

食料品における消費税の帰着

白石浩介*

要旨

本研究では、スーパー系列が互いに異なる4店舗が販売した食料品関連の4商品（①しょう油750ml、②乾めん150g5パック入り、③牛乳パック1L、④食パン6切れ）について、2014年2-6月における日次価格を調べることにより、2014年4月の消費増税における消費税の帰着を検討した。得られた知見は以下の通りである。

第1に、消費税の転嫁においては、過剰転嫁、完全転嫁、過小転嫁のいずれもが発生する。4商品の転嫁傾向はそれぞれ異なっていた。消費税の転嫁は、これまで全ての商品において完全転嫁が想定され、この想定の下で消費税の逆進性などが評価されてきたが、再考の余地がある。

第2に、消費税の転嫁の操作においては特売価格が用いられることが多い。定価に比べて特売価格は伸縮的に調整されており、これが課税の帰着を左右している。主として定価データを採録している消費者物価指数（CPI）だけでは、消費税の転嫁を判断することは難しく、政策情報の充実が望まれる。

第3に、消費増税により一時的な過剰転嫁が発生する。増税前の駆け込み需要を契機として税抜き価格が下落と上昇を繰り返しており、税制が予定する以上の価格の上昇が増税直後に生じる。新たに施行された消費税転嫁対策特別措置法が、これを助長した可能性がある。

第4に、消費増税により価格の粘着性が変化して、それが消費税の転嫁に影響した可能性がある。価格改定の活発化は税抜き価格を引き下げて過小転嫁を招き、一方、価格改定の不活発化は価格を引き上げて過剰転嫁を招く方向に作用した可能性がある。

キーワード：消費税（Value Added Tax）、課税の帰着（Tax Incidence）、POS（Point of Sales）

目次

1. はじめに
2. 先行研究
3. 使用データ
 - 3.1 POSデータ
 - 3.2 使用データの概要
 - 3.3 定価と特売価格の定義
4. データ分析
 - 4.1 2014年における消費税の転嫁
 - 4.2 2014年4月における価格の短期的変動の有無
 - 4.3 価格の改定頻度

*連絡先：東京都文京区小日向3-4-14、拓殖大学政経学部、Email：kshirais@ner.takushoku-u.ac.jp

5. モデル推定
 - 5.1 価格変化に関する回帰推定
 - 5.2 価格の持続日数に関する Cox モデル推定
6. まとめ

1. はじめに

本稿では、食料品における消費税の帰着に関する検討を行う。わが国の消費税は、仕入れ税額控除の方法がインボイス無しで帳簿方式である点を除けば、諸外国における付加価値税（Value Added Tax, VAT もしくは Goods and Services Tax, GST）と同じタイプの消費課税であり、取引段階ごとに販売者の付加価値に応じて税が累増し、最終的にはそれらが消費者に転嫁される仕組みとなっている。消費税の帰着問題とは、課税に際して販売者が税抜き価格を変更することにより、税負担が変化する現象である。課税の前後において税抜き価格が同じ場合を完全転嫁（full-shifting）という。税抜き価格が引き下げられる場合を過小転嫁（under-shifting）、税抜き価格が引き上げられる場合を過剰転嫁（over-shifting）という。税法は仕入れ税額控除と価格に応じた消費税の納税を義務付けているだけであり、税抜き価格の設定自体は販売者の裁量に任されている。そのため消費増税に伴う税込み価格の上昇による販売数量の下落を懸念する企業が、税抜き価格を引き下げて過小転嫁とするといったケースは十分に発生しうる。

消費税に関して課税の帰着問題が発生することに関しては、一般には理解不足のように見受けられる。この理由としては、表面上は法定税率に対応した税額が徴収されるため、税抜き価格の調整による実質的な税負担の変化が分かり難いこと、多くの企業が完全転嫁を実行し、過小転嫁や過剰転嫁とした企業が少ないので目立ちにくいことが考えられる。さらに個別物品税とは異なり、消費税は家計消費の80%以上を占める財・サービスを課税対象とする一般税である。増税により全ての商品の価格が同率で上昇するため相対価格には変化が無く、そのため個別企業には税抜き価格を調整する誘因が低いという考え方があり。しかし、税抜き価格の設定に関する裁量が販売者に任されている以上、増税により過小転嫁や過剰転嫁を実施する企業の発生は避けられない。消費税の転嫁の実態を知ることは、消費税の機能の評価においては重要な検討事項である。

これまで単一税率を保持してきた日本の消費税において、将来に複数税率を導入する動きがある点は、消費税の転嫁問題に関する検討の重要性をさらに引き上げている。消費税における逆進性の緩和を狙いとする複数税率は、完全転嫁のもとで政策効果を発揮するからである。低所得者において相対的な支出割合が高く、軽減税率の対象品目と目されるのは食料品である。しかし、増税を契機として食料品の販売者が過剰転嫁を実施したら軽減税率の効果は減ってしまう。あるいは販売者が過小転嫁の方向で税抜き価格を調整するならば、軽減税率が無くても増税は逆進性を緩和させるのだから複数税率は必要とされず、むしろ市場外の制度であるという点において、軽減税率の導入は経済効率性を減じたとすら見なされてしまう。日本の食料品において、実際にはいかなる転嫁がなされているのであろうか。

2014年4月の消費増税に関して、白石（2016a）は消費者物価指数（Consumer Price Index, CPI）

を用いた計量分析から、食料品に関しては増税直後には完全転嫁であったものの1カ月を経た5月、6月には過小転嫁となったことを突き止めた。白石（2016b）は消費税転嫁の研究に国内では初めてPOS価格（Point of Sales）を用いた。短期間で改定される価格情報を含むPOS価格は、スーパーにおける販売価格の実態を示すが、2014年4月における消費増税に際して、すべての商品において完全転嫁であったことはなく、過剰転嫁や過小転嫁が発生していたことを明らかにした。食料品の分類を細分化したところ、食品分野のなかでも転嫁傾向には差異が生じていることが判明し、軽減税率の対象品目の線引き問題に関する難しさを浮き彫りにした。白石（2016c）はPOS価格のうち過小転嫁となった食パン1商品を取りあげ、4-6月における短期間での価格の乱高下を明らかにした。さらに日次データの使用というマイクロ価格データの特徴を生かすことから、定価では完全転嫁、特売価格では過小転嫁という価格政策の存在を明らかにした。

本研究はこれらの研究を引き継ぎ、2014年4月の消費増税に際しての消費税の転嫁について考察を進める。食パンに加えて、しょう油、乾めん、牛乳パックという3商品のデータを用いて、主として白石（2016c）における研究内容の拡張を図る。ここでの主たる問題意識は、以下の通りである。第1に、消費税の転嫁に関して、完全転嫁、過剰転嫁、過小転嫁のいずれが生じたのか。第2に、増税直後の価格の一時的な高止まり傾向は、食パン以外にも共通したものであったのか。第3に、定価と特売価格における価格政策の相違は、多くの商品に共通して存在するものなのか。第4に、価格の持続日数に関する分析を行い、消費増税を契機とする価格の粘着性がどのように変化したのか、について考える。

本稿では、以下のように議論を進める。第2節では、先行研究のサーベイを行う。第3節では、使用する日次POS価格データの説明を行い、第4節では、データ分析を展開することにより、上述の問題意識の解明を図る。第5節では、モデル推定を実施した上でその結果を報告する。第6節は、本稿のまとめである。

2. 先行研究

日本における消費税の転嫁分析は、1989年の消費税の創設直後に活発化した。そこでの研究手法は時系列モデルと産業連関分析の2つ大別される。時系列モデルによる先行研究には、本間、滋野、福重（1995）と金子、サリディナンター（2006）があり、これを引き継いだのが既述の白石（2016a）である。いずれも消費増税はほぼ完全転嫁であったという結論を得ている⁽¹⁾。海外における時系列モデルを用いた先行研究としては、Carbonnier（2005, 2007）、Valandkhani（2005）があり、前者はフランスにおける特定財の付加価値税の増減税の転嫁を、増減税が無かった財の価格を基準として分析しており、後者はオーストラリアにおける多数財にわたる付加価値税の転嫁について、長期データを用いたARIMAモデルを構築した上で、そこでの税制ダミーから検出したものである。税制ダミー変数によって価格転嫁の多寡を判定する分析手法が一般的であることが理解される。日本の場合、オーストラリアに同じく、これまでの消費増税では課税品のすべてに同率の増税が適用されたので、適用税率の違いから課税転嫁を分析することは困難化している。そのため増税前後の比較が重要となる。

