



日本のガソリン小売価格の変動において見られるエッジワース・サイクルと店舗価格の同期現象

| | |
|----------|---|
| 著者 | 河又 裕士, 秋山 英三 |
| 発行年 | 2017-07 |
| その他のタイトル | Edgeworth cycles and synchronization phenomena on retail gasoline prices at stores in Japan |
| シリーズ | Department of Policy and Planning Sciences Discussion Paper Series;no.1350 |
| URL | http://hdl.handle.net/2241/00146748 |

Department of Policy and Planning Sciences

Discussion Paper Series

No.1350

日本のガソリン小売価格の変動において見られるエッジワ

ース・サイクルと店舗価格の同期現象

(Edgeworth cycles and synchronization phenomena on retail gasoline
prices at stores in Japan)

by

河又 裕士、秋山 英三
(Yuji KAWAMATA and Eizo AKIYAMA)

July 2017

UNIVERSITY OF TSUKUBA

Tsukuba, Ibaraki 305-8573
JAPAN

日本のガソリン小売価格の変動において見られる エッジワース・サイクルと店舗価格の同期現象 Edgeworth cycles and synchronization phenomena on retail gasoline prices at stores in Japan

河又 裕士^{*}, 秋山 英三[†]

2017年6月

概要

価格競争が行われる財の小売価格の推移において、エッジワース・サイクル (EC) と呼ばれる循環的変動が現れることがある。EC とは価格の急激な高騰と緩やかな下落を繰り返す循環的変動のことである。ガソリンの小売価格に関する実証研究 (Doyle et al., 2010) では、米国における「地域ごとの平均小売価格」に EC が現れるということ、そして、それはある程度寡占が進んだ地域では比較的現れやすいということが示されている。一方、寡占が非常に進んでいるか、またはあまり進んでいない地域では、平均小売価格において EC が極めて現れにくいこと、そして、非循環的変動が現れやすいことが示されている。これら平均小売価格のダイナミクスの特性は究極的には個々の店舗の価格の集計によるものだが、「個々の店舗」のレベルでの価格変動と (地域平均価格に関する) 上述の結果との間の関連はよく分かっていない。また、米国以外の市場で上述の結果が成立するかも検証されていない。

以上を踏まえ、本研究では、日本の店舗ごとのガソリン小売価格のデータをもとに、次の三点を検証した。(1) 日本のガソリン小売市場においても EC が現れるか？ (2) 寡占が非常に進んでいるか、またはあまり進んでいない地域では EC が極めて現れにくいこと、そして、寡占がその中間程度に進んだ地域では比較的 EC が現れやすいことが、日本のガソリン小売市場においても言えるか？ (3) 「個々の店舗の価格変動」から (2) が成立する機構を説明できるか？

分析の結果、以下のことが分かった。まず、(1),(2) が成立することが多くの地域事例より分かった。次に、(3) 「地域ごとの平均小売価格」で EC が現れていない地域でも、実際は、「個々の店舗」のレベルでは EC がある程度発生していること、そして、小売価格が同期して循環的変動をする店舗のクラスタと、非循環的変動をする店舗のクラスタが空間的に共存していることが分かった。寡占が非常に進んでいるか、またはあまり進んでいない地域では、循環的変動のクラスタのサイズが小さくなり、地域単位での循環的変動が起りにくくなるということ、そして、このことが (2) の現象の背景にあるという可能性が示された。

キーワード: エッジワース・サイクル, ベルトラン競争, 同期, クラスタ, レギュラーガソリン小売価格, 寡占, 日本

^{*} 筑波大学 システム情報工学研究科 博士後期課程 E-Mail: yjkawamata@gmail.com

[†] 筑波大学 システム情報系 E-Mail: eizo@sk.tsukuba.ac.jp

1 はじめに

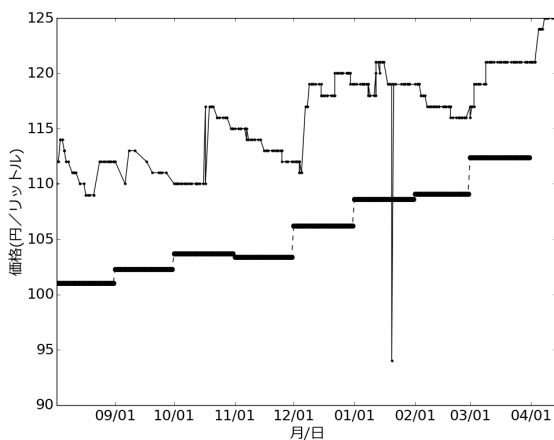
価格競争における価格変動発生の機構の解明は、Bertrand (1883) の研究以降、産業組織論を中心とした経済学研究の主要テーマの一つである。Bertrand (1883) は、価格競争を行う 2 社以上の企業が同質財を生産・販売競争 (ベルトラン競争) する市場では、限界費用と等しい価格が均衡になることを理論的に示した。

しかし、現実の市場において、商品価格は限界費用と等しい価格に常に収束するだろうか。このことを検証するため、全国のガソリン小売店においてほぼ同じ品質 (同質財) で売られているレギュラーガソリンの小売価格をしてみる。図 1, 2 は、神奈川県藤沢市と愛知県豊田市のそれぞれ 2 つずつの店舗におけるレギュラーガソリン小売価格と、神奈川県と愛知県における平均卸売価格の推移である。図 1, 2 より明らかなように、商品価格は卸売価格 (限界費用) に収束せず、高い価格で変動し続けている。図 1, 2 の例のような価格ダイナミクスを、Bertrand (1883) による静的な均衡分析で説明することは困難であろう。

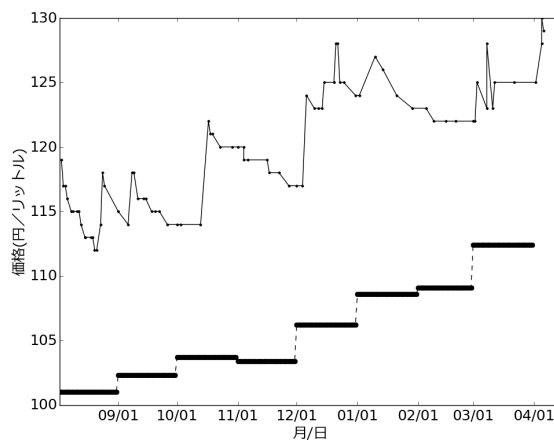
一方で Edgeworth (1925) は、ベルトラン競争において企業が生産できる商品の量に制限 (限界) がある場合は、均衡価格が存在せず、価格が循環的に変動しうることを示した。Edgeworth (1925) のモデルでは、二つの企業 A, B が每期、同質財を生産する。ただし、企業 A は偶数期に、企業 B は奇数期に商品価格を変更でき、各企業はその期における利潤を最大化するような価格を設定すると仮定された。消費者は少しでも安い方から購入する。企業 A, B は利潤最大化のため、相手より少しだけ安い価格をつけて消費者の需要を独占しようとする。その結果、価格は徐々に下降していく。価格が下がると消費者の需要が増大するため、価格競争がある程度進むと需要が供給を超える。例えば、ある t 期において、企業 A が B よりも安い価格を設定した結果、企業 A の商品に対する消費者の需要が増えて、企業 A の生産が追いつかなくなったとする。企業 A から買えなかった消費者は企業 B から買うしか無い。この場合、次の $t+1$ 期において、企業 B は価格を一気に上げて利潤を最大化する。続く $t+2$ 期では、企業 A は企業 B よりも少しだけ低い価格に値上げすることによって利潤を最大化する。企業 A, B 共に値上げをした後の $t+3$ 期以降では、再び値下げ競争が行われる。以上のような企業 A, B の意思決定が続けられる結果、価格の高騰と下落が交互に続く循環的なサイクルが現れる。このサイクルの形は高騰と下落に対して非対称となる。つまり、高騰時は短期間で価格が一気に上がるが、下落時は価格が徐々に下がる。以上のように Edgeworth (1925) では、企業が生産できる商品の量に制限があると仮定すると価格の循環的な変動が現れることが示された。

