分のごく一部にとどめる。この小幅引き上げを見た企業Bは同様の小幅引き上げを行って企業Aに追随する。さらにこれを見た企業Aは二度目の小幅引き上げを行い再び企業Bが追随する。この過程は両企業の価格転嫁が完了するまで繰り返される。このように、限界費用の上昇が一気に価格に反映されるのではなく、小幅な引き上げの繰り返しにより時間をかけてゆっくり反映され、その過程で価格改定イベントのクラスタリングが発生する。これは、本来一度に起るべき価格上昇が「小分け」にされていると見ることができる。この考え方によれば、価格改定イベントの過去依存性の度合いは実質硬直性(または戦略的補完性)の度合いに対応する一方、価格改定イベントの確率(の逆数)は名目硬直性の度合いに対応する。

価格改定イベントの過去依存性は、このように理論モデルでは認識されていたものの、価格粘着性をデータから計測する際には十分に考慮されてこなかった¹⁾。これまでの研究は価格改定イベントの確率しか見ておらず、そのため価格粘着性を過小評価していた可能性がある。マ

クロの価格粘着性に比べて低い推計結果となっているのもそのためかもしれない。本稿では、価格改定イベントの過去依存性も考慮に入れてマイクロの価格粘着性を計測し、従来の手法との差異を調べる。

価格改定イベントの過去依存性を計測する際に重要なのは、競合する企業や店舗、つまりお互いに模倣をし合う企業や店舗がそれぞれ提示する価格を集めることである。しかし、CPI統計では、ある商品についてその商圈における代表的な店舗を選び、そこでの販売価格を採取する。したがって競合する店舗の価格をCPIの原データから集めることは原理的に不可能である。もうひとつの可能性はスキャナーデータであるが、筆者たちの知る限り、競合する店舗間の価格を網羅的に集めたデータセットは存在しない。そこで本稿では、競合する店舗が互いの行動を模倣しながら価格づけを行う様子を調べるために、オンライン市場のデータを用いる。本稿で用いるデータは日本の代表的な価格比較サイトである「価格.com」において各店舗が提示する価格である。この価格比較サイトではテレビ、ビデオ、デジカメ、PCなどの家電製品を中心に取引が行われており、各商品について数十の店舗が登録している。これらの店舗は、ある瞬間に他社がいくらを提示しているかをモニターしており、それに基づいて自分の提示する価格を変更するというかたちで、バーチャルな市場での価格競争を行っている。その意味で本稿の分析目的に適っている。

本稿の主要な発見は以下のとおりである。第1に、液晶テレビのある銘柄の最安値(ある時点において各店舗から提示されている価格の中で最も安いもの)の時系列について価格改定から次の価格改定までの経過時間(「間隔」)の分布をみると、短い間隔の密度が高く、指数分布から乖離している。価格改定イベントがポアソン過程に従えば間隔の分布は指数分布になるはずだから、この結果は、価格改定イベントがポアソン過程から乖離しており、短い間隔の後には再び短い間隔が出現する(同様に、長い間隔の後には長い間隔が出現する)という正の相関が

あること、つまり価格改定イベントのクラスタリングが起きていることを示している。

第2に、最安値の改定イベントがどの程度の過去依存性をもつかを見るために改定確率の自己相関係数を推計すると、最大6日前の改定確率と有意な相関があることがわかった。これは、限界費用の変化などのショックが起きると、その6日後まで各店舗による価格調整の過程が続くことを意味する。これに対して、各店舗における価格改定から次の価格改定までの経過時間の平均値は1.9日であり、これが従来の手法による価格粘着性の推計値である。この結果は、価格改定イベントの過去依存性も考慮に入れることにより価格粘着性の計測値が3倍以上に高まることを意味する。この計測例は、これまでの研究で報告されてきた価格粘着性の推計値が過小であった可能性を示唆している。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では名目粘着性と実質粘着性の概念を説明するために、Caballero and Engel(2007)を拡張したモデルを紹介する。第3節では価格改定イベントの間隔を調べる手法について説明する。第4節では「価格.com」のデータを用いて新旧の手法で価格粘着性を計測し比較する。第5節は本稿の結論である。補論では本稿で使用する「価格.com」のデータについて概要を説明する。

2. Caballero-Engelの一般化されたSsモデル

2.1 モデルの設定

Caballero and Engel(2007)の一般化されたSsモデルを用いて価格の名目硬直性と実質硬直性の概念を説明するところから始めよう。まず、市場に参加している各店舗は現行の価格が適切か否か点検し、必要であれば価格を改定すると仮定する。価格を点検する機会はポアソン過程に従って訪れ、その確率は $1-\theta$ とする。価格を点検する機会が訪れると店舗は現行の価格と目標価格を比較し、その差が十分に大きければ価格を目標価格へと変更する。

目標価格は次のように決まると考える。店舗には2つのタイプがある。第1のタイプはライバル店舗の価格に一切関心をもたない。このタ

イプの店舗の目標価格はその時点における限界費用 m_t である。これに対して、第2のタイプの店舗はライバル店舗の価格に注意を払い、模倣する。具体的には、第2のタイプの店舗の目標価格は、前期に価格を変更した店舗(“adjusters”)が提示する価格 P_{t-1}^A と価格を変更しなかった店舗(“non-adjusters”)が提示する価格 P_{t-1}^{NA} の加重和である。第1のタイプと第2のタイプの構成は時間を通じて一定であり、前者は $1-\alpha$ 、後者は α である。最後に、代表的な店舗は2つのタイプの折衷であると考え、その目標価格 P_{it}^* は次式で与えられるとする。

$$P_{it}^* = (1-\alpha)m_t + \alpha[\omega P_{t-1}^A + (1-\omega)P_{t-1}^{NA}] \quad (1)$$

ここで ω は0と1の間の値をとるパラメーターであり、 $P_{it}^*, m_t, P_{t-1}^A, P_{t-1}^{NA}$ はすべて対数値である。

価格を点検する機会を与えられた店舗 i は、ある確率で、現行価格 P_{it-1} を目標価格 P_{it}^* へと改定する。価格を改定する確率は Λ であり、その確率は現行価格の目標価格からの乖離 $x_{it}(x_{it} \equiv P_{it-1} - P_{it}^*)$ に依存して決まると仮定する。関数 $\Lambda(x_{it})$ はCaballero and Engel(1993a)が“adjustment hazard function”と名付けたものである。価格の改定確率 Λ が状態変数である x_{it} に依存するモデルは状態依存型とよばれている。一方、価格改定確率が x_{it} の値にかかわらず一定であるモデルは時間依存型モデルとよばれている。前者の例はメニューコストモデルであり、後者の例はCalvo(1983)のモデルである。関数 $\Lambda(x_{it})$ はこのどちらも特殊ケースとして含み、その意味で一般化されたモデルである。以下では、Caballero and Engel(1993b)に倣って、 $\Lambda'(x) > 0$ for $x > 0$ かつ $\Lambda'(x) < 0$ for $x < 0$ と仮定する。つまり、目標価格からの乖離が大きくなればなるほど改定確率が単調に大きくなるということである。この性質は“increasing hazard property”とよばれている。

