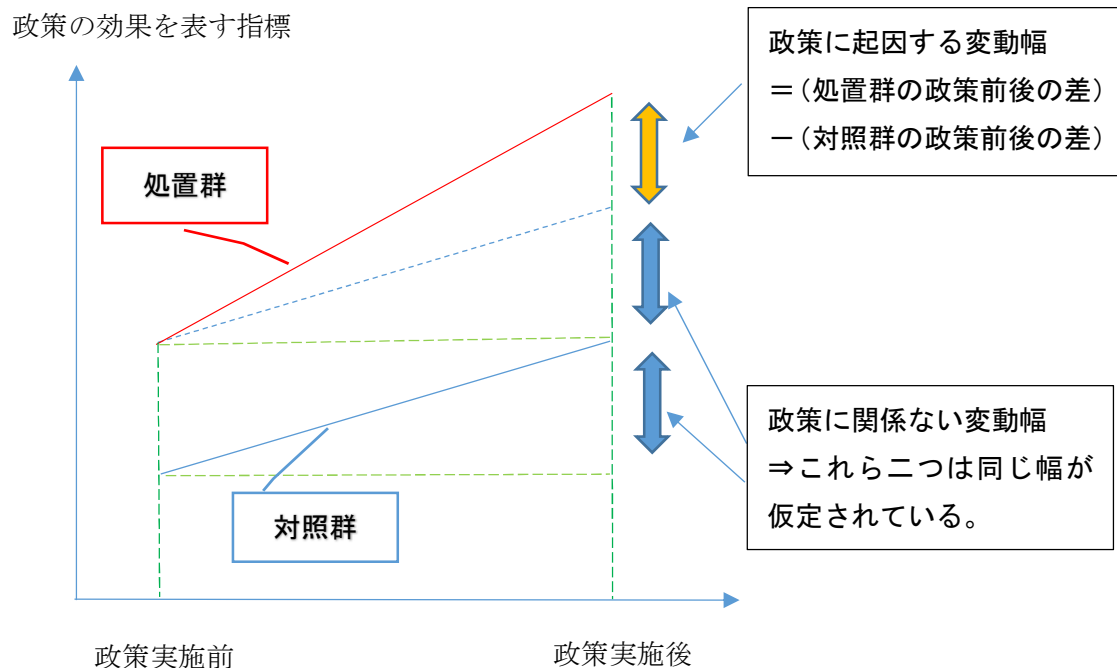


## 本件措置がオンライン表示価格の「希望小売価格からの値引き幅」に与える影響に関する 計量経済分析

### 1 分析手法

本分析の目的は、本件措置がオンライン表示価格のX社製テントの希望小売価格からの値引き幅に与える影響を定量的に分析することである。本分析で用いた手法は Difference-in-Differences 分析（以下、本別添においては「差の差分分析」という。）と呼ばれる分析手法である。当該分析手法は、政策の効果を分析する際などによく用いられる手法であり、政策の影響を受けるグループ（以下「処置群」という。）と受けないグループ（以下「対照群」という。）それぞれの、当該政策前後の（当該政策の効果を表すと思われる）特定の指標のデータを用いて、処置群の本件措置前後の当該指標の差から対照群の本件措置前後の当該指標の差を引くことにより、当該政策の効果のみを取り出そうとする分析手法である（差の差分分析のイメージは次のグラフ参照。）。

#### ※ 差の差分分析のイメージ



当該政策の効果のみを取り出すための典型的な推計式は（式1）のとおりであり、同効果を表しているのは $\beta_3$ の推計値ということになる。

$$\begin{aligned} \text{政策の効果を表す指標} &= \alpha + \beta_1 \text{政策実施以降ダミー} + \beta_2 \text{政策対象ダミー} + \beta_3 \\ &\quad \text{政策実施以降ダミー} \times \text{政策対象ダミー} + \delta \text{その他コントロール} + \epsilon \end{aligned} \quad (\text{式1})$$

ここで

政策実施以降ダミー：効果を調べたい政策の実施より前の期間のデータであれば0，同実施以降であれば1をとるダミー変数

政策対象ダミー：処置群であれば1，そうでなければ0をとるダミー変数

政策実施以降ダミー×政策対象ダミー：上記二つのダミー変数の交差項（どちらのダミー変数も1の場合にだけ，つまりは，政策実施以降の処置群の時だけ1になる。）

その他コントロール：その他政策の効果を表す指標に影響を与える要因に関する変数

$\alpha$ ：定数項

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \delta$ ：上記の変数が政策の効果を表す指標に与える影響の係数

$\epsilon$ ：誤差項

である。

しかし、どのような場合でも、差の差分分析を行うことが適当というわけではなく、①処置群・対照群それぞれに含まれる対象に政策実施の前後で変化がなく、また、②処置群・対照群には同様のトレンドがあり、政策後のトレンドの違いは政策のみによって生じている必要があることに注意を要する。

本分析において、上記説明における政策として本件措置を、本件措置の効果を表す指標として値下げ幅をとった。処置群にはX社のテントの中の主力商品（4～6人用）（以下「X社のテント」という。）のデータを、対照群にはその競合品（X社のテントと同サイズのテント）のデータを用いた。また、本件措置が2016年6月15日に行われたものであるところ、その前後1年を本件措置前期間（2015年6月15日～2016年6月14日）及び本件措置以降期間（2016年6月15日～2017年6月14日）とした。

## 2 データ

X社のテント及び競合品のメーカー希望小売価格についてはメーカーのカタログのデータ等を利用した。また、オンライン表示価格については、関係事業者から任意で提出されたデータからオンライン平均表示価格（日次）<sup>1</sup>を算出し使用した。