一方で Maskin and Tirole (1988) は、企業の生産能力に制限がない場合でも各企業が長期的な利潤を最大化するとき、循環的な価格変動が均衡経路として現れるということを示した (図 3(a))。彼らは、二つの企業が交互に価格を決定するベルトラン競争が無限回繰り返される状況をモデル化し、その理論的分析を行った。分析の結果、図 3(a) のような循環的な変動が現れうることを示された。彼らは、このような循環的な変動を「エッジワース・サイクル (EC)」と呼んだ。彼らのモデルでも Edgeworth (1925) のモデルと同様、価格が高い水準のときには値下げ競争が行われる。値下げ競争が行われる場合、低い価格水準での競争よりも、高い価格水準での競争のほうが、各店舗にとって長期的な利潤が大きい。そのため、低い価格水準で競争が行われているとき、どちらかの店舗が一時的な自身の利潤を犠牲にして価格を大幅に上げ (図 3(b))、もう一方の企業も追随するということが起こる。このように、値下げ競争と片方の店舗による一時的な値上げが繰り返される結果、彼らのモデルにおいても EC が現れる。

Maskin and Tirole (1988) では 2 企業のベルトラン競争の分析が行われたが、現実の市場ではより多くの企業による競争が行われている。例えば、Noel (2008) は、3 企業が順番に価格を決定するベルトラン競争が無限に繰り返されるモデルにおいても EC が現れうることを示した。しかし、2 企業の場合と比較すると価格競

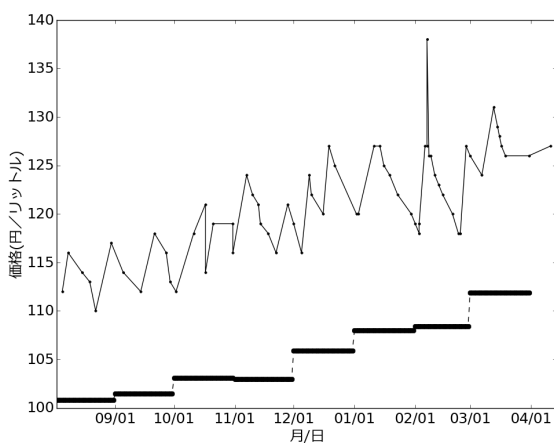


(a) 神奈川県藤沢市の店舗 1

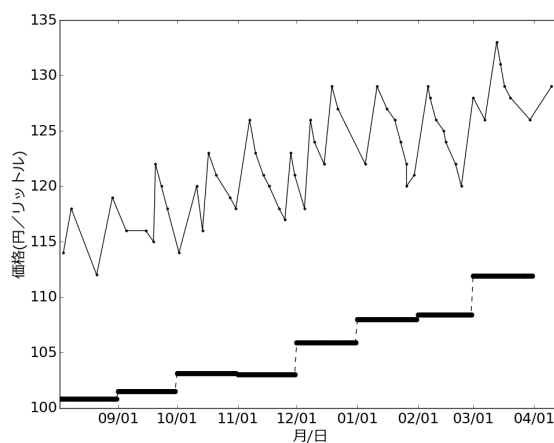


(b) 神奈川県藤沢市の店舗 2

図1 神奈川県藤沢市の2店舗におけるレギュラーガソリン小売価格と、神奈川県における平均卸売価格の時系列。横軸は2016年8月2日から2017年3月17日の期間である(年の表示は省略)。卸売価格は月次データのため、同じ月に属する週は同じ卸売価格で示した。(a)において、1月から2月の間に店舗の小売価格の急落があるが、これは、記録ミスによる異常値が原因であると考えられる。(データの詳細は2.手法を参照。)



(a) 愛知県豊田市の店舗 1



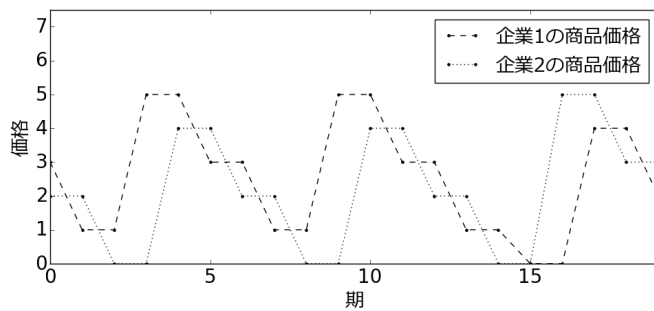
(b) 愛知県豊田市の店舗 2

図2 愛知県豊田市の2つの店舗におけるレギュラーガソリン小売価格と、愛知県における平均卸売価格の時系列。見方は図1と同様。

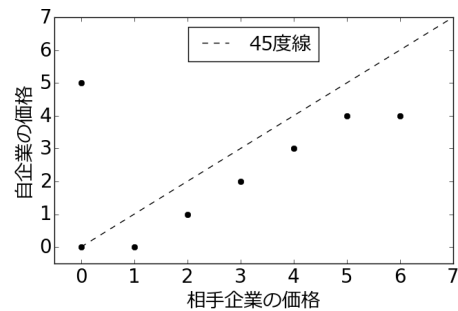
争がより激しくなるため、EC発生に必要な価格の上昇が行われにくくなり、結果としてEC自体が現れにくくなることを示した。

では、企業数が3よりも多い場合、ECは現れうるのだろうか。企業が順番に価格を決定するベルトラン競争において企業数が十分に多い場合、ECは現れにくいと考えられる。なぜなら、企業数が多いほど各企業が率先した値上げを行わなくなるためである。

しかし、ECに似た価格変動は、多くの店舗(企業)が存在するガソリン小売市場においても実際に観察され



(a) 価格の時系列



(b) 相手企業に対する自企業の価格反応関数

図3 Maskin and Tirole (1988) のモデルでの価格変動の例 (著者が論文データより再構成)。(a) は2つの企業(企業1,2)がそれぞれ(b)の戦略を用いている状況を数値シミュレーションし、その結果の価格の時系列をプロットしたものである。(b)は相手企業の価格に対する自企業の反応関数を表す。相手の価格が0のとき、自店舗は0か5のどちらかの価格を(割引因子によって定まる)一定の確率で選択する。

ている^{*1}。Castanias and Johnson (1993) は、ロサンゼルス(米国)での週次のガソリン平均小売価格において、価格の急激な高騰と緩やかな下落が繰り返される循環的変動が現れていることを報告した。彼らは、観測されたこのようなパターンが、Maskin and Tirole (1988) によって定式化された EC に非常によく似ていることを指摘した^{*2}。彼らによる実証研究の後にも、ガソリン小売価格における EC に似た循環的変動は、アメリカ中西部・カナダ・ノルウェー・オーストラリアなど、様々な地域において観測されている(Eckert, 2013)。以下では、Maskin and Tirole (1988) によって定式化された EC と、現実の小売価格において観測された「EC に似た循環的変動」をどちらも EC と呼ぶ。