2.2 マクロの価格粘着性

上記の設定の下で、限界費用の変化に対する平均価格(全ての店舗の価格を平均した価格)の反応を計算することができる。これは平均価格の伸縮性(あるいは粘着性)を示すものであり、マクロの価格伸縮性(あるいは粘着性)の尺度である。

店舗 i の価格が限界費用の変化に対してどの程度変化するかを $\Delta P_{it}(\Delta m_i, x_{it})$ と表記する。同様に、平均価格の変化を $\Delta P_t(\Delta m_t)$ と表記する。このとき $\Delta P_t(\Delta m_t)$ は次のように計算できる。

$$\begin{aligned} \Delta P_t(\Delta m_t) &= \int \Delta P_{it}(\Delta m_i, x) h(x) dx \\ &= (1-\theta) \times \int [x + (1-\alpha)\Delta m_t] \\ &\quad \Lambda [x + (1-\alpha)\Delta m_t] h(x) dx \end{aligned} \quad (2)$$

ここで $h(x)$ は状態変数 x の定常分布を表す。この式を Δm_t で微分し $\Delta m_t=0$ で評価すると

$$\lim_{\Delta m_t \rightarrow 0} \frac{\Delta P_t}{\Delta m_t} = (1-\alpha)(\mathcal{A} + \mathcal{E}) \quad (3)$$

となる。ここで \mathcal{A} と \mathcal{E} は

$$\mathcal{A} \equiv (1-\theta) \int \Lambda(x) h(x) dx \quad (4)$$

$$\mathcal{E} \equiv (1-\theta) \int x \Lambda'(x) h(x) dx \quad (5)$$

で定義される。(3)式の左辺はインパルス応答関数であり、Caballero and Engel(2007)が提唱するマクロの価格伸縮性の尺度である。

(3)式によれば彼らの尺度は3つの要因によって決まる。第1の要因は \mathcal{A} である。(4)式の $\int \Lambda(x) h(x) dx$ は adjustment hazard の加重平均値であるから、 \mathcal{A} は価格改定確率の平均値である。価格改定は infrequent にしか行われないので、価格改定の順番がすべての店舗に訪れるまでには、平均的に、 \mathcal{A}^{-1} だけの時間がかかる。この時間が長ければ長いほどマクロの価格粘着性が高くなる。第2の要因は \mathcal{E} である。(5)式の $\int x \Lambda'(x) h(x) dx$ は Λ が x に依存する度合い、つまり状態依存の度合いである。前述の increasing hazard property の仮定の下

では \mathcal{E} の値は正である²⁾。第3の要因はライバルを模倣する店舗の割合を示す α である。(1)式からわかるように、 α の値が大きければ大きいほど目標価格がライバル店舗の価格に影響される度合いが高くなり、その反対に限界費用を反映する度合いが低くなる。その結果、限界費用の変化に対して平均価格が反応する速度が遅くなる(つまり価格粘着性が高まる)。

第1の要因はミクロの価格粘着性を計測する Bills and Klenow(2004)などのこれまでの研究が注目してきたものである。第2の要因は increasing hazard property の仮定の下ではマクロの価格粘着性を低める方向に作用するので、価格改定確率でみた粘着性がマクロの粘着性よりも低いという事実を説明する上では役に立たない。価格改定確率とマクロの粘着性のギャップを説明する上で重要な役割を果たしている可能性があるのは第3の要因であり、本稿の関心もそこにある。

2.3 価格改定確率の過去依存性

上記のモデルでは価格改定イベントのクラスターリングが起きる。その仕組みを簡単な例で説明しよう。まず上記のモデルで $\omega=1$ と仮定する。この仮定の下で、ある時点において限界費用が m から m' へと恒久的に低下するというショックが起きたとする ($m' < m$)。限界費用の低下幅は十分に大きいと仮定する。

この限界費用の低下により、各店舗の目標価格は

$$P^* = m$$

から

$$P^* = (1-\alpha)m' + \alpha m$$

へと低下する。目標価格は低下するものの限界費用の低下幅に比べれば小さい。これは各店舗が他店舗の模倣をしているためである。価格点検の機会が最初に訪れた(ひとつまたは複数の)店舗では現行価格と目標価格の乖離は

$$x = (1-\alpha)(m-m')$$

であり、これに対応する adjustment hazard で価格改定が行われる。少なくとも1店舗が価格改定を行ったとすると、各店舗の目標価格はその時点で

$$P^* = (1-\alpha^2)m' + \alpha^2 m$$

となる。したがって次の期に価格点検の機会を与えられた店舗はある確率でこの水準に価格を改定する。このようなことが続くと、限界費用の低下ショック以降、 $k-1$ 回の価格改定が行われた時点での目標価格は

$$P^* = (1-\alpha^k)m' + \alpha^k m$$

となる。

ここで注目すべきは各時点で価格点検の機会を与えられた店舗が実際に価格改定を行う確率の推移である。限界費用が低下した直後は、目標価格と現行価格との乖離が大きいため、高い確率で価格改定が行われる。しかし時間が経つと、多くの店舗は既に何度かの改定を経験しているため、現行価格と目標価格との乖離はさほど小さくなく、そのため価格点検の機会が与えられても実際に改定する確率は低くなる。つまり、限界費用が低下した直後は改定確率が高いが時間とともに低下する。これは、価格改定イベントのクラスタリングに他ならない。

店舗の模倣行動によって何が起きているかは模倣行動が全くないケース ($\alpha=0$) と比較すると明らかである。模倣行動がない場合には、限界費用が下落すると直ちに $P^*=m'$ となる。 $\alpha>0$ のときには P^* は m' に時間をかけてゆっくりとしか近づかないのと対照的である。最も重要な違いは、 $\alpha=0$ のケースでは $P^*=m'$ だから、各店舗は一度価格改定を経験すればそれを繰り返すことは決してないという点である。つまり全店舗に価格改定が一巡してしまえばそれで限界費用低下に伴う全ての価格調整が完了する。これに対して $\alpha>0$ の場合は、限界費用低下ショックは一度しか起きていないにもかかわらず、そのショックを消化するのに各店舗は複数回の価格改定を行う。1回の価格改定での価格の改定幅が小さく、そのために、限界費用