産業連関分析によるものには、金子（1981）、中井（1981）、林・橋本（1987, 1991）、藤川（1991、

1997, 1999), Tamaoka (1994) がある⁽²⁾。いずれも完全転嫁を想定しつつ税額控除の仕組みの違いが税込み価格に及ぼす違いについて検討している。森・森田 (2016), 白石 (2017) が最近の研究である。白石 (2017) は、過小転嫁, 過剰転嫁の影響について、産業連関分析を用いて初めて研究しているが、そこでは消費税の多段階課税における税の累増という仕組みに着目しつつ、サプライチェーンの下流部分における転嫁の影響が大きいことを明らかにしている。本稿との関連性は、最終財のメーカーや販売スーパーといった最終製品における価格づけに消費税の転嫁が左右されるので、末端部分の POS 価格の分析結果を、全体の転嫁動向として近似することが可能という点である。

マイクロ価格を用いた消費増税の転嫁に関する研究事例を振り返る。この研究テーマと分析手法を直接的に扱った国内研究については、今のところ既述の白石 (2016b, 2016c) に限られる。一方、海外における先行研究としては、フランスにおける 1995 年の付加価値税の増税に際して税抜きの生産者価格が上昇し、2000 年の減税では低下したとする Gautier (2006) や、フィンランドの理髪業向けの軽減税率において、減税分の半分しか転嫁されなかったという Kosonen (2015) がある。欧州ではマイクロ価格の粘着性に関する研究が盛んであるが、その一部に租税と価格粘着性の関連性を扱う先行研究がある。Vermeulen et al. (2007) は、EU 諸国 6 か国における生産者価格の改定頻度が産業セクター別に異なること、その要因のなかに付加価値税が存在するとした。Álvarez et al. (2005) は、スペインでは 1995 年に付加価値税率が 1% ポイント変化したが、この税込み価格への影響は小さく過小転嫁であったことを明らかにしている。

最後に日本の 2014 年 4 月の消費増税に関連した先行研究を見ておく。阿部・稲倉 (2015) は、企業による提示価格ではなく消費者が選好した価格を検討した。増税前の 2014 年 3 月には、消費者は保存可能な雑貨や化粧品をより安い価格で購入し、増税後の 2014 年 4 月の支出額でみた低下率は食品、飲料では比較的小さかったとした。Abe, Enda, Inakura and Tnogi (2015) は、消費者の購入履歴から増税前後の生計費指数を算出し、これを通常の CPI と比較しているが、買いだめにより消費者が直面する価格は 2014 年 3 月に下落する一方、続く 4 月には新製品の投入により価格が上昇したという。これらは増税前後の消費行動や新製品の投入について興味深い動向を報告しているが、消費税の転嫁については明確には分からない。Cashin and Unayama (2016) は、家計の消費行動はライフサイクル仮説に合致しており、合理的な消費変化を示したとする。消費増税がアナウンスされた 2013 年 10 月に家計消費は恒常的に低下し、増税直後の 2014 年 4 月における低下は僅かであったという。本稿が研究対象とする食料品などの非耐久消費財に関しては、2014 年 4 月の増税前後には実質数量が落ち込むことは少ないとしている。この研究は消費税の完全転嫁を前提としているので、価格の動きへの関心は低い。

3. 使用データ

3.1 POS データ

使用したデータは、日経メディアマーケティング社が作成している「日経 POS 情報」から得た価格情報と売上数量情報である。日経 POS 情報 (販売時点情報管理) は、全国約 300 店舗のスーパーマーケット (大手, 中小, 生協) における POS データを整理したものである。このうち、①しょう油 (750

ミリリットル，K社製造），②乾めん（150グラム5パック入り，T社製造），③牛乳（1000ミリリットル，M社製造），④食パン（6枚組，S社製造）の4商品を取り上げ，そのうち後述する4店舗における販売実績である日次データについて，消費税増税の前後の期間である2014年2月1日から6月30日までの5カ月間について採録した。これらの4商品はそれぞれの品目カテゴリーにおける1位もしくは2位商品を選んでいる。2014年1月における類似商品から構成される商品棚における市場シェアは，それぞれ，①しょう油7.4%，②乾めん5.4%，③牛乳8.3%，④食パン7.2%であり，いずれの商品でも5%以上となっていた。4商品は13桁のJAN(Japan Article Number)コードによって特定化されており，検討対象とした5カ月間においてJANコードには変更はなかったため容量ほかの品質が変わることはなかった。

データの採録単位については，POS情報における最低単位である日次データとした。データ区分が週次，月次であると価格の持続日数が分析できないからである。ただし，日次データであるので閉店間際実施されるタイムセールスといった同じ日における価格の違いまでは分析ができない。

日次データは，データベースが保有する300店舗のうち，首都圏（東京都，神奈川県）におけるスーパー系列が異なる4店舗について採録した。消費税転嫁の詳細分析のためには個店情報が望ましいからである。対象店舗を複数とした理由は，1店舗のみでは当該スーパーの価格政策しか分からないからであり，全体傾向を知るために複数店舗に関するデータが必要であると考えた。4店舗に限定した理由は，データ購入に関する予算制約による。4店舗の特性であるが，店舗A（東京区部・大手チェーン），店舗B（東京区部・大手チェーン），店舗C（東京市部・地域スーパー），店舗D（神奈川東部・地域スーパー）とした。店舗A，店舗Bが全国チェーンであり，店舗C，店舗Dは地域ストアである。東京に在住する筆者が土地勘を有する東京圏から，チェーン母体の規模や所得水準などの地域特性がなるべく異なるように4店舗を選び出した。

ここで上述の4商品がそれぞれ属する品目分類レベルにおける価格の動きについてみておく。CPIに

表1 CPIおよびPOSにおける前月比の推移（品目レベル）

	しょう油		乾めん		牛乳パック		食パン	
	CPI (しょう油)	POS (18商品)	CPI (即席めん)	POS (10商品)	CPI (店頭売り牛乳)	POS (16商品)	CPI (食パン)	POS (15商品)
2月	-0.5%	-0.8%	0.8%	-0.2%	-0.2%	-0.2%	-0.3%	0.1%
3月	-0.1%	-0.5%	-0.5%	-2.2%	0.2%	0.0%	0.1%	0.1%
4月	0.3%	2.6%	0.6%	4.5%	-0.3%	0.7%	-0.6%	0.1%
5月	-0.9%	-1.1%	0.4%	0.0%	0.0%	-0.1%	0.5%	-1.1%
6月	0.9%	-0.8%	0.3%	-1.6%	0.1%	-0.5%	-0.4%	-0.8%
7月	-1.3%	1.4%	-0.2%	1.9%	0.1%	0.2%	-0.1%	-0.3%
8月	0.0%	-1.7%	-0.6%	-2.0%	-0.4%	0.3%	0.3%	0.5%
9月	0.6%	0.7%	-0.5%	-0.2%	0.2%	-0.2%	-0.1%	-0.6%
2-9月累計	-1.0%	0.0%	0.3%	0.3%	-0.3%	0.1%	-0.7%	-2.0%

注1：税抜き価格の前月比。2014年2月-9月。

注2：CPIは総務省「消費者物価指数」における細分類レベル，POSは日経メディアマーケティング「日経POS情報」における品目カテゴリーの価格をもとに算出。POSについては白石（2016b）を用いており、全国300店舗の月次平均である。