EC はどのような地域で現れるのだろうか。Doyle et al. (2010) では、米国東北部と中西部における地域ごとの平均小売価格の推移を用いて、寡占の進行度合いと EC の発生割合の定量的関係を局所線形回帰により分析した。各地域における元売企業ブランドの上位3社の店舗割合、つまり、3社集中度が寡占の指標として用いられた。分析の結果、3社集中度が非常に高い、または非常に低い地域では EC が極めて現れにくいこと、そして、非循環的変動が現れやすいことが示された。一方で、3社集中度がその中間程度の地域では、平均小売価格の推移において循環的変動、すなわち、EC が比較的現れやすいことが発見された。まとめると、寡占が非常に進んでいるか、またはあまり進んでいない地域では EC が極めて現れにくいこと、そして、寡占がその中間程度に進んだ地域では比較的 EC が現れやすいということが示された。

Doyle et al. (2010) も含め多くの先行研究では、店舗単位の小売価格ではなく、地域単位などでの平均小売価格の推移において EC が現れているかの検証が行われていた。一方で Doyle et al. (2010) は、店舗単位で見ると、寡占があまり進んでいない地域においても街角などにある少数の店舗の小売価格において EC が現れるという可能性について言及している。また、店舗ごとの小売価格を平均化することでそのような EC が観測できなくなってしまう可能性も示唆した。更に彼らは、ある地域における大きなシェアを占めるブランドが小さ

^{*1} ガソリン小売価格以外の対象で EC に似た変動が観測された例も存在し、Isakower and Wang (2014) は、LP ガスの小売価格の推移において観測した。また、Seaton and Waterson (2013) は、英国スーパーで売られている商品の価格が EC と似た変動を示したことを報告した。

^{*2} Castanias and Johnson (1993) では、ガソリン小売価格と卸売価格の間に、統計的に優位な相関が無いことが確かめられた。彼らは他にも、ロサンゼルスにおける小売価格と、アメリカにおける小売価格の全国平均や、時間トレンドなどとの相関について検証した。検証の結果、彼らは、ロサンゼルスで観測されたサイクルが、主に局所的な現象として現れたものだ結論づけた。

な地域に現れた複数の EC を同期させるという可能性も示した^{*3}。

以上の Doyle et al. (2010) の議論のように、「地域ごとの平均小売価格」で EC が現れていない地域でも、「個々の店舗の小売価格」では EC がある程度発生している可能性がある。しかし、EC に関する多くの研究では、地域単位などでの平均小売価格において EC が現れているかの検証を行っており、個々の店舗の小売価格において EC が現れる機構の分析はほとんど行われてこなかった。また、前述した Doyle らの発見が米国以外で成立するかも検証されてこなかった。

以上を踏まえ本研究では、日本の店舗単位でのガソリン小売価格のデータをもとに次の三点を検証する。(1) 日本のガソリン小売市場においても EC が現れるか？(2) 寡占が非常に進んでいるか、またはあまり進んでいない地域では EC が極めて現れにくいこと、そして、寡占がその中間程度に進んだ地域では比較的 EC が現れやすいことが、日本のガソリン小売市場においても言えるか？すなわち、Doyle らの発見が日本においても成立するのか？(3) 「店舗単位の価格変動」から (2) が成立する機構を説明できるか？

以下ではまず、検証で用いられる各種データの収集方法とそのデータの分析方法について述べる。次に、分析の方法について説明する。最後に、本研究で得られた結果についてまとめ、今後の課題について述べる。

2 手法

2.1 価格データの収集

本研究では、上述した Doyle et al. (2010) などの先行研究と同様に、レギュラーガソリンの小売価格（以下、単に小売価格と呼ぶ）の推移を用いて EC が現れているかの検証を行った。店舗単位での小売価格の推移は、ガソリン価格比較サイト gogo.gs^{*4} から収集した。収集した価格データは、2016 年 8 月 2 日（2016 年 31 週目）から 2017 年 4 月 14 日（2017 年 15 週目）の 37 週間に投稿された現金価格で、合計 220250 件であった。同時に、市区町村による地域単位での平均小売価格の推移を計算するため、全国 30811 店舗の住所情報も収集した。また、小売価格の推移との比較のために、2016 年 8 月から 2017 年 3 月における各都道府県ごとの平均卸売価格の月次推移を資源エネルギー庁のサイトから入手した^{*5}。

2.2 価格データの分析方法

本研究では、店舗単位での小売価格と、市区町村単位での平均小売価格の推移を比較する分析を行った。

分析のためにまず、収集したデータより「店舗ごとの小売価格の時系列（以下、店舗時系列）」と「市区町村の週次平均小売価格の時系列（以下、市区町村時系列）」を生成した。時系列の期間は、店舗時系列では 2016 年 8 月 2 日から 2017 年 4 月 14 日であり、市区町村時系列では 2016 年 31 週目から 2017 年 15 週目であった。店舗時系列においては、サイトの利用者が自由な時間に価格の投稿を行っていたため、時間単位は不規則であった。また、価格投稿が週に一回も行われなかったため平均小売価格が計算できなかった週がある市区町村があった。このような市区町村は本分析の対象外とした。

店舗時系列における EC 発生判定の方法について説明する。EC が発生している時系列においては、価格の

^{*3} 実際、Wang (2009) では、西オーストラリア州におけるガソリン小売価格において、同じブランドに属する店舗の小売価格が同期的に変動することが報告された。

^{*4} 全国約 32 万人の利用者によるガソリン価格や店舗情報の共有サイト (<http://gogo.gs/>, 最終閲覧日 2017/4/30)。

^{*5} http://www.enecho.meti.go.jp/statistics/petroleum_and_lpgas/pl007/results.html からダウンロードできる (最終閲覧日 2017/4/30)。

急激な高騰と緩やかな下落が繰り返される。よって、店舗時系列において価格の急激な高騰と緩やかな下落というパターンが二回以上連続で現れている場合、その時系列において EC が発生していると判定した^{*6}。

次に、市区町村時系列における EC 発生判定方法について説明する。本研究では、市区町村時系列における EC の判定方法として Doyle et al. (2010) の方法を使用した。Doyle らの EC 判定方法は次のようなものである。EC が発生している時系列では価格上昇に対して価格下降は長期間続くため、時系列の一階差の値が負になりやすい。よってまず、時系列 p_t において一階差の時系列

$$\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$$

を生成し、一階差の時系列の中央値 \tilde{p} を計算する。 \tilde{p} がある閾値 \hat{p} 未満のとき、時系列 p_t において EC が発生したと判定する。本研究では、市区町村時系列における EC の判定方法として上記の方法を使用し、 $\hat{p} = 0$ とした^{*7}。

2.3 寡占とエッジワース・サイクル発生の関係について：3 社集中度と局所線形回帰

本研究では寡占の進行度合いと EC の発生割合の定量的関係を検証した。定量的関係は、Doyle et al. (2010) と同様に、EC 発生の有無を 3 社集中度へ局所線形回帰することで求めた。

寡占の指標としては、Doyle et al. (2010) と同様に「店舗ブランドによる市区町村での 3 社集中度」を用いた。

本研究で収集されたデータにおいて店舗が属するブランドは、ENEOS, 出光, 昭和シェル, コスモ石油, ESSO, Mobil, ゼネラル, KYGNUS, SOLATO, carenex, 三菱商事エネルギー, JA-SS の 12 種類である。本研究では、これら 12 種類のブランドに属する店舗のみを「ブランド店舗」として扱った。一方、これら 12 種類のブランドに属さなかった店舗は「非ブランド店舗」として扱った。