の低下が複数回の価格改定へと「小分け」にされ、それが価格調整の完了を長引かせる。

2.4 「最安値」の有用性

過去依存性を調べる方法として直ちに思いつくのは各期における adjusters の数を数え、前後の期の数との相関を見るという方法である。これを「間隔」に置き換えれば、誰かが価格改定を行ったときにその時点で価格改定イベントが起きたと定義し、隣接するイベント間の間隔を調べるということである。このどちらの方法も、本節の理論モデルで仮定しているように店舗が完全に同質であれば有効な方法であるが、店舗が同質でない場合には適切でない。特に問題になるのは、店舗によってライバル視する店舗群が異なっている場合である。この場合には自分のライバルでない店舗が価格を変更してもそれに刺激されて行動を起こすことはない。

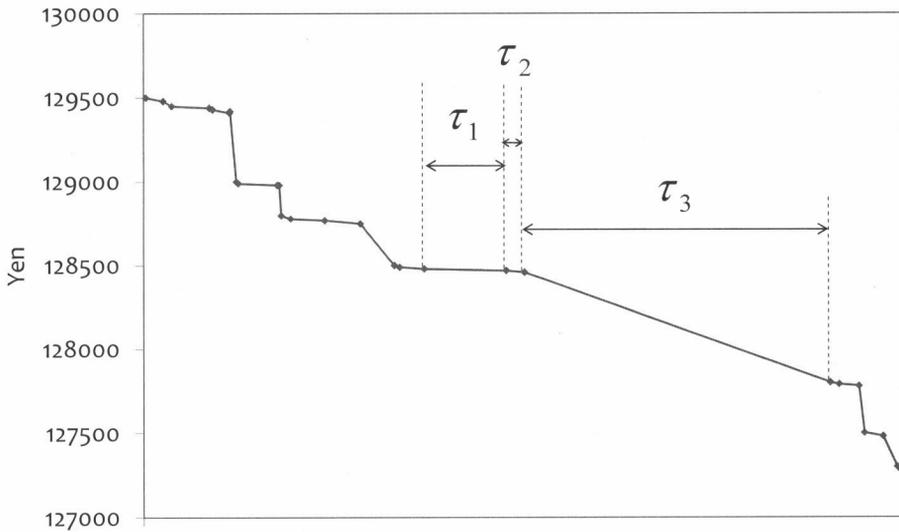
こうした異質性の問題を回避するために本稿では最安値(ある時点においてすべての店舗が提示する価格の中で最も安いもの)に注目する。「価格.com」のような価格競争の激しいオンライン市場では少しでも安い価格を提示して客を獲得しようとするので価格改定が起きるときにはその店は最安値を奪うことが多い。その意味で最安値は adjusters の価格である P^A と概念的に似ている。しかしすべての店舗が最安値を狙って行動しているわけではない。例えば知名度の高い店舗は最安値とはかけ離れたところで価格を改定することも少なくない。したがって、 P^A の代わりに最安値をみるということは、最安値争いに参加するというビジネスモデルをもつ店舗群だけを分析の対象にしていることを意味する。以下では、こうした認識の下、最安値が更新されるイベントを価格改定イベントと定義し、隣接するイベント間の間隔をもつ性質を調べる。

3. 最安値改定イベントの過去依存性の計測方法

3.1 間隔の累積密度関数

最安値の改定イベントの過去依存性を調べるために本稿では2つの方法を用いる。第1の方

図1. ある日の最安値の推移



法は、最安値改定イベントと隣接するイベントとの間隔の分布を見ることである。図1はシャープの液晶テレビ(AQUOS LC-32GH2)の最安値がある1日でどのように推移したかを示したものである。最安値は短い間隔で更新されているとはいっても、連続的に更新されているわけではなく、ある水準でしばらく推移した後、不連続的に変化するという動きを繰り返している。この性質を利用して、ある価格がどれだけの時間維持されたのかをイベントとイベントの間隔で測る。図に示した例では、128480円が155分間維持されたがその間隔が τ_1 であり、次の間隔は τ_2 であり、128470円が34分間維持された。その次の間隔は τ_3 であり、128460円が579分間維持された。このようにして間隔 τ を集め、その分布を描く。

間隔分布の分布関数としてはいくつかの提案がなされているが、本稿では Wang *et al.* (2007)などで用いられている以下の密度関数を用いる³⁾。

$$f(\tau) = \frac{a}{\lambda} \exp \left[-b \left(\frac{\tau}{\lambda} \right)^\gamma \right] \quad (6)$$

ただし a と b は γ の関数であり、次式で定義される。

$$a \equiv \frac{\gamma \Gamma(2/\gamma)}{[\Gamma(1/\gamma)]^2}; \quad b \equiv \frac{\Gamma(2/\gamma)}{\Gamma(1/\gamma)}$$

ここで $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数である。パラメータ λ は間隔分布の平均値を表す。一方、 γ は過去依存性の度合いを表し、correlation exponentとよばれている。パラメータ γ の意味を理解するために、 $\gamma=1$ の場合を考えると、このときには(6)式は $\frac{1}{\lambda} \exp \left(-\frac{\tau}{\lambda} \right)$ となる。これは指数分布の密度関数である。改定イベントがポアソン過程に従う場合、イベントの過去依存性は全くなく、間隔は指数分布に従うが、 $\gamma=1$ はこのケースに相当する。この場合、分布は唯一のパラメータ λ によって特徴づけられ、分布の平均は λ 、またハザード関数の値は期間 τ によらず一定で λ^{-1} に等しい。しかし改定イベントがポアソン過程から乖離し、クラスターリングしている場合は間隔は指数分布に従わない。これは(6)式の γ が1より小さいケースである。クラスターリングの度合いが強ければ強いほど(過去依存性が強ければ強いほど) γ の値の1からの乖離は大きくなる。