については細分類, POS については4商品が属する品目カテゴリー (10 から 18 程度の類似商品の平均値) における税抜き価格を算出し, この前月比を比べてみた。2014年2月から9月までの前月比の累計値に関して, CPI と POS が一致したのは②乾めんのみであり, ①しょう油, ③牛乳パックについては, CPI が低下する一方で POS は上昇, ④食パンについては, 白石 (2017c) が分析した通り, POS における低下率が CPI を大きく下回った。POS に代表される実勢価格が, CPI とは異なる動きを示したことが示唆される。

3.2 使用データの概要

使用データの概要は以下の通りである (表2)。5カ月間の営業日は150日であるが, 本データでは販売数量がゼロの日次は欠損値となるため, 商品別, 店舗別にみた営業日数は, それぞれ133~150日と

表2 使用データの概要

	Soy sauce / しょう油					Dried noodles / 乾めん				
	店舗 A	店舗 B	店舗 C	店舗 D	計	店舗 A	店舗 B	店舗 C	店舗 D	計
営業日数, 日										
2-6月	148	149	133	136	566	142	143	124	137	546
2月	28	28	25	22	103	28	28	25	26	107
3月	31	31	30	31	123	31	31	25	30	117
4月	30	29	23	27	109	27	28	28	26	109
5月	31	31	25	28	115	30	30	21	31	112
6月	28	30	30	28	116	26	26	25	24	101
来店者数, 千人										
2-6月	1,656	902	1,338	961	4,857	1,594	871	1,239	960	4,664
2月	312	166	249	166	893	312	166	250	186	914
3月	357	189	302	216	1,064	357	189	254	209	1,009
4月	326	171	226	185	908	297	166	271	178	911
5月	347	193	249	197	986	337	189	205	218	948
6月	314	183	313	197	1,006	291	162	260	169	882
売上高, 千円										
2-6月	607	493	343	290	1,733	423	455	214	240	1,333
2月	143	82	30	60	315	86	127	102	86	401
3月	202	190	193	110	694	194	121	51	50	416
4月	78	83	17	39	217	79	108	24	26	237
5月	87	75	20	33	215	40	68	16	54	179
6月	98	62	83	49	292	25	31	20	24	100
売上数量, 個										
2-6月	2,168	1,613	1,285	1,028	6,094	1,317	1,385	631	689	4,022
2月	526	260	100	225	1,111	256	413	349	263	1,281
3月	753	633	774	401	2,561	627	369	132	132	1,260
4月	257	275	44	133	709	249	301	64	68	682
5月	287	246	53	104	690	115	216	33	162	526
6月	345	199	314	165	1,023	70	86	53	64	273

注1: 商品別, 店舗別の営業日数 (データ数), 売上高, 売上数量。

注2: 店舗 A (東京都区部・大手チェーン), 店舗 B (東京都区部・大手チェーン), 店舗 C (東京市部・地域スーパー), 店舗 D (神奈川東部・地域スーパー)

なっている。4商品、4店舗を合計した営業日数は2,300日であり、従って2,300個の価格データを得ている。5か月間における4店舗合計の来店者数は509万人（1日あたり3.4万人）に達している。いずれも大規模店舗である。

売上数量と売上高については、4店舗合計で①しょう油 6,094個、173万円、②乾めん 4,022個、133万円、③牛乳パック 58,686個、1,336万円、④食パン 66,042個、934万円であり、①しょう油や②乾めんに比べると、③牛乳パックと④食パンでは10倍近い売上高にあることが見てとれる。売上高/売上数量によって求められる平均価格は、それぞれ①しょう油 320円、②乾めん 365円、③牛乳パック 233円、④食パン 150円である（図1）。売上高を店舗別にみると、店舗Aが763万円、店舗Bが521万円、店舗Cが552万円、店舗Dが742万円となっており、月別推移に関しては3月の売上高が多い（図2）。

表2 使用データの概要（続き）

	Milk carton / 牛乳パック					Bread loaf / 食パン				
	店舗 A	店舗 B	店舗 C	店舗 D	計	店舗 A	店舗 B	店舗 C	店舗 D	計
営業日数, 日										
2-6月	150	150	146	149	595	149	149	148	147	593
2月	28	28	24	27	107	27	27	26	25	105
3月	31	31	31	31	124	31	31	31	31	124
4月	30	30	30	30	120	30	30	30	30	120
5月	31	31	31	31	124	31	31	31	31	124
6月	30	30	30	30	120	30	30	30	30	120
来店者数, 千人										
2-6月	1,679	907	1,461	1,042	5,089	1,667	898	1,485	1,030	5,081
2月	312	166	237	192	907	300	158	261	181	900
3月	357	189	312	216	1,074	357	189	312	216	1,074
4月	326	176	291	205	997	326	176	291	205	997
5月	347	193	309	218	1,067	347	193	309	218	1,067
6月	337	183	313	211	1,043	337	183	313	211	1,043
売上高, 千円										
2-6月	3,373	2,414	3,180	4,395	13,362	3,222	1,844	1,782	2,493	9,342
2月	912	482	407	803	2,604	613	308	424	527	1,873
3月	686	538	700	840	2,763	741	351	381	450	1,924
4月	548	436	789	838	2,611	642	373	335	481	1,831
5月	592	516	651	901	2,660	641	402	347	550	1,939
6月	635	442	633	1,013	2,724	585	410	295	484	1,775
売上数量, 個										
2-6月	15,388	10,993	14,229	18,076	58,686	25,484	14,514	11,023	15,021	66,042
2月	4,677	2,257	1,778	3,268	11,980	4,853	2,261	2,621	3,074	12,809
3月	3,110	2,500	3,252	3,419	12,281	5,859	2,510	2,401	2,553	13,323
4月	2,357	1,982	3,600	3,408	11,347	5,055	2,862	2,040	2,863	12,820
5月	2,517	2,292	2,846	3,662	11,317	5,045	3,340	2,166	3,496	14,047
6月	2,727	1,962	2,753	4,319	11,761	4,672	3,541	1,795	3,035	13,043

注は前に同じ。

図1 平均価格

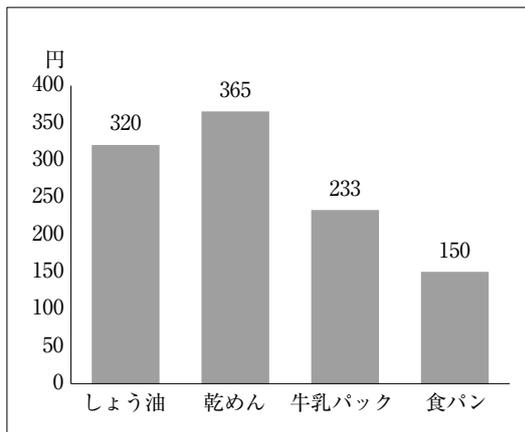
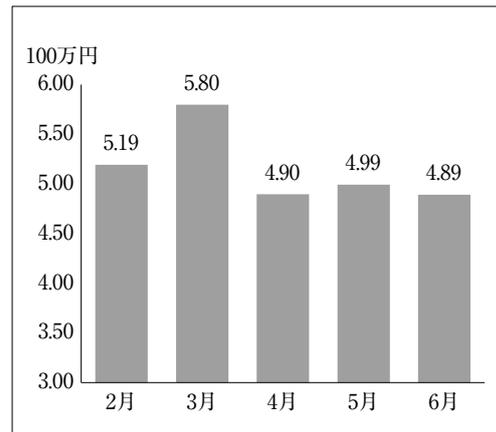


図2 売上高の推移



注1：平均価格 = 売上高 / 数量

3.3 定価と特売価格の定義

先行研究によると POS 価格には定価と特売価格が存在しており、両者は異なる動きを示す傾向がある。そこで本研究においても、定価と特売価格という2つの価格タイプを分けて考えることにする。しかし、元データである「日経 POS 情報」において定価と特売価格が区分されているのは、16個（4商品×4店舗）中6個に留まる。「日経 POS 情報」による定価の定義は、「i. それぞれの販売店が定価として示したもの、もしくは ii. 日経メディアマーケティング社により過去2年間における最大価格」である。