市区町村における 3 社集中度は次のように計算される。まず、市区町村 i において各ブランドに属する店舗数を集計する。次に、店舗数が 1 位 ~ 3 位のブランドを特定する。最後に、その市区町村での全店舗数に対する 1 位 ~ 3 位のブランドの合計店舗数の割合 c_i を計算する。式で表すと、

$$c_i = \frac{1 \text{ 位ブランドの店舗数} + 2 \text{ 位ブランドの店舗数} + 3 \text{ 位ブランドの店舗数}}{\text{全店舗数}}$$

のようになる。このように計算された c_i を、その市区町村における 3 社集中度とした。

EC 発生の有無の 3 社集中度への局所線形回帰は、次のように行った (以下の説明は Hastie et al. (2009) を参考にした)。 n 個の市区町村があるとす。各市区町村 $i \in \{1, 2, \dots, n\}$ における 3 社集中度が $c_i \in [0, 1]$ 、また、市区町村時系列における EC 発生判定結果が $I_i \in \{0, 1\}$ のように分かったとする。ここで、 $I_i = 0$ は市区町村 i において EC が現れなかったこと、 $I_i = 1$ は EC が現れたことを表すダミー変数である。これらのデータにより、3 社集中度が c の市区町村において EC が現れる確率を推定するために、次の重み付き最小二乗問題を解き、パラメータ $\hat{\alpha}(c)$, $\hat{\beta}(c)$ を推定する。

$$\min_{\alpha(c), \beta(c)} \sum_{i=1}^n K_{\lambda}(c, c_i) (I_i - \alpha(c) - \beta(c)c_i)^2$$

^{*6} 店舗単位の時系列では、Doyle et al. (2010) で用いられた EC の判定方法 (後述) を用いることができなかった。

^{*7} Doyle et al. (2010) と本研究の EC の判定方法で異なる点は主に 2 つある。1 つ目は、時系列に日次の平均小売価格を用いていた点である。2 つ目は、 $\hat{p} = -0.005$ (ドル / ガロン) としていた点である。

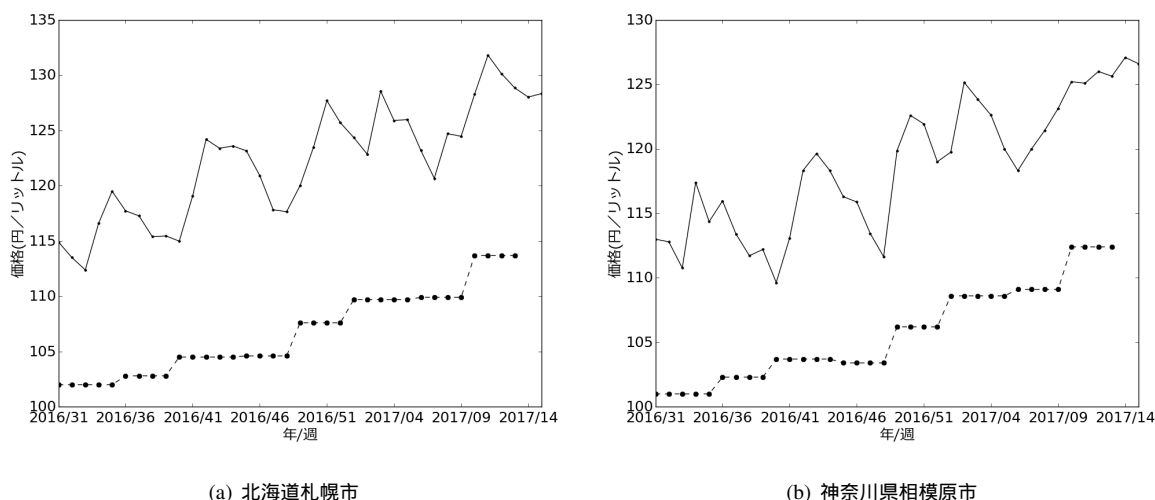


図4 (a), (b)の実線はそれぞれ北海道札幌市、神奈川県相模原市における市区町村時系列。横軸は2016年31週目から2017年15週目の期間である。時系列における1階差の値の中央値は、札幌市では約 -0.442 、相模原市では約 -0.288 であった。参考のため、破線で各都道府県の平均卸売価格の時系列も示した。なお、平均卸売価格は月次データのため、週次での平均卸売価格は月ごとに同じ値で示した。

ここで、 $K(\cdot, \cdot)$ はカーネル関数 (重み付けの関数) であり、 λ はバンド幅 (平滑化の度合い) である。カーネル関数としては次のようなガウシアンカーネルがよく使われており、本研究でもこれを用いた。

$$K_{\lambda}(c, c_i) = \exp\left(-\frac{\|c - c_i\|^2}{2\lambda^2}\right)$$

これらの式から、3社集中度 c の市区町村において EC が現れる確率の推定値は、

$$\hat{f}(c) = \min\left(\max\left(\hat{\alpha}(c) + \hat{\beta}(c)c, 0\right), 1\right)$$

として表される。ここでは確率の取りうる値を $[0, 1]$ の範囲に制限するため、関数 \max, \min を用いた。

本研究ではこの方法を用いて、任意の3社集中度 c ごとにパラメータ $\hat{\alpha}(c)$, $\hat{\beta}(c)$ を導出し、EC が現れる確率を $\hat{f}(c)$ として推定した。 $\hat{f}(c)$ が大きいほど、3社集中度 c の市区町村において EC が発生しやすいことを表す。なお、Doyle et al. (2010) ではバンド幅を $\lambda = 0.05$ としていたため、本研究でも同じ値に設定した。

3 結果

3.1 日本のガソリン小売市場において観測されたエッジワース・サイクル

本章ではまず、日本のガソリン小売市場において EC が現れることを検証する。

図1, 2は、神奈川県藤沢市と愛知県豊田市のそれぞれ2つずつの店舗における店舗時系列である。これら4つのすべての店舗において循環的変動、すなわち EC が見られる。

次に、201市区町村において Doyle の方法により EC が現れたかどうかの検証を行った結果、47市区町村において EC が発生したと判定された。EC が発生したと判定された市区町村時系列の例を図4に示す。図4は北海道札幌市と神奈川県相模原市における市区町村時系列で、 \hat{p} はそれぞれ約 -0.442 と約 -0.288 であった。この図からも、どちらの市においても EC らしき変動が現れているのが見て取れる。

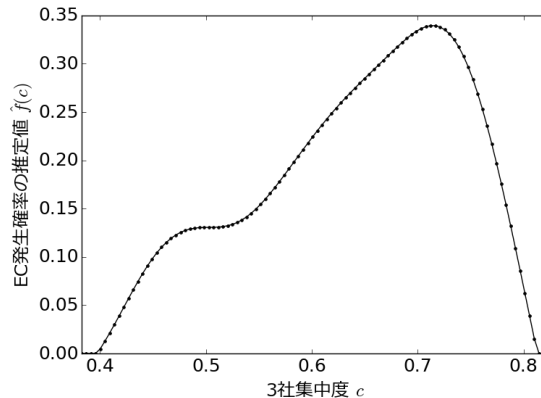


図5 3社集中度に対するEC発生確率の推定値。201市区町村のうちの店舗数上位100までの市区町村による局所線形回帰の結果を回帰曲線として示した。横軸の範囲は、100市区町村における3社集中度の最小値から最大値までに設定された。