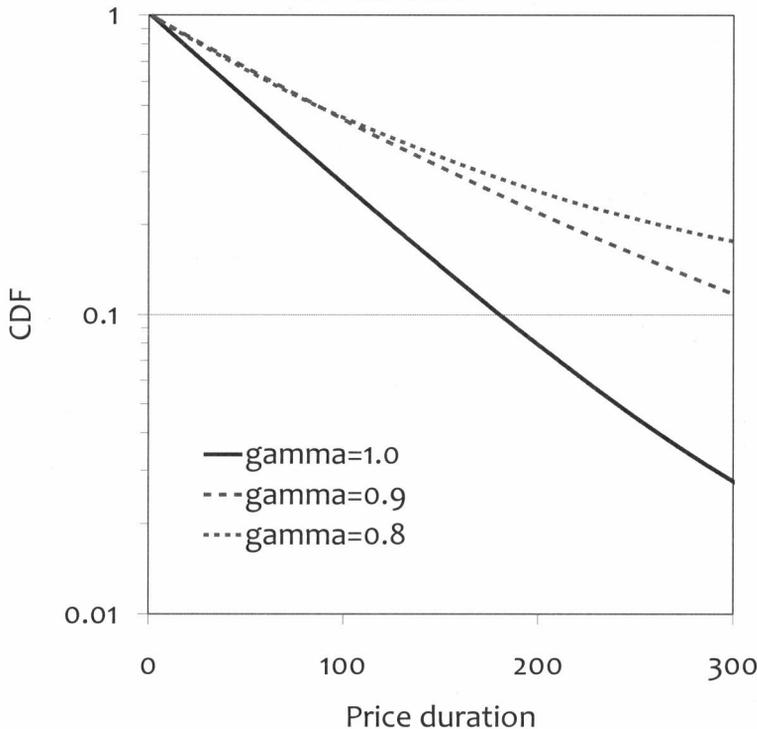
間隔 τ の累積密度関数(CDF)を

$$F(\tau) \equiv \int_{\tau}^{\infty} f(u) du$$

と定義する。改定イベントがポアソン過程に従い $\gamma=1$ の場合は

$$F(\tau) = \exp \left(-\frac{\tau}{\lambda} \right)$$

図2. 間隔分布の形状



であり、 $\log F(\tau)$ は τ の線形関数になる。図2の“ $\gamma=1$ ”の直線はその関係を表している。これに対して改定イベントがクラスタリングしている場合にはCDFは直線ではなく下に凸の曲線となる。図からわかるように、 γ が1から乖離すればするほど下に凸の度合いは強くなる。したがって、データからCDFを作成し、それを(6)式の分布でフィッティングすることにより γ の値を推計すれば、それによって価格改定イベントの過去依存性の度合いを計測することができる。

ここでのポイントは、価格改定イベントがポアソン過程に従うときには間隔分布は λ だけで特徴づけられるのに対して、過去依存性があるときには λ と γ の2つのパラメータで特徴づけられるという点である。したがって、価格改定イベントがポアソン過程に従っているときには間隔の平均値を調べるだけで十分である。間隔の平均値の逆数は単位時間当たりのイベントの確率だから、これはBils and Klenow (2004)などのアプローチを正当化するものであ

る。しかしイベントがクラスタリングしている場合には、間隔の平均値を調べるだけでは不十分である。仮に λ が一定でも γ が小さければ(1からより大きく乖離していれば)価格の調整が完了するのに要する時間は増えるからである。

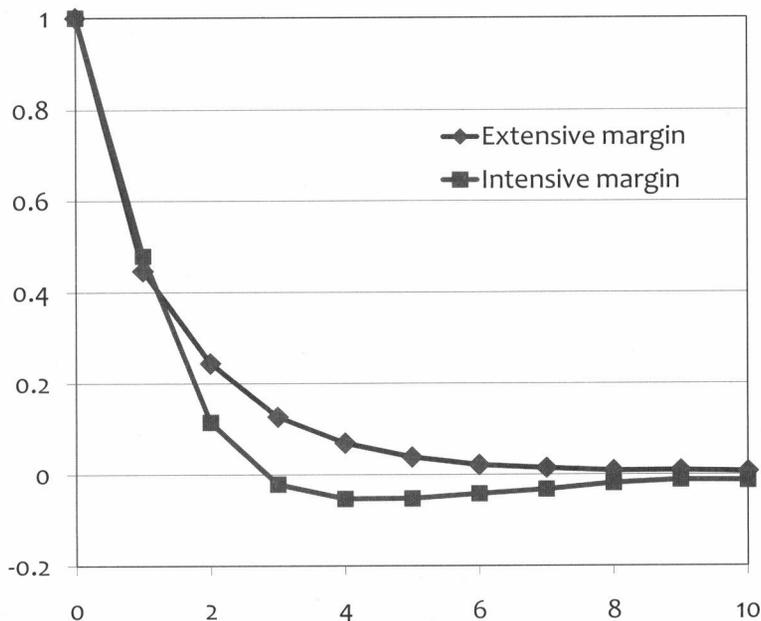
3.2 改定イベント数の自己相関係数

価格改定イベントの過去依存性を調べるためのもうひとつの方法は単位時間当たりの改定イベント数の自己相関係数を計測することである。Mizuno *et al.* (2009)は2.1節で紹介したモデルを用いてシミュレーションによって店舗間の競争を再現し、最安値の時系列を作成した上で、その過去依存性を調べている。図3はそこでの結果を示したものである。Mizuno *et al.* (2009)は、シミュレーションから得られた最安値の時系列データから、単位時間当たりの最安値の改定イベントの「数」(extensive margin)の時系列と、単位時間における平均的な最安値の改定の「幅」(intensive margin)の時系列を計算し、それぞれについて自己相関係数を計測している。

本稿の焦点である改定イベントの「数」の自己相関をみると、6 time stepまでは正の相関があることが読み取れる。限界費用 m_i の低下によっていったん最安値の改定イベントが起きるとしばらくの間、改定イベントの「数」が多い状態が持続すること、つまりクラスタリングが起きていることがわかる。シミュレーションでは店舗の模倣行動を表すパラメータである α は0.9に設定しているが、比較のために $\alpha=0$ のケースも計算した。 $\alpha=0$ のケースでは自己相関はゼロであり、このことから自己相関は店舗の模倣行動によって生み出されていることが

本稿の焦点である改定イベントの「数」の自己相関をみると、6 time stepまでは正の相関があることが読み取れる。限界費用 m_i の低下によっていったん最安値の改定イベントが起きるとしばらくの間、改定イベントの「数」が多い状態が持続すること、つまりクラスタリングが起きていることがわかる。シミュレーションでは店舗の模倣行動を表すパラメータである α は0.9に設定しているが、比較のために $\alpha=0$ のケースも計算した。 $\alpha=0$ のケースでは自己相関はゼロであり、このことから自己相関は店舗の模倣行動によって生み出されていることが