本研究では白石（2016c）にならい、新たに月次の最大価格を定価として定義して使用する。日持ちが効かない食料品では月ごとに価格が見直される、最大価格を定価とするとその持続日数は確かに特売価格に比べると長い、最大価格を上回る特売価格は無いだろう、などがその理由である。ここで本研究が定義する定価と「日経 POS 情報」が提示した定価の比較を試みたところ、両者のかい離率は多くの商品において0.0-0.4%に留まっていた。月次の最大価格を定価とする方法に問題は無いと考える。

4. データ分析

4.1 2014年における消費税の転嫁

4.1.1 しょう油

750ミリリットル入りのしょう油における価格推移については、以下が指摘できる（図3）。以下でみる価格はすべて税抜き価格である。店舗Aにおける定価は332円であり、消費増税をはさんだ5カ月間において一定であったので完全転嫁であったことが分かる。特売価格に関しては、2月298.1円から3月には291.5円まで低下し、その後、4月294.2円、5月302.8円、6月282.1円となっている。3月と5月に引き下げ幅が強められたので過小転嫁の傾向にある。店舗Bにおける定価は3月332円から4月

表3 定義が異なる定価データの比較

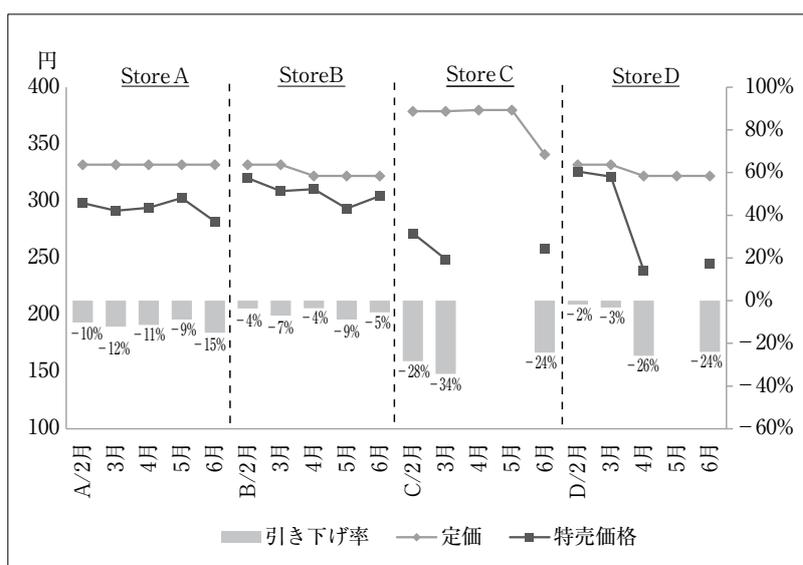
単位：円	Soy sauce / しょう油				Dried noodles / 乾麺				Milk carton / 牛乳パック			
	店舗 A	店舗 B	店舗 C	店舗 D	店舗 A	店舗 B	店舗 C	店舗 D	店舗 A	店舗 B	店舗 C	店舗 D
「日経 POS 情報」における「定価」データ												
2-6月	331.4		379.7			369.5	474.7		236.1		252.6	
2月	331.3		379.0			369.3						
3月	331.4		379.0			369.4	474.2		236.1		252.1	
4月	331.6		380.0			370.3			236.1			
5月	331.4		380.0				475.0		236.1			
6月	331.3								236.1		253.0	
最大価格 (5カ月間もしくは月次)												
2-6月	332		380			386	475		236		253	
2月	332		379			370	379		197		246	
3月	332		379			370	475		236		253	
4月	332		380			386	380		236		246	
5月	332		380			360	475		236		245	
6月	332		341			360	380		236		253	
差異率												
2-6月	0.2%		0.1%			4.5%	0.1%		0.0%		0.2%	
2月	0.2%		0.0%			0.2%						
3月	0.2%		0.0%			0.2%	0.2%		0.0%		0.4%	
4月	0.1%		0.0%			4.2%			0.0%			
5月	0.2%		0.0%				0.0%		0.0%			
6月	0.2%								0.0%		0.0%	

注1: 「日経 POS における定価データ」とは、「日経 POS 情報」において特売販売が区分表示されていたもの。特売以外を「定価」と見なして集計。

注2: 「最大価格」とは本研究による独自設定。月次の最大価格を定価としたもの。

注3: 4商品×4店舗における16個のデータ中、「日経 POS 情報」による定価表示があったものは6個17カ月。この17カ月データのうち、16カ月において両者の差は0.4%以下に留まる。

図3 定価と特売価格の推移 (しょう油)



注1: 日次価格を定価と特売価格に区分した上で、それぞれの平均値を算出。

注2: 引き下げ率 = (特売価格 / 定価) - 1

322 円に 10 円だけ引き下げられ、特売価格は最高が 2 月の 320.1 円であり、これが 5 月になると 293.5 円まで低下している。定価、特売価格ともに低下している。店舗 C における定価は 3 月の 379 円から 4 月には 380 円と 1 円だけ引き上げられたが、ほぼ一定とみて良いだろう。しかし、6 月には 341 円と大きく低下している。特売価格については、4 月と 5 月においてセールスが実施されず、特売価格が提示されなかったことが特徴的である。店舗 D は店舗 C に類似しており、定価は 3 月から 4 月に 10 円だけ引き下げられた一方、5 月には特売が実施されていない。

4 店舗中 2 店舗において消費増税後の 4 月や 5 月に特売セールスを停止した点が注目される。4 店舗計の売上数量をみていくと、2 月 1,111 本から 3 月 2,561 本と消費増税前の駆け込み需要では 2 倍以上も売れ行きが伸びたが、4 月 709 本、5 月 690 本と大きく落ち込み、6 月 1,023 本とようやく回復をしている。しょう油は日持ちが効く製品なので、駆け込み需要を取り込みつつ、4-5 月には特売を停止して、半ば販売を断念したようにすら思われる。

日次価格を月別に区分した上で、2 月値との差異検定 (t 検定) を行ったところ、定価については、3 月以降に下落もしくは変化なしが有意とされ、特売価格については、3 月と 6 月に下落もしくは変化なしが有意であることが分かった (表 4)。これらの検定結果は完全転嫁もしくは過小転嫁を支持する。3 月には特売により数量を伸ばさせ、4 月、5 月には定価を引き下げつつ模様ながめを行い、そして 6 月になると特売価格を引き下げて売り上げをテコ入れたようである。以上をまとめると、しょう油においては、定価、特売価格ともに消費増税を契機として引き下げられ過小転嫁となったと判断される。

4. 1. 2 乾めん

105 グラム入りの乾めん (ラーメン) が 5 つ封入された乾めんの価格については、以下が指摘できる (図 4)。店舗 A における定価は 4 月 352 円であり、それ以外の月はすべて 351 円であり、完全転嫁であったと見なされる。特売価格については、2 月 323.7 円から 3 月 318.4 円と引き下げられた後は、4 月 341.1 円、5 月 339.5 円、6 月 336.0 円と増税前に比べると高めに推移している。店舗 B に関しては、定価は 2-3 月 370 円であったが、4 月に 386 円に引き上げられ、その後 5-6 月は 360 円と低下したものの増税前に比べると低下している。特売価格は 2 月 311.5 円から早くも 3 月には引き上げられて 340.1 円となっており、4 月 356.8 円、5 月 345.6 円、6 月 356.1 円と高めで推移した。定価では過小転嫁、特売価格では過剰転嫁と見なされる。店舗 C においては、定価は 379 円→475 円→380 円→475 円→380 円とちょうど 100 円ずつ増減を繰り返している。このなかで特売価格については 4 月以降に提示されおらず、つまりセールスは実施されなかった。店舗 C は定価の設定が特売を兼ねており、月ごとに変動するよう見受けられる。店舗 D の定価は 5 カ月間において 379 円で一定であり、特売は 2 月と 5 月にしか実施されなかった。

2 月価格との差異検定によると、特売価格については、変化なしと上昇が有意であった (表 4)。4 店舗計の売上数量をみると、2 月 1,281 個、3 月 1,260 個、4 月 682 個、5 月 526 個、6 月 273 個と推移しており、増税後に数量の落ち込みが顕著であった。6 月におけるさらなる減少は夏場にはラーメンを食べないという季節性によると考えられる。以上をまとめると、乾めんにおいては、定価を一定とすることにより完全転嫁が実現する一方、特売価格においては引き上げられて過剰転嫁とされたようである。