これらの結果より、日本においては、店舗時系列と市区町村時系列の両方においてECが現れたことが確認された。

3.2 Doyleらの発見の検証

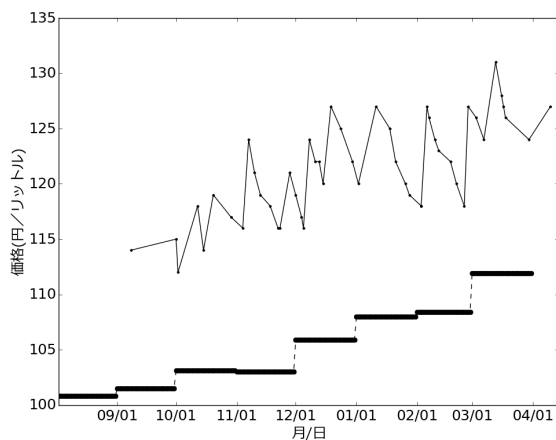
続いて、Doyleらの発見(以下では、Doyle's Findingの意味でDFと略す)(Doyle et al., 2010)が日本においても成立するかどうかを検証する。彼らは米国において、寡占が非常に進むか、またはあまり進んでいない地域ではECが極めて現れにくいこと、そして、寡占がその中間程度に進んだ地域では比較的ECが現れやすいことを発見した。

本研究では、次の3つが満たされるならばDFが成立していると判断する。

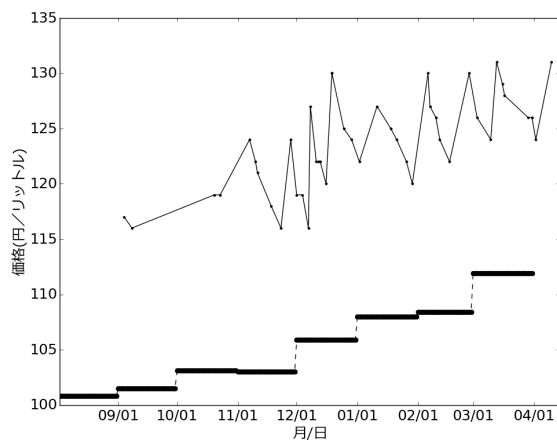
1. 3社集中度の値が最大値 $c_{max}(= \max\{c_i; i = 1, \dots, n\})$ 付近である地域(市区町村)において、局所線形回帰関数の値がほぼ0となっている。つまり、 $\hat{f}(c_{max}) \simeq 0$ となっている。
2. 3社集中度の値が最小値 $c_{min}(= \min\{c_i; i = 1, \dots, n\})$ 付近である地域(市区町村)において、局所線形回帰関数の値がほぼ0になっている。つまり、 $\hat{f}(c_{min}) \simeq 0$ となっている。
3. 3社集中度の値が中間程度 $c_{mid}(= (c_{max} + c_{min})/2)$ 付近である地域(市区町村)において、局所線形回帰関数の値が正となっている。つまり、 $\hat{f}(c_{mid}) > 0$ となっている。

また、本分析では、データの偏りによる影響を避けるために、数多くの店舗が存在する市区町村のみを対象とした。具体的には、201市区町村のうちの店舗数上位100までの市区町村のみを分析対象とした。

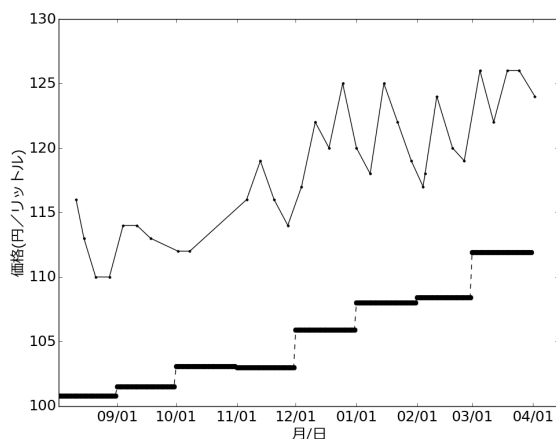
Doyleらと同様の回帰をした結果、日本においてもDFが成立することが分かった。図5は分析対象である100市区町村における回帰結果である。横軸の範囲は、100市区町村における3社集中度の最小値から最大値までに設定された。図5の横軸の両端においては $\hat{f}(c_{min}) = \hat{f}(c_{max}) = 0$ である。一方で、横軸の中間あたりでは $\hat{f}(c_{mid}) > 0$ となっている。よって、図5ではDFが成立していることが分かる。



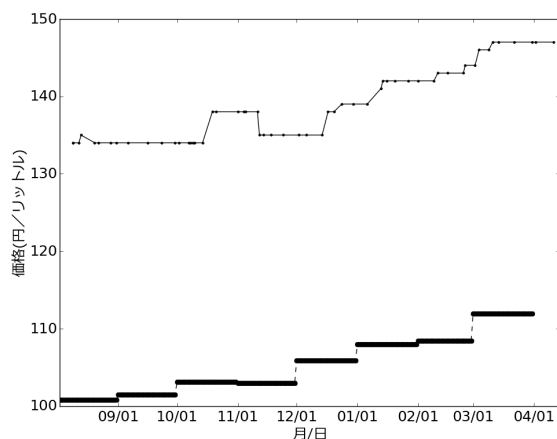
(a) 愛知県岡崎市の店舗 1



(b) 愛知県岡崎市の店舗 2



(c) 愛知県岡崎市の店舗 3



(d) 愛知県岡崎市の店舗 4

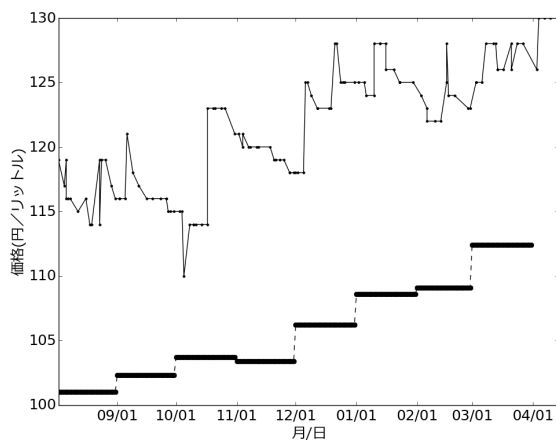
図 6 (a)–(d) の実線は愛知県岡崎市の 4 つの店舗における店舗時系列。岡崎市の店舗数は 69 で、3 社集中度は約 47.8% であった。横軸は 2016 年 8 月 2 日から 2017 年 4 月 14 日の期間である(年の表示は省略)。参考のため、破線で愛知県の平均卸売価格の時系列も示した。なお、平均卸売価格は月次データのため、日次での平均卸売価格は月ごとに同じ値で示した。

3.3 店舗価格の同期現象

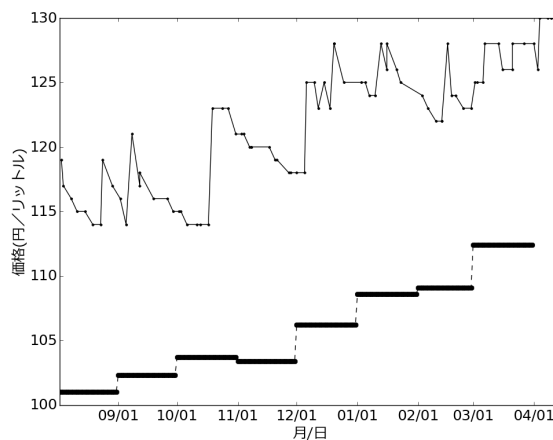
以上のように、DF は日本においても成立することが分かった。Doyle らの研究では地域単位の平均小売価格による DF の発生機構の分析を行っていた。では、DF は「店舗単位の価格変動」から説明できるのだろうか。