図3. シミュレーション結果から計測した自己相関係数



わかる。なお、本稿の関心とはやや離れるが、最安値の改定の「幅」に関する自己相関係数の計測結果をみると、「数」と同様に正の相関があることがわかる。ただし、自己相関係数は「数」に比べると急速に減衰しており、「数」でみた場合と「幅」でみた場合とでは過去依存性の度合いが異なっていることがわかる。

4. 過去依存性の計測例

4.1 最安値の時系列

本節ではシャープの液晶テレビ(AQUOS LC-32GH2)の最安値の時系列を用いて前節で述べた2つの方法により過去依存性を実際に計測してみよう。図4の上段の図は2006年11月からの230日間における最安値の推移を示したものである。この間に最安値は880回更新されているから、平均的には1日に3.8回の頻度で最安値が更新されたことになる。図からわかるように、最安値は230日間のサンプル期間中、下落トレンドにあり、14万円からスタートして10万円まで下落している。しかし常時同じペースで下落していたかというところではなく、急速に下落する局面と比較的緩やかに下落する局面がある。図にシャドーをつけたところは急速な

下落局面である。メーカーの過剰生産などにより流通在庫がだぶつくなどの理由でこうした急速な下落が起こると考えられる。

図4の中段と下段の図では最安値の動きを最安値の改定イベントの「数」と平均的な改定の「幅」に分解している。具体的には、230日間のサンプル期間を2日間毎に区切った上で、それぞれの2日間における最安値の改定イベントの数と、2日間に起きた改定イベントの改定幅の平均値を示している。図から明らかのように、改定イベントの

「数」はシャドーをつけた急速な下落期に増加する傾向がある。平均的には改定イベントの「数」は2日間で7.6回であるが、急速な下落期にはこれを大きく上回り、多いときには2日間で40回を超えている。一方、最安値改定の「幅」については、急速な下落期にマイナス幅が拡大するというような性質は見られない。

図4の結果は、最安値の動きは「幅」ではなく「数」の変化で形成されていることを示している。これは時間依存型モデルではなく状態依存型モデルが適切であることを意味する。さらに重要なことは、「数」は急速な下落期などにいったん増えたとしばらく増えた状態が続くという性質を示している。これは、最安値改定イベントのクラスタリングが起きていることを示唆している。以下ではこの過去依存性について3節で紹介した方法を用いてさらに検討を加えてみよう。

4.2 間隔分布

図5は最安値の改定イベントの間隔のCDFを示したものである。図の横軸は間隔の長さを、縦軸はCDFを示している。左の図では縦軸だけが対数表示、右の図では分布の裾を詳しく表

図 4. AQUOS LC32GH-2 の最安値の推移

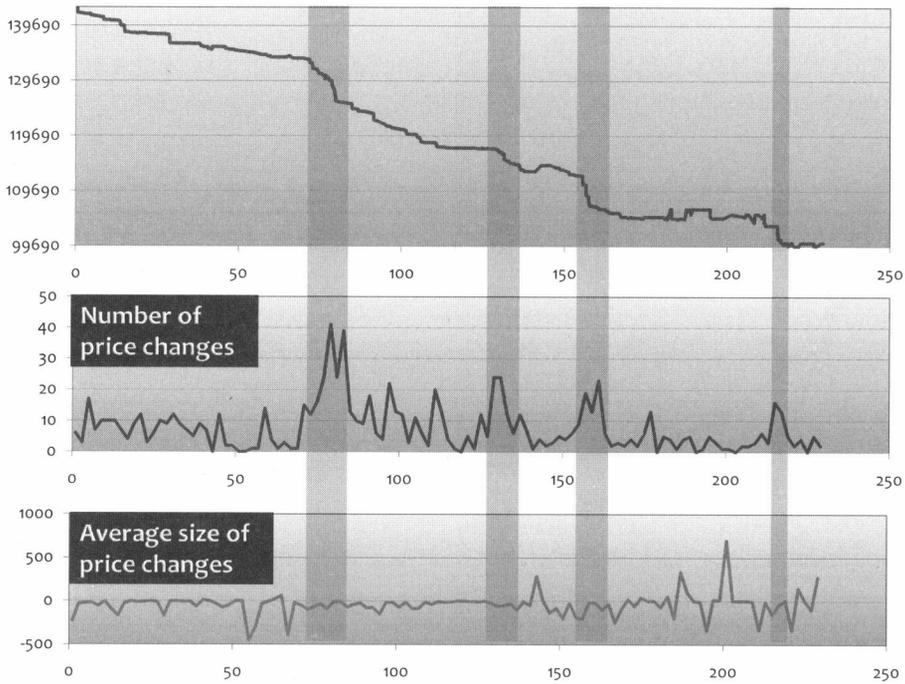
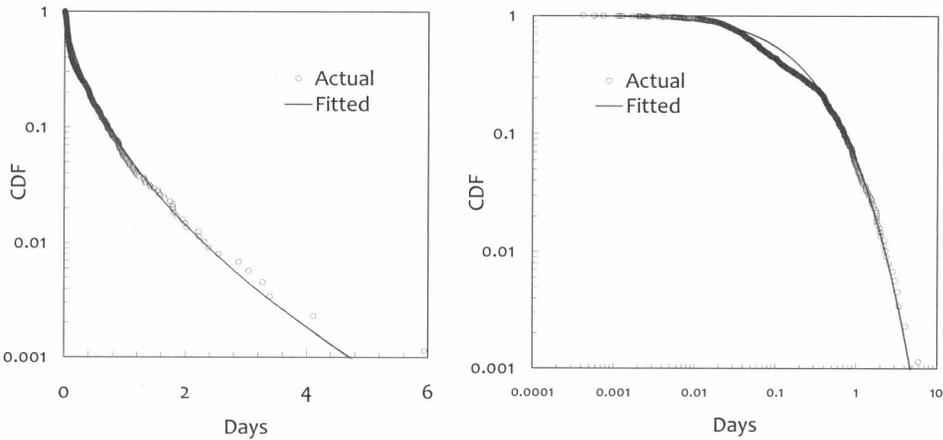