表4 各月価格の2月価格との差異検定

	しょう油			乾めん		
	全価格	定価	特売価格	全価格	定価	特売価格
低下						
3月	0.00 ***	0.09 *	0.00 ***	1.00	1.00	1.00
4月	0.85	0.01 **	0.24	1.00	1.00	1.00
5月	0.93	0.00 ***	0.10	1.00	1.00	1.00
6月	0.00 ***	0.00 ***	0.00 ***	1.00	0.60	1.00
変化なし						
3月	0.00 ***	0.17	0.01 ***	0.00 ***	0.00 ***	0.00 ***
4月	0.30	0.03 **	0.47	0.00 ***	0.00 ***	0.00 ***
5月	0.14	0.00 ***	0.20	0.00 ***	0.00 ***	0.00 ***
6月	0.00 ***	0.00 ***	0.00 ***	0.00 ***	0.80	0.00 ***
上昇						
3月	1.00	0.91	1.00	0.00 ***	0.00 ***	0.00 ***
4月	0.15	0.99	0.76	0.00 ***	0.00 ***	0.00 ***
5月	0.07 *	1.00	0.90	0.00 ***	0.00 ***	0.00 ***
6月	1.00	1.00	1.00	0.00 ***	0.40	0.00 ***
	牛乳パック			食パン		
	全価格	定価	特売価格	全価格	定価	特売価格
低下						
3月	1.00	0.99	1.00	0.86	0.61	0.73
4月	1.00	1.00	1.00	0.69	0.09 *	0.99
5月	1.00	1.00	1.00	0.06 *	0.12	0.26
6月	1.00	1.00	1.00	0.05 *	0.43	0.02 **
変化なし						
3月	0.00 ***	0.02 **	0.00 ***	0.28	0.77	0.54
4月	0.00 ***	0.00 ***	0.01 ***	0.63	0.19	0.03 **
5月	0.00 ***	0.00 ***	0.00 ***	0.13	0.25	0.52
6月	0.00 ***	0.00 ***	0.00 ***	0.10	0.86	0.05 **
上昇						
3月	0.00 ***	0.01 **	0.00 ***	0.14	0.39	0.27
4月	0.00 ***	0.00 ***	0.00 ***	0.31	0.91	0.01 **
5月	0.00 ***	0.00 ***	0.00 ***	0.94	0.88	0.74
6月	0.00 ***	0.00 ***	0.00 ***	0.95	0.57	0.98

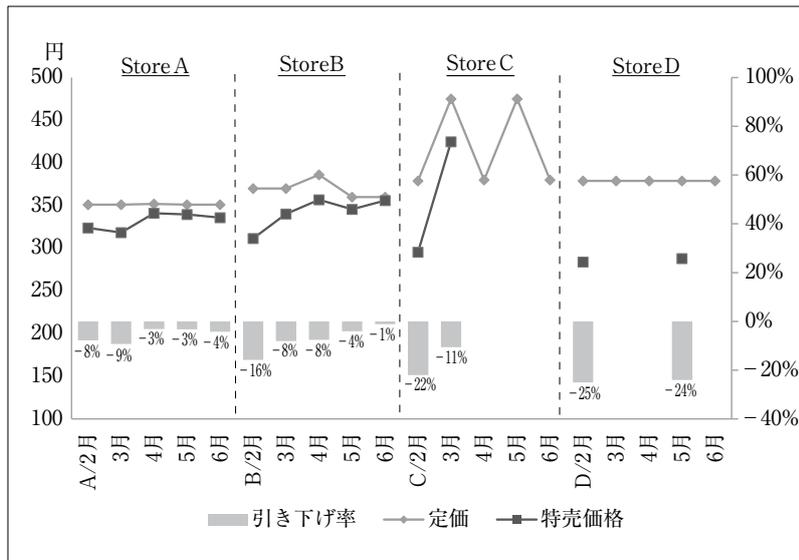
注1：数字はt検定に関する差異確率値。*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01。

注2：日次データを月別に区分し、差異に関するt検定を実施。

4.1.3 牛乳パック

1000ミリリットルの紙パック入りの牛乳に関しては、消費増税の前後において総じて価格が上昇傾向にあり、以下が指摘できる(図5)。店舗Aでは、定価は2月197円であったが、3月には236円まで引き上げられて、それ以降は236円と同水準で推移した。特売価格についても2月191.2円から、3月217.2円、4月227.1円と上昇傾向をたどっている。店舗Bでは、定価は2-3月217円から4月229円、5-6月230円と段階的に引き上げられ、特売価格は3月212.3円から4月220.2円まで上昇して5月217.8円、6月215.9円とやや下落したが、2月水準である210.7円までは低下することがなかった。店

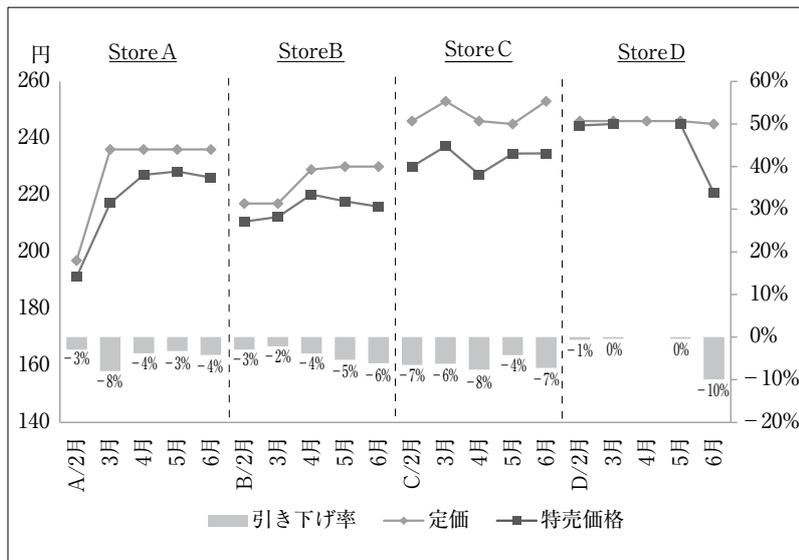
図4 定価と特売価格の推移（乾めん）



注1：日次価格を定価と特売価格に区分した上で、それぞれの平均値を算出。

注2：引き下げ率 = (特売価格 / 定価) - 1

図5 定価と特売価格の推移（牛乳パック）



注1：日次価格を定価と特売価格に区分した上で、それぞれの平均値を算出。

注2：引き下げ率 = (特売価格 / 定価) - 1

舗Cでは、3月と6月の定価が253円と最高であり、特売価格についてもこの2か月間が最高となっている。牛乳パック以外の多くの食料品において6月になると価格が低下したのとは対照的である。店舗Dにおける定価は、2-5月246円、6月245円なのでほぼ一定とみて良いだろう。特売価格は、4月は提示が無しであり、2月、3月、5月は245円で同じである一方、6月には220.8円まで比較的大きく引き下げられている。

日次価格の差異検定は、定価、特売価格の両方においてともに変化なし（完全転嫁）、上昇（過剰転嫁）を有意に支持している。売上数量は、2月11,980個、3月12,281個、4月11,347個、5月11,317個、6月11,761個であり、3月から4月にかけて8%だけ減少したものの、しょう油や乾めんに比べると下落傾向は小さく、ほぼ数量が維持できたと見なされる。このなかで定価、特売価格の両方において過剰転嫁が実現している。