## 3 分析

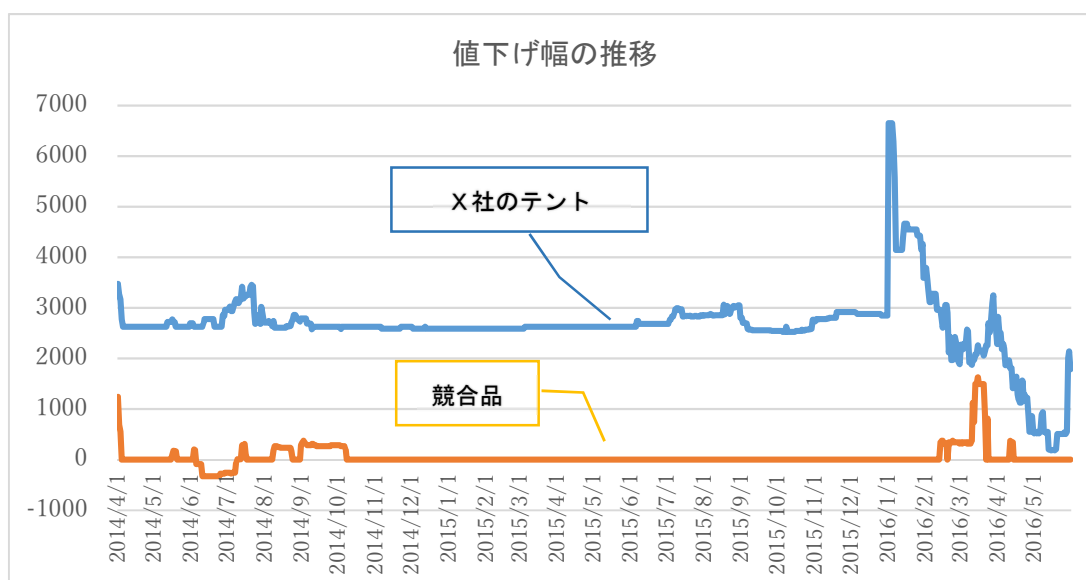
### (1) 処置群・対照群における値下げ幅のトレンド

本件措置前後で処置群・対照群に変化はなく、前記1記載の差の差分分析の注意点の①及び②のうち、①については満たす。②について、本件措置前の約2年間（2014年4月1日か

---

<sup>1</sup> ショップ数は日によって異なるところ、平均ショップ数は12.7である。

ら 2016 年 5 月末) の X 社のテント及び競合品の値下げ幅の推移をプロットすると次グラフのとおりとなる。どちらもほぼ安定した推移をしているように見えるが、特に、2016 年 1 月ころの X 社のテントの動きとその後の競合品の動きをみると、競合品の動きが X 社のテントよりも 2 か月ほど遅れているように思える。そのためか、次図の両データの相関係数をとってみると、 $-0.09$  と相関関係が極めて弱い数字となる。他方で、2 か月後の競合品のデータを 2 か月前の X 社のテントのデータに対応させると、相関係数が  $0.53$  となり、比較的強い正の相関が認められる（日次のデータの月ベースの平均をとった月次のデータで同様のことを行うと相関係数は  $0.86$  となり、強い正の相関が認められ、ほぼ同様の動きをしていることになる<sup>2)</sup>。また、事業者ヒアリング等では本件措置後に政策以外でトレンドに大きな影響を与える事情は伺えなかった。



## (2) 分析

これらを踏まえ、X 社のテントのデータから 2 か月後の競合品のデータを対照群として差の差分分析を行った。推計式は (式 1) を踏まえ、以下のものを使った。

$$\begin{aligned} \text{値下げ幅} = & \alpha + \beta_1 \text{本件措置以降ダミー} + \beta_2 \text{X社ダミー} + \beta_3 \text{本件措置以降ダミー} \times \\ & \text{X社ダミー} + \delta \text{その他コントロール} + \epsilon \end{aligned} \quad (\text{式 2})$$

ここで

本件措置以降ダミー：本件措置以降期間であれば 1 を、そうでなければ 0 をとるダミー変

<sup>2)</sup> 以下の分析は日次のデータで行ったが、月次で行った場合でも結論は変わらなかった。

数

X社ダミー：X社のテントであれば1，そうでなければ0をとるダミー変数

その他コントロール：月ダミー（基準月は8月<sup>3)</sup>），民間最終消費支出（四半期）<sup>4)</sup>（対数）である。

結果は次表のとおりである。本件措置以降ダミーとX社ダミーの交差項の係数の推計値の符号が正に有意となっており，本件措置により，値下げ幅が拡大したことが認められる。

被説明変数：値下げ幅（メーカー希望小売価格—オンライン表示価格）	係数の推計値	標準誤差	95%信頼区間	
本件措置以降ダミー	-285.0337***	48.9903	-381.1364	-188.931
X社ダミー	2539.519***	45.2446	2450.764	2628.274
本件措置以降ダミー×X社ダミー	1208.266***	65.9002	1078.991	1337.54
民間最終消費支出（対数）	35076.27***	3550.324	28111.73	42040.82
月ダミー	YES <sup>5)</sup>	-	-	-
観測数	1412			
調整済み決定係数	0.8812			

Note 1) 定数項の記載は省略した。

Note 2) \*\*\*は1%水準で有意であることを示す。

<sup>3)</sup> テントの売上には季節性があり，特に8月に売上げが高いところ，8月を基準月とした。

<sup>4)</sup> 「四半期別 GDP 速報 時系列表 2019年10~12月期（2次速報値）」（2020年3月 内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部）P1

<sup>5)</sup> 基準月である8月を除く月ダミーが推計式の中に入っているという意味である。