図 5. 価格改定イベントの間隔分布

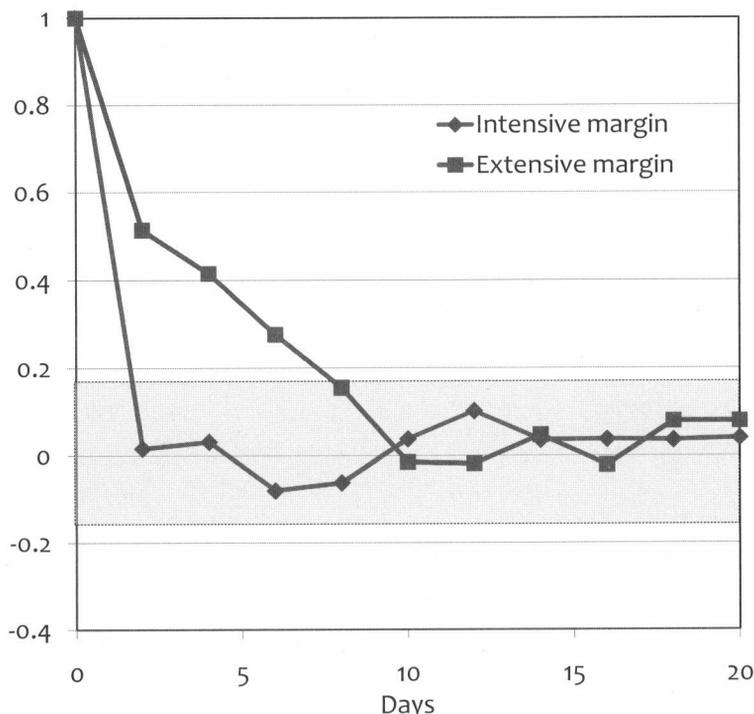


示するため縦軸も横軸も対数表示としている。データは丸で示されている。3.1節で述べたとおり、最安値の改定イベントがポアソン過程に従って起きていれば間隔は指数分布に従うはずであり、左の図のCDFは直線になるはずである。しかしCDFは下に凸の形状をしており⁴⁾、明らかに指数分布から乖離しクラスタリングが起きている。

丸で示したデータに(6)式をフィッティングした結果が左右それぞれの図の実線で示してあ

る。実線と丸は一部ずれているものの分布の裾も含め概ね一致しており、間隔分布が(6)式のSE分布に従っていることを示している。また、推計された γ は0.443であり、1を大きく下回っている。Wang *et al.* (2007)をはじめとする一連の研究では、株価や為替相場などの変動幅が閾値を超える大変動イベントの間隔についてSE分布を当てはめ、 γ の値を推計しているが、 γ は様々な資産価格で共通して0.3から0.4の間の値をとることが明らかになっている。こ

図6. 価格改定イベントの自己相関係数



こでの推計結果は0.4を上回っており、それらに比べれば過去依存性は弱いことを示している。

4.3 自己相関係数

図6は最安値の改定イベントの「数」と「幅」について自己相関係数を計測した結果を示している。図4と同じく、230日のサンプル期間を2日間ずつに区切り、それぞれの2日間における「数」と「幅」を算出した上で、その自己相関係数を計算している。図からわかるように、「数」(Extensive margin)は正の相関をもっており、6日前との相関も0.276と点線で示した95%信頼区間を超えており、統計的に有意である。クラスタリングが少なくとも6日間続くことを示している。これに対して「幅」(Intensive margin)には有意な相関は見られない⁵⁾。

Mizuno *et al.*(2009)によれば「価格.com」市場でAQUOS LC-32GH2を販売している全店舗における価格改定と次の価格改定の平均的な間隔は1.93日である⁶⁾。つまり、全店舗に少なくとも1回の価格改定の機会が訪れるまでに要

する時間は平均的には1.93日である。これはBils and Klenow(2004)以降のマイクロ価格データを用いた研究が価格粘着性とよんでいる数字である。本稿で扱っているのはネット上での価格であるためCPI原データやスキャナーデータで観察される間隔よりも平均値ははるかに短い、それでも全員の価格調整が一巡するのに要する時間という概念は同じである。もし店舗間の模倣が全くなく((1)式の $\alpha=0$)、それに伴って改定イベントの過去依存性も全くないとすれば、自己相関係数は1.93日でゼロになるはずである。しかし実際

には6日前との相関まで統計的に有意であり、このことは店舗間の模倣行動が強く働き、その結果、全員の価格調整が完了するまでに要する時間が長くなっていることを示している。6日と1.93日を単純に比べれば、各店舗は価格調整の完了までに3回の改定を行っている。店舗間の模倣行動の結果、各回の価格改定幅が小さくなり、そのため三巡目にしてようやく価格調整が完了するという状況になっていると考えられる。

5. 結論

本稿では、各企業が互いの価格設定行動を模倣することに伴って生じる価格の粘着性を自己相関係数により計測する方法を提案するとともに、店舗の価格競争の様子を正確に観察できるオンライン市場のデータを用いてその度合いを計測した。

Bils and Klenow(2004)以降の研究では、価格改定から次の価格改定までの経過時間の平均値をもって価格粘着性の推計値としてきたが、本稿で分析対象とした液晶テレビではその値は

1.9日である。これに対して自己相関係数を用いた計測によれば、価格改定イベントは最大6日間の過去依存性をもつことがわかった。つまり、価格調整の完了までに各店舗は平均3回の改定を行っている。店舗間の模倣行動の結果、1回あたりの価格改定幅が小さくなり、そのため価格調整の完了に要する時間が長くなっていると考えられる。

この計測結果を踏まえると、これまでの研究は、価格改定イベントの過去依存性を無視してきたため、価格粘着性を過小評価していた可能性がある。ただし、この計測結果はオンライン市場におけるものであり、CPIが主として対象とするオフライン市場はこれとは異なる状況にある可能性も否定できず、本稿で提案した方法を用いた実証的な検討が必要である。

(一橋大学経済研究所・一橋大学経済研究所・
一橋大学経済研究所)

A. 「価格.com」データの概要

「価格.com」は、株式会社カカクコムが運営するサイトであり、現在、約1300店舗が販売活動を行っている。取り扱い商品は家電製品やパソコンであり、バーコードの異なる商品をすべて別商品として数えると、約30万点が取り扱われている。利用者数は、毎月約1,200万人である。