4.1.4 食パン

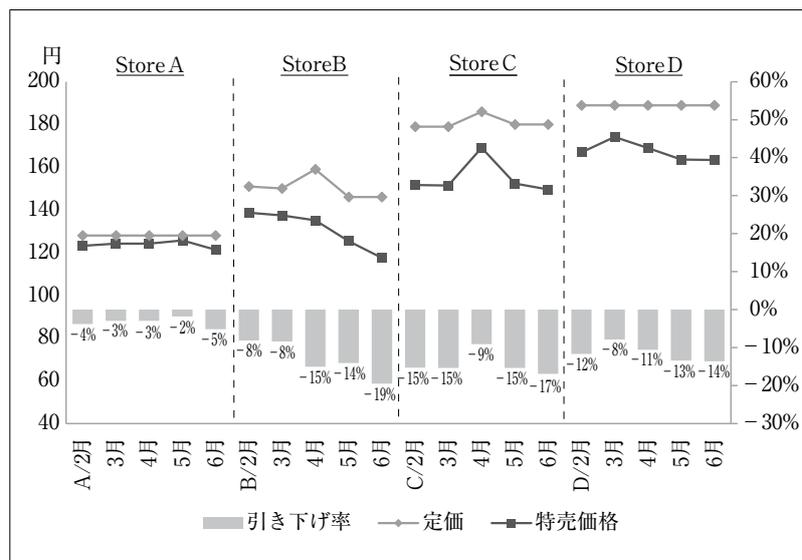
6枚切りの食パンについては、白石（2016c）において分析した通りである。図6に示されるように、定価はほぼ一定であり完全転嫁となっており、特売価格については増税後の5月から定価傾向を強めて過小転嫁となった。2月12,809個、3月13,323個、4月12,820個、5月14,047個、6月13,043個となっており、本研究が取り上げた4商品において唯一、5-6月における数量が伸長している。

③牛乳パックが過剰転嫁である一方、④食パンでは過小転嫁となり、対照的な動きを示している。この要因のひとつに、定価による販売指向の有無が考えられる。売上数量を、定価販売によるものと特売価格によるものに区分し、定価による販売数量のシェアをみたところ、2月時点では③牛乳パック65%、④食パン39%であり、③牛乳パックではもともと定価による販売シェアが高く、あまり値下げしない商品であることが分かった（図7）。

4.1.5 小括

4商品、4店舗における日次価格を定価と特売価格に分け、月ごとの価格の動きについて相違の有無を検討することにより、消費増税による転嫁傾向を調べた。これまでの分析結果を簡単にまとめておく。

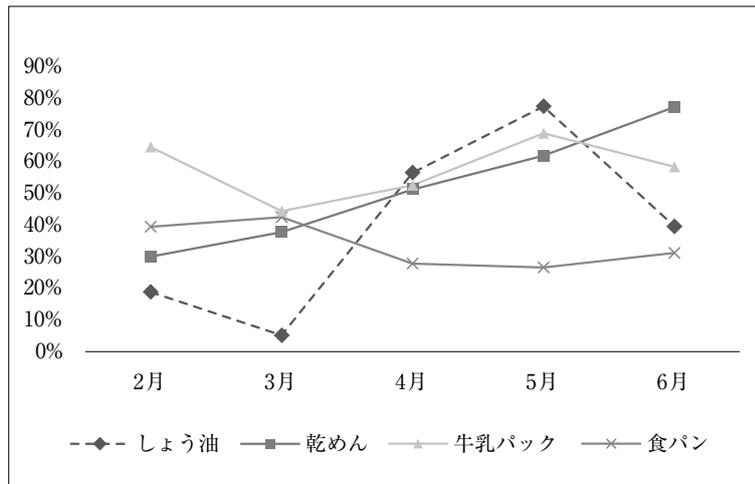
図6 定価と特売価格の推移（食パン）



注1：日次価格を定価と特売価格に区分した上で、それぞれの平均値を算出。

注2：引き下げ率 = (特売価格 / 定価) - 1

図7 定価による販売個数シェア



注1：売上数量を、定価もしくは特売価格による販売に区分した上で、総量に占める定価販売の割合を算出。

注2：4店舗における定価による数量シェアの平均値を算出。

第1に、①しょう油、②乾めん、③牛乳パック、④食パンの4商品の転嫁傾向は互いに異なっていた。①しょう油では、定価は過小転嫁(-)、特売価格は過小転嫁(-)、②乾めんでは、価格は完全転嫁(±)、特売価格は過剰転嫁(+)、③牛乳パックでは、定価は過剰転嫁(+)、特売価格は過剰転嫁(+)、④食パンでは、定価は完全転嫁(±)、特売価格は過小転嫁(-)となっており、消費税の転嫁は、過剰転嫁、完全転嫁、過小転嫁のいずれも取りうるようである。

第2に、定価に比べると特売価格の方が変化しやすい。そのため、②乾めん、④食パンでは、定価では完全転嫁としつつ、特売価格においてそれぞれ過剰転嫁、過小転嫁としている。定価は一定(完全転嫁)であるとした白石(2016c)における分析結果は、全ての商品に共通するものではなく、消費税増税後に定価を引き上げたり、引き下げたりすることが分かった。

第3に、定価において完全転嫁では無い場合、定価と特売価格の転嫁傾向は一致する傾向がある。つまり、定価と特売価格における引き下げと引き上げの傾向が相反することは無い模様である。定価を変更させる商品において、③牛乳パックは過剰転嫁を実施しており、これは増税を契機として価格の引き上げを意図したと思われる。一方、①しょう油では、過小転嫁としており、これには増税後の需要減少への対策があったかも知れない。

第4に、本研究で取り上げた4商品は、商品特性からみて2つのタイプに分けられる。消費期限が長く日持ちが効き、駆け込み需要にともなう数量増と増税後の数量減が顕著であった①しょう油、②乾めんのタイプと、消費期限が短く、消費増税前後の数量変化が比較的小さかった③牛乳パックと④食パンのタイプに大別できる。しかし、このような商品タイプの違いが消費税の転嫁を左右することは少なそうである。消費期限が短くても①しょう油では過小転嫁、②乾めんではやや過剰転嫁であり、消費期限が長くても③牛乳パックでは過剰転嫁、④食パンはやや過小転嫁であった。

根拠に欠けるが、以上をもとに筆者なりの類推を述べたい。①しょう油については、消費税に伴う

駆け込み需要増と反動減が大きく、そのため増税後の需要を喚起するためにスーパーは過小転嫁にしたと思われる。②乾めんについては、増税後の反動減が大きかったが、季節性商品であり夏場の需要減退期に入っていたので、特売をしても数量が伸びる可能性は低く、結果的に過剰転嫁となったのではないかと考えられる。③牛乳パックはスーパーにおける定番商品であり、数量減が懸念されないため価格の引き上げを図ったと思われる。④食パンについては、数量減は懸念されないものの牛乳パックに比べると競合する製品が多く、売上数量を維持するために特売価格を引き下げたと考えられる。スーパーやメーカーはPOSの導入により従来に比べると価格改定頻度を上昇させており、この価格改定頻度の上昇は、価格の引き上げ、引き下げの両方をもたらすので価格の絶対水準に対しては中立的とされてきた。また、そのなかで食料品は一律に必需品とされ、価格弾力性が小さく増税に伴う数量変化は少なく、それを知る販売者は、価格をそれほど変更しないだろうと考えられてきた。しかし、本項における分析結果からは、消費増税を契機として税抜き価格が上方や下方にシフトして、完全転嫁以外の過剰転嫁や過小転嫁が発生すること、個別の商品レベルでは需要変化が意外と大きいことが分かった。

4.2 2014年4月における価格の短期的変動の有無

白石（2016c）は3月から4月にかけての食パンにおける日次データの動きから、増税直後には価格が上昇していることを発見した。5月以降の価格が低下するなかで、一時的に価格が上昇したことは、価格の乱高下が発生したことを意味しており、これを好ましくないものとしている。本項では、増税直後の税抜き価格の上昇が、①しょう油、②乾めん、③牛乳パックといったほかの商品に共通して見られたかについてチェックする。