DF とは、寡占が非常に進んでいるか、またはあまり進んでいない地域では EC が極めて現れにくいこと、そして、寡占がその中間程度の地域では比較的 EC が現れやすいという性質のことである。

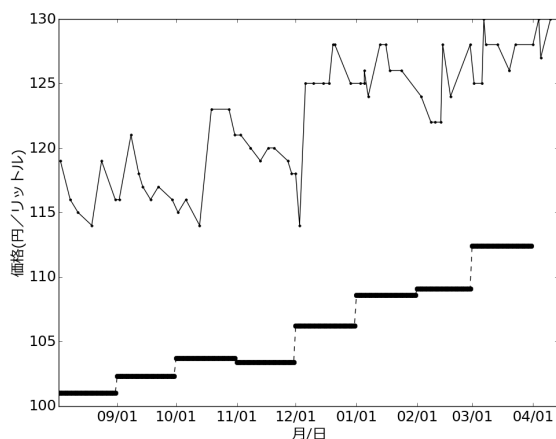
Doyle et al. (2010) は、寡占が非常に進んだ地域において EC が極めて現れにくくなる性質について、価格競争が行われにくくなるのが原因だということを理論的に示した。Doyle らの理論では、あるブランドが市



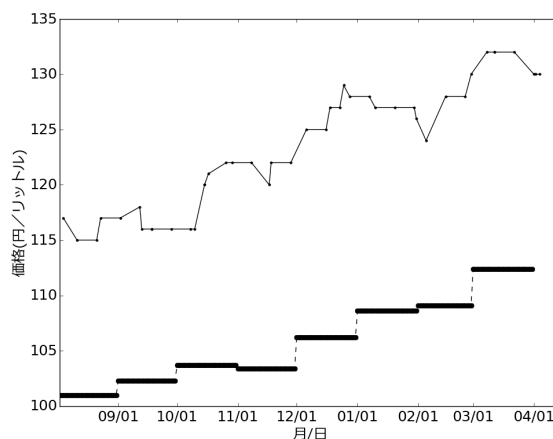
(a) 神奈川県横浜市の店舗 1



(b) 神奈川県横浜市の店舗 2



(c) 神奈川県横浜市の店舗 3



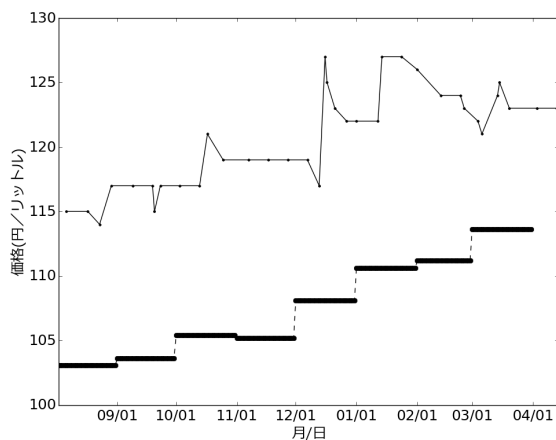
(d) 神奈川県横浜市の店舗 4

図 7 (a)–(d) の実線は神奈川県横浜市の 4 つの店舗における店舗時系列。横浜市の店舗数は 290 で、3 社集中度は約 74.8% であった。見方は図 6 と同様。

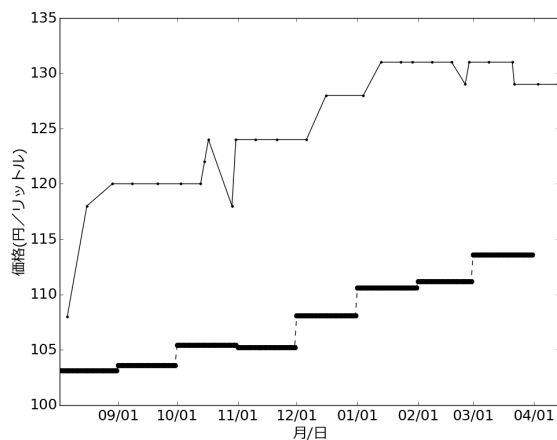
場のシェアの多くを占めている場合、そのブランドに属する店舗群は固定客を多く抱えているため価格競争に参加しなくなる。寡占が進むほどこの傾向は強くなり、店舗間の価格競争が行われにくくなる。店舗間の価格競争が EC 発生の原因であるため、価格競争が行われなければ EC は現れなくなる。

一方で、寡占があまり進んでいない地域で EC が極めて現れにくくなる性質や、寡占が中間程度の地域において比較的 EC が現れやすくなる性質の発生機構について、Doyle et al. (2010) は以下の推測を述べた。

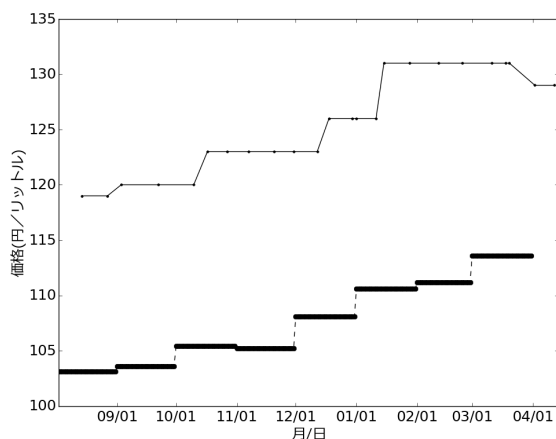
「次に、街全体における企業の価格上昇のタイミングがブランド集中度によって調整されるならば、本研究で観測された非単調性（訳注：本論文で DF と呼んでいる性質のこと）は現れるだろう。もし、各街角で異なる頻度を持つ価格サイクルが現れているならば、そのような局所的価格サイクルが街レベルの価格で検出されるのは難しいだろう。我々の観測では主に、サイクルが現れている街間では価格上昇が同じ日に起こっていた。より集中度の高い市場では主要企業が価格リーダーとして振る舞えるため、このような調整はより強く行われるだろう。最後に、ブランドの一部のみ（または競合ブランドの特定



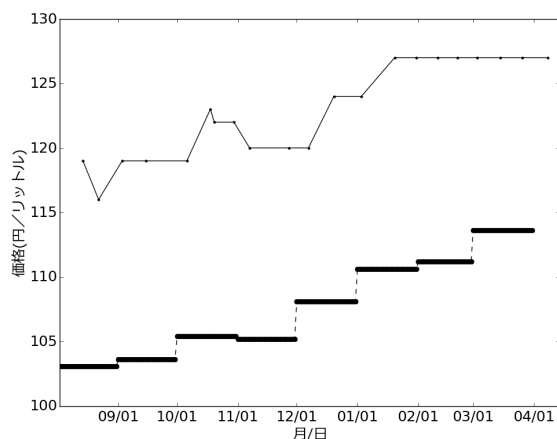
(a) 新潟県燕市の店舗 1



(b) 新潟県燕市の店舗 2



(c) 新潟県燕市の店舗 3



(d) 新潟県燕市の店舗 4

図 8 (a)–(d) の実線は新潟県燕市の 4 つの店舗における店舗時系列。燕市の店舗数は 38 で、3 社集中度は約 81.6% であった。見方は図 6 と同様。

のペア) が価格サイクルへの参加を望むのかもしれない。結果として、集中度の低い市場では、それらの企業が小さな市場シェアしか持っていないか、もしくは直接の競争が行われにくいいため、街レベルのサイクルが見られにくくなる。」(著者らによる訳。太字化は著者らによるもの。)