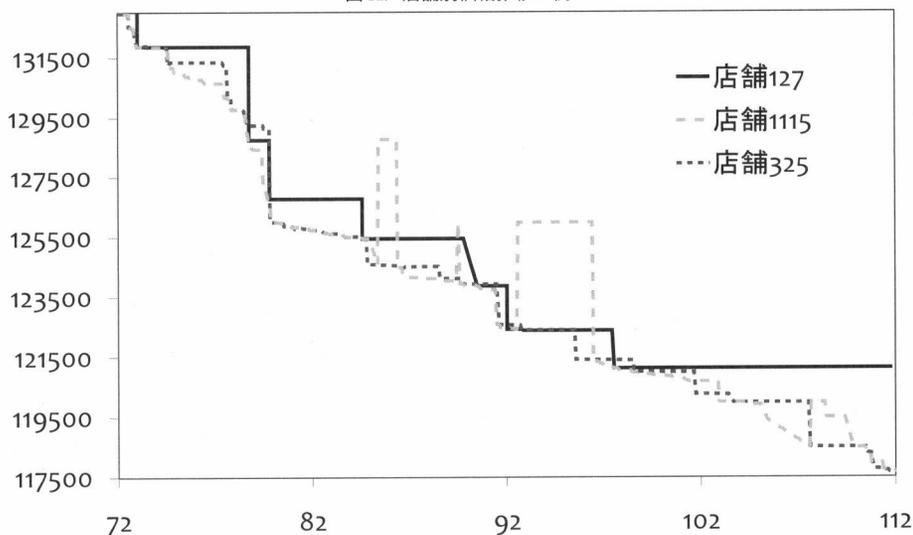
「価格.com」の利用者は、サイトを訪れることにより、関心のある商品の特性、その商品を扱っている店舗のリスト、各店舗が提示している価格などの情報を入手することができる。こうした情報以外にも、店舗の属性情報として、送料の有無(有りの場合は送料表示)、クレジットカード払い対応の有無、代金引換払い対応の有無、配送センターの住所、オフラインの店舗所有の有無、過去に店舗を利用した顧客による店舗評価などを入手できる。「価格.com」を訪れた消費者は、これらの情報を見ながら、まず、その商品を購入する店舗を選び、次に「価格.com」のサイトの画面上にある「店の売り場

行く」というボタンをクリックすることにより、販売店舗のWebサイトへと移動する。消費者は店舗側のWebサイトで購入手続きを進め、最終的にその商品を購入する。「価格.com」のサイトから各店舗のサイトへと客を送った回数に応じて各店舗はカカクコム社に料金を支払う。これがカカクコム社の収入源である。カカクコム社が消費者から直接料金を徴収することはない。

価格比較サイトの中には、インターネット上のサイトから勝手に価格を採集してきて、そのリストを掲示するというサービスを提供しているものもある。しかしこうした価格比較サイトとは異なり、「価格.com」では、各店舗とカカクコム社との間に予め契約(送客に伴う料金の支払いなど)がかわされているという点に特徴がある。したがって、各店舗は互いにどの店舗が「価格.com」に登録しているかを熟知している。各店舗は、カカクコム社から送られてくる情報をもとに、他の店舗が提示している価格がいくらか、自分の価格が全体の何位に当たるのか、自分のサイトへの送客数は多いか少ないかを、1日に3-4回、あるいはそれ以上の頻度でチェックし、必要な場合には自分の提示価格を変更する。各店舗は自らが扱う商品のすべてについてこうしたモニター活動を行っている。

一橋大学物価研究センターでは2006年にスタートしたカカクコム社との共同プロジェクトにおいて、2006年11月1日から2008年10月31日までの731日間に取扱われたすべての商品について、各店舗によって提示されたすべての価格の履歴と、消費者の「店の売り場に行く」というボタンがクリックされた履歴を、秒単位の時間スタンプつきで記録したデータセットを作成した。各店舗がどのような価格を提示するかはいわば商品の供給サイドの様子を表すものであり、各消費者がどの店をクリックするかは需要サイドの様子を表すものである。なお、「店の売り場に行く」というボタンが押されたからといってそれが最終的な購買に結びつくとは限らない。しかし、「価格.com」に登録しているいくつかの店舗について、「価格.com」か

図 A. 店舗別価格推移の例



らの送客数と、スキャナーデータから得た実際の販売個数との相関をみると、非常に高いことが確認できる。この結果は、クリック数が実際の販売個数の代理変数として十分に有用であることを示している。

価格比較サイトに掲載されている価格はこれまでも多くの研究で利用されてきた。しかし、各店舗の提示する価格が時間とともにどのように変化するか、消費者がどの店舗に対してクリックしているかという情報を含むデータセットは多くない。本プロジェクトのデータセットに最も近いのは Baye *et al.* (2009) が用いている、英国の価格比較サイトから得たデータセットである。しかし彼らのデータセットは日次に集計されたものであり、店舗と店舗が最安値を巡って繰り返られる時間単位、分単位、場合によっては秒単位の競争の様子を観察するには向いていない。

図 A はシャープの生産する液晶テレビ (AQUOS LC-32GH2) について、最安値争いを繰り返る 3 つの店舗の提示する価格の推移を例示したものである。ここからは次のことが読み取れる。

第 1 に、この商品の価格には強い下落トレンドがあり、13 万円から始まって約 100 日間で 1 万円超の価格下落が起きている。しかし各店舗

は日々、連続的に価格を下げ続けているわけではない。ある価格水準を数日あるいは数十日維持した後、数百円または数千円の幅で不連続的に価格を下げる。そしてその後しばらくは再び同じ価格水準を維持する。この繰り返しである。価格の変更というイベントは infrequent であるが、変更の際には discontinuous な価格変化が起きるという特徴は、CPI の原データやスキャナーデータを用いてこれまで多くの研究によって確認されてきた性質と共通している。

第 2 に、CPI の原データやスキャナーデータを用いた研究では、特売(一時的な価格引下げ)が頻繁に起きていることが報告されている。しかし図 A を見る限り、「価格.com」の店舗は特売を行っていない。本プロジェクトのデータセットで特売がまったくないというわけではないが、オフラインの店舗で観察されるほどに頻繁ではない。CPI の原データやスキャナーデータを用いた研究では特売の処理の仕方によって分析結果が左右されることが少なくないが、本プロジェクトのデータセットはその点で望ましい性質を備えているといえる。

第 3 に、3 つの店舗は同時に価格を変更しているわけではなく、3 つの店舗は、それぞれ異なるタイミングで、異なる変化幅で価格改定を行っている。3 店舗の価格は全体としては同じ