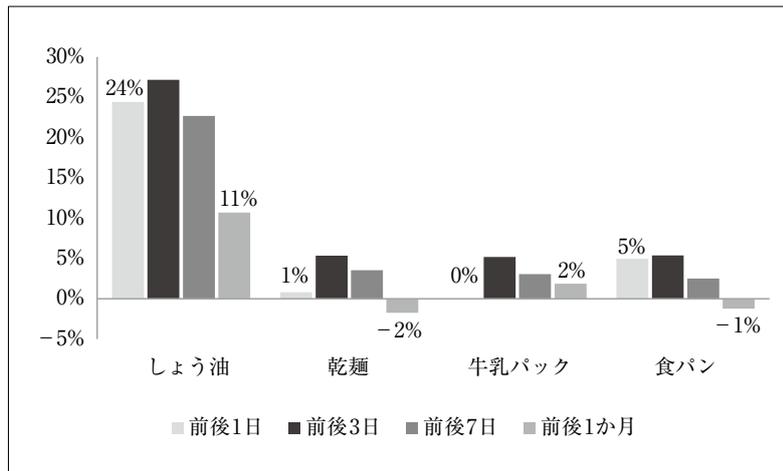
はじめに④食パンについて見ておくと、3月31日から4月1日にかけての前後1日の価格変化率が5.0%であり、3月29-31日と4月1-3日という前後3日間の平均価格の変化率は5.4%であった。対象期間を長くすると、前後7日間では2.5%、前後1カ月では-1.2%となっており変化率が縮小している（図8）。このように月次では-1.2%と税抜き価格が低下しつつ、増税直後には価格が5%も上昇していた。白石（2016c）はこの傾向に注目したのである。

この短期的な変化率の推移について、他の商品を見ていくと、①しょう油（前後1日間、前後3日間、前後7日間、前後1カ月の順に）24.4%→27.2%→22.7%→10.7%、②乾めんでは、0.8%→5.4%→3.6%→-1.7%、③牛乳パックでは、0.0%→5.2%→3.1%→1.9%と、いずれも前後3日間以降の上昇率が徐々に低下する傾向にあり、少なくとも4商品に共通していることが分かった。価格と数量の変化は小さいとされる食料品でも駆け込み需要からの反動の影響を受けているのである。3月下旬には、特売セールにより平均価格が下落するが、3月31日になるとそれが控えられて、これが4月7日ごろまで続くため価格が一時的に上昇する。そして4月下旬にかけて特売セールが復活することにより価格は下落に転じる。前後1日間の増減率が小さいのは、4月1日時点の増税の直前からの価格変化を小さく見せたかったからと思われる。これらの2014年4月という増税直後の短期的な価格上昇率を店舗別にみると、一時的な上昇から縮小に転じる傾向は、店舗A、店舗B、店舗Cにおいて見られ、店舗Dには見られなかった（図9）。

税抜き価格が上昇した原因は、増税後に特売が控えられたことによるが、ここではなぜ増税後に税込

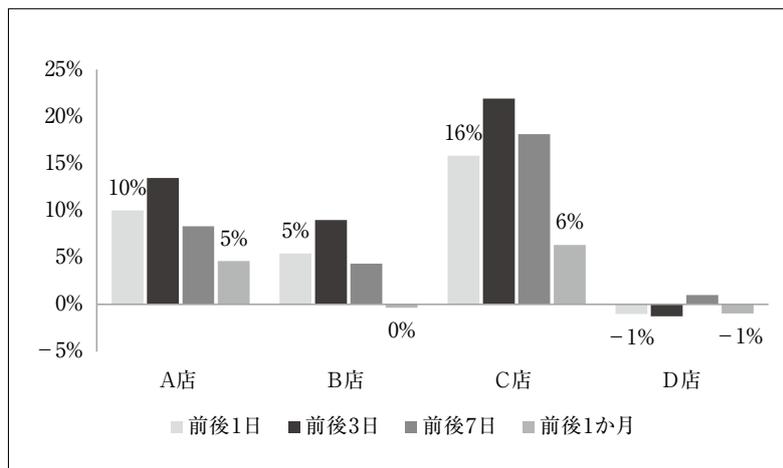
み価格の上昇が見込まれながら、特売が見送られたかについて考えてみたい。多くの店舗は当時の経済環境であったアベノミクスの初期時点においてインフレ期待を抱き、さらに新たに施行された消費税転嫁対策特別措置法が仕入れ値に対する引き下げ要請を監視し、明示的な消費税還元セールの実施を禁止していたことから、税抜き価格を下方に誘導する動きが控えられたものと考えられる。実勢価格は定価と特売価格の両方を含むから、特売セールが減少すれば、結果的に実勢価格は上昇してしまう。しか

図8 税抜き価格の変化率，商品別



注1：前後1日とは、3月31日から4月1日にかけての変化率
 前後3日とは、3月29-31日と4月1-3日の平均価格の変化率
 前後7日とは、3月25-31日と4月1-7日の平均価格の変化率
 前後1カ月とは、3月1-31日と4月1-30日の平均価格の変化率
 注2：変化率を4店舗別に算出し、その単純平均値を示す。

図9 税抜き価格の変化率，店舗別



注1：前後1日とは、3月31日から4月1日にかけての変化率
 前後3日とは、3月29-31日と4月1-3日の平均価格の変化率
 前後7日とは、3月25-31日と4月1-7日の平均価格の変化率
 前後1カ月とは、3月1-31日と4月1-30日の平均価格の変化率
 注2：変化率を商品別に算出し、その単純平均値から店舗別の変化率を求めた。

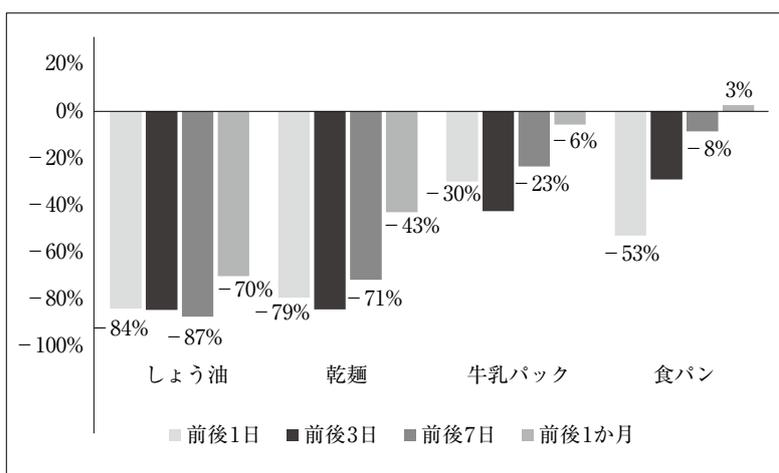
し、この効果は1カ月以内に消失している。消費税転嫁対策特別措置法を念頭においた増税前後の価格参照は長期には及ばず、特売セールスが復活したためと考えられる。さらに予想以上の数量減に驚いたスーパーが価格転嫁の難しさを懸念して、値付けを素早く修正した可能性がある⁽³⁾。スーパーは、①しょう油や②乾めんにおける駆け込み需要の多さから、増税後の反動減は予想していたと思われる。さらに、来店者数が少なくなるだろうから、賞味期限が短い③牛乳パックや④食パンですら増税直後には販売数量は低下する。しかし、前後7日間における数量減が、③牛乳パック-23%、④食パン-8%であったことは驚いたのではないか(図10)。

増税直後に多くの商品や店舗において税抜き価格レベルにおいてすら上昇が発生し、過剰転嫁されてしまう可能性には注意が必要である。軽減税率の適用により価格の据え置きを図ったとしても、増税前のセールスによって食料品においても特売価格が低下するならば、その反動から軽減品目であっても価格が上昇してしまうからである。また、税率の引き上げ分を上回る価格上昇とその後の下落が、政府の転嫁対策に起因するならば、それは問題とは言えないだろうか。現在の消費税転嫁対策特別措置法は、中小企業の保護を目的として、購入側の大企業が納入価格を買い叩かないこと、大手スーパーなどに増税分を値下げしたような表示をさせないことを目指している。これに価格の安定化という視点が追加できないかと思う。増税直後の急激な価格上昇が事前の想定を上回る数量減少を引き起こすと、それは履歴効果を形成することにより、その後の消費水準を引き下げマクロ景気が低迷する要因になってしまうからである。