つまり、寡占が中間程度に進んだ地域では店舗時系列の同期が起こりやすくなる。また、寡占があまり進んでいない地域では店舗時系列における EC が起こりにくくなる。

以上の Doyle らの理論的帰結や推測より、DF の発生機構は次のようにまとめられる。

(i) まず、寡占があまり進んでいない地域で EC が現れにくくなるのは、EC を発生させる原因となるような価格競争を引き起こす一部のブランドの市場シェアが小さくなるのが原因と考えられる。店舗が所属するブランドには多くの種類がある。EC は、その中の一部のブランド群に属する店舗間の価格競争によって引き起こされる可能性がある。寡占があまり進んでいない地域では、このようなブランド群も含め各ブランドのシェアは低い。EC を引き起こすようなブランド同士の競争が生じにくい場合、EC は極めて現れにくくなる。つ

まり、寡占があまり進んでいない地域では、ECを引き起こす傾向のあるブランドのシェアも小さくなるため、ECが現れにくくなる。

(ii) 次に、寡占が中間程度まで進んだ場合は、店舗時系列の同期が起こりやすくなることが原因で比較的ECが現れやすくなると考えられる。寡占が中間程度に進むと、ECを引き起こす傾向のあるブランド群の店舗同士の価格競争が行われやすくなり、多くの場所の店舗小売価格においてECが現れる。同じブランドに所属する店舗の小売価格の変動は同期しやすい。そのため、同じブランドに属する店舗時系列において現れたEC同士が同期する。このような店舗時系列の同期の結果、平均小売価格においてECが現れるようになる。

(iii) 最後に、寡占が非常に進んでいる場合には、価格競争が行われにくくなることでECが現れにくくなると考えられる。あるブランドが市場のシェアの多くを占めている場合、そのブランドに属する店舗群は固定客を多く抱えているため価格競争に参加しなくなる。寡占が進むほどこの傾向は強くなり、店舗間の価格競争が行われにくくなる。店舗間の価格競争がEC発生の原因であるため、価格競争が行われなければECは現れなくなる。つまり、寡占が非常に進んでいる地域では価格競争が行われなくなり、ECが現れにくくなる。

我々は、上記(i),(ii),(iii)が正しいかどうかを以下で検証する。最初に、図6,7,8に愛知県岡崎市(店舗数69)・神奈川県横浜市(店舗数290)・新潟県燕市(店舗数38)のそれぞれ代表的な4つずつの店舗における店舗時系列を示す。3社集中度は、岡崎市では約47.8%、横浜市では約74.8%、燕市では約81.6%であった。図5より、岡崎市は寡占があまり進んでいない市区町村、横浜市は寡占が中間程度に進んだ市区町村、燕市は寡占が非常に進んだ市区町村だと言える。

まず、寡占があまり進んでいない市区町村である岡崎市について検証する。岡崎市の市区町村時系列では \hat{p} が約0.369であった。従って、岡崎市では市全体の平均としてはECが現れなかったと判定された。しかし店舗単位で見ると、図6(d)の店舗4を除いた、図6(a),6(b),6(c)の店舗1,2,3の店舗時系列でははっきりとした循環的変動、すなわちECが現れているのが見て取れる^{*8}。例示したこれらの3店舗以外にも、多くの店舗の店舗時系列においてECが現れているのが見て取れた。従って(i)で述べられた、寡占があまり進んでいない地域において、ECを引き起こすようなブランド同士の競争が生じにくいという推測は実際には成立しない可能性が高い。

では、寡占があまり進んでいない地域におけるDFの発生機構としては、(i)の代わりにどのようなものが考えられるのであろうか。

岡崎市の市区町村時系列においてECが現れなかった理由として、市全体の店舗同士の小売価格が同期的に変動しなかったことが考えられる。店舗1,2においては価格高騰のタイミングがある程度一致した、同期的な変動しているのが見て取れる。一方で、図6(c)による店舗3の変動では、店舗1,2と価格高騰のタイミングが一致しない箇所があるのが見て取れる。

すなわち、店舗1,2の小売価格と同期的な変動をする店舗のクラスと、店舗3の小売価格と同期的な変動をする店舗のクラスがそれぞれ存在すると考えられる。更に、図6(d)の店舗4のような、小売価格にECが見られない、「非循環的変動が見られる店舗のクラス(以下、非循環的クラス)」も存在すると考えられる。

岡崎市では、上述した「小売価格が同期して循環的変動をする店舗のクラス(以下、循環的クラスと呼ぶ)」が多く存在する。この場合、それぞれの循環的クラスにおける小売価格は、クラス外部の店舗の小売価格とは同期せずに変動する。従って、非循環的クラスや多数の循環的クラスの小売価格の平均である市区町村時系列では、一部の店舗時系列において現れたECが見られにくくなる。

^{*8} 12月以前の期間においては店舗1,2に対する価格投稿があまり行われていなかった。このため、この期間における小売価格はあまり示せなかった。

まとめると、寡占があまり進んでいない地域における DF の発生機構としては次の (i)' が考えられる。

(i)' 寡占があまり進んでいない地域では非循環的クラスタとともに、数多くの循環的クラスタが空間的に共存する。しかし、それぞれの循環的クラスタのサイズはあまり大きくないため、地域全体の平均小売価格では EC が見られにくくなる。

次に、寡占が中間程度に進んだ市区町村である横浜市について検証する。横浜市の市区町村時系列では \bar{p} が約 -0.288 であり、市全体の平均としては EC が現れたと判定された。個別の店舗時系列においても図 7(a)–7(c) から分かるように循環的変動、すなわち EC が現れているのが分かる。例示したこれらの 3 店舗以外にも、多くの店舗の店舗時系列において EC が現れているのが見て取れた。図より、店舗 1, 2, 3 の価格高騰のタイミングはある程度一致しており、同期的に変動しているのが見て取れる。すなわち、大きなサイズの循環的クラスタが存在していると考えられる。一方で、図 7(d) より、店舗 4 においては循環的変動が見られず、非循環的変動が現れているのが見て取れる。つまり横浜市においては、非循環的クラスタと大きなサイズの循環的クラスタが空間的に共存している可能性がある。横浜市の市区町村時系列において EC が現れたのは、大きなサイズの循環的クラスタが存在するためだと考えられる。

横浜市の店舗 1,2 は同じブランド (昭和シェル) に属する店舗であった。従って、大きなサイズの循環的クラスタは、同じブランドの店舗の小売価格が同期した結果として現れた可能性がある。これは (ii) の推測を支持する結果であると考えられる。

最後に、寡占が非常に進んだ市区町村である燕市について検証する。燕市の市区町村時系列では \bar{p} が 0.3 であり、市全体の平均としては EC が現れなかったと判定された。一方、個別の店舗時系列では、図 8(a) から分かるように、店舗 1 において循環的変動、すなわち EC らしき変動が現れているのが見て取れる。ただし、図 8(b)–8(d) から分かるように、店舗 2, 3, 4 では循環的変動が見られず、非循環的変動が現れているのが分かる。従って燕市では小さなサイズの循環的クラスタが存在する一方で、大きなサイズの非循環的クラスタも存在し、それらが空間的に共存していると考えられる。燕市の平均小売価格において EC が現れなかったのは、循環的クラスタのサイズが小さかったためだと説明できる可能性がある。

燕市の店舗 1,2,3 はいずれも市内で最大シェアのブランド (ENEOS) に属する店舗である。しかし、EC が見られるのは店舗 1 のみである。つまり、図示した店舗のうち店舗 1 のみが価格競争へ積極的に参加していたと考えられる。店舗 2,3 の店舗時系列には EC らしき変動が見られない。よって、店舗 2,3 は価格競争へ積極的には参加していなかったため、その店舗時系列において EC が現れなかった可能性がある。これは (iii) の推測を支持する結果であると考えられる。