動きをしているが、詳しくみると店舗間の価格差は縮まったり拡大したりしており、抜かれては抜き返すという競争が繰り返されていることを示している。

注

* 本稿の作成に際しては楡井誠、塩路悦朗、Pete Klenow、Ben Malin、Tack Yun、Etienne Gagnonの各氏との議論が有益であった。記して感謝したい。本稿は学術創成研究プロジェクト「日本経済の物価変動ダイナミクスの解明」(JSPS 18GS0101)の一環として作成されたものである。

1) 価格改定イベントの過去依存性の存在を間接的に確認した例としてはGita Gopinathによる一連の研究がある(例えば、Gopinath and Itskhoki(2009))。それらの研究では、為替相場の変動ショックに対して輸入価格がゆっくりとしか反応しないことが米国のデータから確認されている。これは価格変動が「小分け」されるという意味での過去依存性が存在することを示唆している。これに対してBils *et al.*(2009)は、米国CPIの原データを分析した結果、個別商品のインフレ率の系列相関は正ではなく負であり、実質硬直性が示唆する過去依存性と整合的でないことを主張している。

2) Golosov and Lucas(2007)などの研究によれば、メニューコストモデルなど状態依存型のモデルにおけるマクロの価格粘性性は状態に依存しない場合(つまり時間依存型モデル)に比べ低い。これはEが正であることと同じである。

3) Wang *et al.*(2007)は株式などの資産価格のリターンが閾値を超えたときにそれをイベントとみなしイベントとイベントの間隔を分析している。その際に用いられているのがこの分布関数である。なお、(6)式の分布はstretched exponential(SE) distributionとよばれている。

4) 間隔 τ のPDFとCDFをそれぞれ $f(\tau)$ と $F(\tau)$ とすると、ハザード関数 $h(\tau)$ とCDFは

$$h(\tau) \equiv \frac{f(\tau)}{F(\tau)} = -\frac{d}{d\tau} \log F(\tau)$$

という関係にある。価格改定イベントがポアソン過程に従うとすれば $h(\tau)$ は τ に依存せず一定であり、したがって $\log F(\tau)$ の τ に関する微係数は一定であり、対数表示のCDFは直線になる。またCDFが下に凸ということはハザード関数が右下がりであることを意味する。

5) Mizuno *et al.*(2009)は「数」と「幅」の過去依存性が大きく異なる理由として、他店舗が価格を下げると自らも下げるといように、価格を改定するか否かという意思決定は模倣の影響を受けるが、下げ幅をどれだけにするかという意思決定まで模倣の影響を受けることはないとの仮説を提示している。つまり、2.1節のモデルでは模倣を表すパラメータは α だけであり、それが「数」と「幅」の過去依存性を作り出す

と考えているが、実際には「数」と「幅」で模倣の度合いが異なるかもしれないということである。

6) そこで数えている価格改定には最安値を更新するものもしないものも全て含まれている。

参考文献

- Ball, Laurence, and David Romer (1990) "Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money," *Review of Economic Studies*, Vol. 57, No. 2, pp. 183-204.
- Basu, Susanto (2005) "Comment on Implications of State-Dependent Pricing for Dynamic Macroeconomic Models," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, No. 1, pp. 243-247.
- Baye, Michael R., J. Rupert J. Gatti, Paul Kattuman and John Morgan (2009) "Clicks, Discontinuities, and Firm Demand Online," May 2009.
- Bils, M., and P. J. Klenow (2004) "Some Evidence on the Importance of Sticky Prices," *Journal of Political Economy*, Vol. 112, No. 5, pp. 947-985.
- Bils, M., P. J. Klenow, and B. A. Malin (2009) "Reset Price Inflation and the Impact of Monetary Policy Shocks," *NBER Working Paper*, 14787.
- Caballero, Ricardo J. and Eduardo M. R. A. Engel (1993a) "Microeconomic Rigidities and Aggregate Price Dynamics," *European Economic Review*, Vol. 37, Issue 4, pp. 697-717.
- Caballero, Ricardo J. and Eduardo M. R. A. Engel (1993b) "Microeconomic Adjustment Hazards and Aggregate Dynamics," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 2, pp. 359-383.
- Caballero, Ricardo J. and Eduardo M. R. A. Engel (2006) *Price Stickiness in Ss Models: Basic Properties*, MIT and Yale.
- Caballero, Ricardo J. and Eduardo M. R. A. Engel (2007) "Price Stickiness in Ss Models: New Interpretations of Old Results," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 1, pp. 100-121.
- Calvo, Guillermo (1983) "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, Issue 3, pp. 383-398.
- Dhyne, E., L. J. Alvarez, H. L. Bihan, G. Veronese, D. Dias, J. Hoffmann, N. Jonker, P. Lunnemann, F. Ruml and J. Vilmunen (2006) "Price Setting in the Euro Area and the United States: Some Facts From Individual Consumer Price Data," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 20, No. 2, pp. 171-192.
- Dotsey, Michael and Robert G. King (2005) "Implications of State-Dependent Pricing for Dynamic Macroeconomic Models," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, No. 1, pp. 213-242.
- Golosov, M. and R. E. Lucas (2007) "Menu Costs and Phillips Curves," *Journal of Political Economy*, Vol. 115, pp. 171-199.
- Gopinath, G. and O. Itskhoki (2009) "Frequency of Price Adjustment and Pass Through," *Quarterly Journal of Economics*, forthcoming.
- Higo, Masahiro and Yumi Saita (2007) "Price Setting

- in Japan: Evidence from CPI Micro Data," Bank of Japan Working Paper Series.
- Kimball, Miles (1995) "The Quantitative Analytics of the Basic Neomonetarist Model," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, No. 4, pp. 1241-1277.
- Klenow, Peter J. and Oleksiy Kryvtsov (2008) "State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does it Matter for Recent U.S. Inflation?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 123, No. 3, pp. 863-904.
- Mizuno, Takayuki, Makoto Nirei and Tsutomu Watanabe (2009) "Real Rigidities: Evidence from an Online Marketplace," Research Center for Price Dynamics Working Paper Series No. 44.
- Nakamura, E. and J. Steinsson (2008) "Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 123, No. 4, pp. 1415-1464.
- Negishi, Takashi (1979) *Microeconomic Foundations of Keynesian Macroeconomics*, New York: North-Holland.
- Wang, F., P. Weber, K. Yamasaki, S. Havlin and H. E. Stanley (2007) "Statistical Regularities in the Return Intervals of Volatility," *European Physical Journal B*, Vol. 55, No. 2, pp. 123-133.
- Woodford, Michael (2009) "Information-Constrained State-Dependent Pricing," Columbia University, June 25, 2009.