以上の結果は、DF の発生機構に関する Doyle らの推測のうち (ii),(iii) は正しいことを示唆する。また、(i) は正しくないが、代わりに (i)' で説明できることを示唆する。(i)',(ii),(iii) の背景として、循環的クラスタのサイズが 3 社集中度に応じて変化することが示された。つまり、3 社集中度が約 72% 以下のときは 3 社集中度の増加とともに循環的クラスタのサイズが大きくなるが、3 社集中度が約 72% 以上のときは 3 社集中度の増加とともに循環的クラスタのサイズが小さくなる可能性がある。

4 議論

本研究では、日本の店舗単位の高ソリン小売価格のデータをもとに次の三点を検証した。(1) 日本の高ソリン小売市場においても EC が現れるか？ (2) 寡占が非常に進んでいるか、またはあまり進んでいない地域では EC が極めて現れにくいこと、そして、寡占がその中間程度に進んだ地域では比較的 EC が現れやすいことが、日本の高ソリン小売市場においても言えるか？ すなわち、Doyle らの発見が日本においても成立するのか？

(3)「店舗単位の価格変動」から(2)が成立する機構を説明できるか？

分析の結果、以下のことが分かった。

まず、(1)が成立することを多くの事例において確認した。更に、「店舗単位の小売価格」と「市区町村単位の平均小売価格」の両方のレベルの推移においてECが現れることも分かった。

(2)の検証では、日本のガソリン小売市場においてもDoyleらの発見が成立することが分かった。またECが最も現れやすくなるのは、米国では3社集中度が50%から60%の地域であるが、日本では72%付近の地域であるという違いも見られた。この差異が現れた理由については本研究では解明できなかった。

(3)の検証においては、「地域ごとの平均小売価格」でECが現れていない地域でも、「店舗単位の小売価格」のレベルではECがある程度発生していることが分かった。更に、小売価格が同期して循環的変動をする店舗のクラスタ(循環的クラスタ)と、非循環変動をする店舗のクラスタ(非循環的クラスタ)が空間的に共存していることが分かった。寡占が非常に進んでいるか、またはあまり進んでいない地域では、循環的クラスタのサイズが小さくなり、地域単位での循環的変動が起こりにくくなるということ、そして、これによって(2)の現象の背景にあるという可能性を示した。しかし、循環的クラスタのサイズが寡占の進行度合いに応じて変化する機構の解明までは行えなかった。

前述した三点に対する答えは、(1)日本のガソリン小売市場においてもECが発生し、(2)Doyleらの発見は日本においても成立し、(3)「店舗単位の価格変動」から(2)が成立する機構は説明されうる、というようにまとめられる。

以上より、本研究では新たな知見が得られた一方で、新たな課題も発見されたのが分かる。これらの課題の解明のために、今後の研究では実証と理論の両面からの検証が必要になると考えられる。

実証研究においては、まず、次の二つの検証が必要であると考えられる。一つ目は、店舗が契約している元売企業(ブランド)から受ける影響の検証である。二つ目は、店舗がどのように価格を決定しているのかの検証である。

これらの検証を行うためには、店舗と元売企業で交わされる契約を調査するという方法が考えられる。例えば、西オーストラリア州では、店舗と元売企業で交わされる契約によって、店舗で売られるガソリンの価格設定を元売企業から実質的に指示されている場合が多いことが知られている(Wang, 2009)。この契約によって店舗の小売価格は実質的に、その店舗と契約している元売企業が決定することになる。この場合、同じ元売企業のブランドに所属する店舗の小売価格は同期的に変動しやすくなる。

では、日本においては、店舗と元売企業でどのような契約が交わされているのだろうか。著者らは実際に、茨城県つくば市内のガソリン小売店の関係者への聞き取り調査を行った。聞き取りの結果、その小売店では、店長の裁量によって小売価格を決定する場合が多いということが分かった。また、小売価格の決定の際には、周辺にある数店舗の小売価格を参考にするということが分かった。このことから、日本においては、元売企業による実質的な小売価格決定があまり行われていない可能性がある。

本研究で行われた実証分析の方法に対する課題としては、店舗単位の小売価格の時系列を定量的に分析できるようにすることが考えられる。本研究では、店舗単位の小売価格の時系列をその形状から定性的に分析したが、より詳細に各時系列を比較するためには、時系列を定量的に分析する必要があると考えられる。

次に、理論研究においては、寡占の度合いと循環的クラスタのサイズの間定量的関係の検証が必要であると考えられる。本研究で考えられた循環的クラスタや非循環的クラスタという概念は、Maskin and Tirole (1988)やNoel (2008)などの理論研究においては考えられてこなかった。これらの概念は、彼らの理論モデルに対して店舗の立地的構造を導入することで分析できると考えられる。なぜならば上述したように、店舗の小売価格の決定は、周辺にある数店舗の小売価格を参考にされる可能性があることが著者らの聞き取り調査に

より分かったためである。このような近隣店舗同士の相互作用によって、循環的クラスタなどが空間的なクラスタとして現れる可能性がある。今後の研究では、店舗の立地的要因を考慮した理論モデルの構築を考える必要があるだろう。

謝辞

本論文の作成にあたりましては、gogo.gsの運営会社であるゴーゴラボ代表の宗像氏より、ガソリン小売価格データの学術的利用の許可をいただきました。心より感謝いたします。

参考文献

- Bertrand, J. (1883) “Book review of *theorie mathematique de la richesse sociale* and of *recherches sur les principes mathematiques de la theorie des richesses*,” *Journal de Savants*, Vol. 67, pp. 499-508.
- Castanias, R. and H. Johnson (1993) “Gas wars: Retail gasoline price fluctuations,” *The Review of Economics and Statistics*, pp. 171–174.
- Doyle, J., E. Muehlegger, and K. Samphantharak (2010) “Edgeworth cycles revisited,” *Energy Economics*, Vol. 32, No. 3, pp. 651–660.
- Eckert, A. (2013) “Empirical studies of gasoline retailing: A guide to the literature,” *Journal of Economic Surveys*, Vol. 27, No. 1, pp. 140–166.
- Edgeworth, F. Y. (1925) “The pure theory of monopoly,” *Papers relating to political economy*, Vol. 1, pp. 111–142.
- Hastie, T., R. Tibshirani, and J. Friedman (2009) *The Elements of Statistical Learning: Data Mining, Inference, and Prediction*: Springer, 2nd edition.
- Isakower, S. and Z. Wang (2014) “A comparison of regular price cycles in gasoline and liquefied petroleum gas,” *Energy Economics*, Vol. 45, pp. 445–454.
- Maskin, E. and J. Tirole (1988) “A theory of dynamic oligopoly, II: Price competition, kinked demand curves, and Edgeworth cycles,” *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 571–599.
- Noel, M. D. (2008) “Edgeworth price cycles and focal prices: Computational dynamic Markov equilibria,” *Journal of Economics & Management Strategy*, Vol. 17, No. 2, pp. 345–377.
- Seaton, J. S. and M. Waterson (2013) “Identifying and characterising price leadership in British supermarkets,” *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 31, No. 5, pp. 392–403.
- Wang, Z. (2009) “(Mixed) Strategy in oligopoly pricing: evidence from gasoline price cycles before and under a timing regulation,” *Journal of Political Economy*, Vol. 117, No. 6, pp. 987–1030.