4.3 価格の改定頻度

価格の改定頻度は、 $F = \text{改定日数} / \text{営業日数}$ として定義される。月次、旬次といった一定の営業日数

図10 売上数量の変化率、商品別



注1：前後1日とは、3月31日から4月1日にかけての変化率
 前後3日とは、3月29-31日と4月1-3日の平均価格の変化率
 前後7日とは、3月25-31日と4月1-7日の平均価格の変化率
 前後1か月とは、3月1-31日と4月1-30日の平均価格の変化率
 注2：変化率を店舗別に算出し、その単純平均値から商品別の変化率を求めた。

を分母として、それに占める価格が改定された日数を分子とする割合を示しており、改定頻度の高さは、価格の頻繁な改定を意味する。わが国ではPOSシステムの普及によりスーパーのレジ処理の電子化が進展し、価格の改定頻度が上昇して、短期間のうちに価格が改定される傾向にあることが知られている。価格の平均持続日数は改定頻度の逆数として、 $T=1/F$ なる算式により定義される。価格の改定頻度が上昇すると、価格の持続日数は短期化する関係にある。

商品別に価格の改定頻度をみていくと、①しょう油に関する4店舗の平均値については、2月0.45、3月0.67、4月0.29、5月0.16、6月0.19となっている（図11、表5）。消費増税の直前にあたる3月が最高であり、2月に比べると価格が頻繁に変更されており、増税後の4月には大きく落ち込み、その後は2月や3月の水準に戻ることはなかった。②乾めんでは、2月0.23、3月0.35、4月0.33であり、3月にかけて上昇したが4月の落ち込み幅は小さく、その後は5月0.21、6月0.17と低下傾向が続いた。価格転嫁については、①しょう油では過小転嫁、②乾めんでは過剰転嫁と対照的な傾向にあるが、価格の改定頻度は共通しており、2月から3月にかけて上昇し、その後の4月以降になると増税前を下回る水準となった。旬次別の改定頻度の動きをみると、①しょう油、②乾めんでは、いずれも3月下旬が5カ月間における最高値となっており、それが増税直後に急落した。

続いて、③牛乳パックを見ていくと、2月0.29、3月0.41、4月0.34、5月0.24、6月0.28と推移して

表5 価格の改定頻度

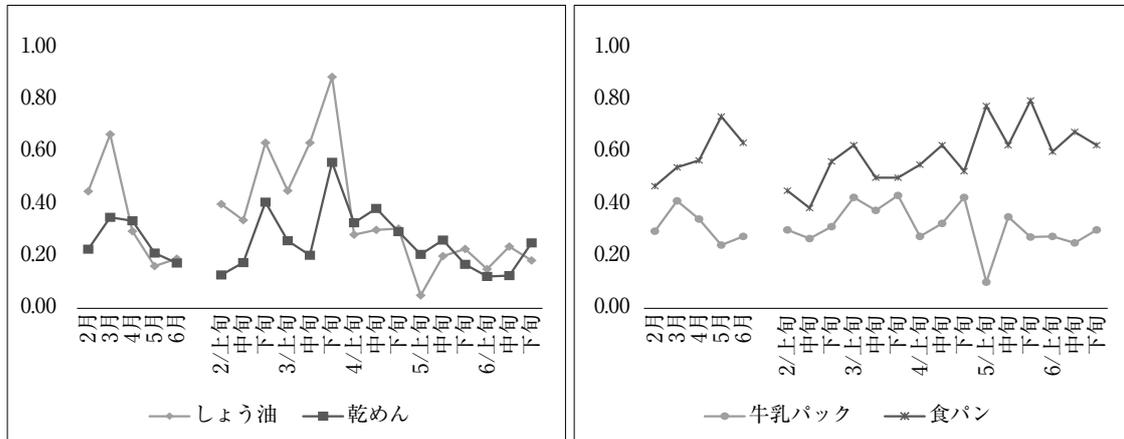
	Soy sauce / しょう油					Dried noodles / 乾麺					
	店舗 A	店舗 B	店舗 C	店舗 D	平均	店舗 A	店舗 B	店舗 C	店舗 D	平均	
2-6月	0.45	0.53	0.18	0.27	0.36	0.37	0.53	0.11	0.03	0.26	
2月	0.75	0.61	0.16	0.27	0.45	0.36	0.43	0.08	0.04	0.23	
3月	0.61	0.65	0.57	0.84	0.67	0.58	0.42	0.36	0.03	0.35	
4月	0.27	0.76	0.04	0.11	0.29	0.48	0.82	0.04	0.00	0.33	
5月	0.29	0.35	0.00	0.00	0.16	0.27	0.47	0.05	0.06	0.21	
6月	0.32	0.30	0.07	0.07	0.19	0.12	0.54	0.04	0.00	0.17	
2月	上旬	0.60	0.60	0.11	0.29	0.40	0.00	0.40	0.11	0.00	0.13
	中旬	0.70	0.40	0.00	0.25	0.34	0.40	0.30	0.00	0.00	0.18
	下旬	1.00	0.88	0.38	0.29	0.63	0.75	0.63	0.13	0.13	0.41
3月	上旬	0.20	0.50	0.30	0.80	0.45	0.20	0.40	0.33	0.10	0.26
	中旬	0.90	0.60	0.33	0.70	0.63	0.60	0.10	0.11	0.00	0.20
	下旬	0.73	0.82	1.00	1.00	0.89	0.91	0.73	0.60	0.00	0.56
4月	上旬	0.10	0.78	0.13	0.13	0.28	0.30	0.90	0.11	0.00	0.33
	中旬	0.40	0.80	0.00	0.00	0.30	0.78	0.75	0.00	0.00	0.38
	下旬	0.30	0.70	0.00	0.22	0.31	0.38	0.80	0.00	0.00	0.29
5月	上旬	0.10	0.10	0.00	0.00	0.05	0.10	0.50	0.13	0.10	0.21
	中旬	0.30	0.50	0.00	0.00	0.20	0.44	0.50	0.00	0.10	0.26
	下旬	0.45	0.45	0.00	0.00	0.23	0.27	0.40	0.00	0.00	0.17
6月	上旬	0.20	0.20	0.20	0.00	0.15	0.00	0.38	0.11	0.00	0.12
	中旬	0.44	0.30	0.00	0.20	0.24	0.13	0.38	0.00	0.00	0.13
	下旬	0.33	0.40	0.00	0.00	0.18	0.20	0.80	0.00	0.00	0.25

注1：改定頻度(F) = 改定日数 / 営業日数。前日データが欠損値の場合には改定日数にカウントしない。そのため欠損データが多い、店舗Cおよび店舗Dにおける改定頻度は低くなる点に注意。

注2：月次および旬次の改定頻度を4店舗別に算出し、この平均値から商品別の改定頻度を求めた。

おり、3月にかけて上昇した点は①しょう油、②乾めんと同じであるが、2月水準と5-6月はほぼ同じ水準であり、消費増税前を下回るまでには至らなかった。

図 11 価格の改定頻度



注1：改定頻度(F) = 改定日数 / 営業日数

注2：月次および旬次の改定頻度を4店舗別に算出し、この平均値から商品別の改定頻度を求めた。

表 5 価格の改定頻度 (続き)

	Milk carton / 牛乳パック					Bread loaf / 食パン					
	店舗 A	店舗 B	店舗 C	店舗 D	平均	店舗 A	店舗 B	店舗 C	店舗 D	平均	
2-6月	0.31	0.49	0.29	0.17	0.31	0.31	0.88	0.42	0.76	0.59	
2月	0.29	0.50	0.21	0.19	0.29	0.19	0.70	0.42	0.56	0.47	
3月	0.45	0.48	0.45	0.26	0.41	0.23	0.77	0.42	0.74	0.54	
4月	0.27	0.77	0.33	0.00	0.34	0.23	0.97	0.43	0.63	0.57	
5月	0.23	0.35	0.26	0.13	0.24	0.58	0.97	0.48	0.90	0.73	
6月	0.30	0.33	0.17	0.30	0.28	0.30	0.97	0.33	0.93	0.63	
2月	上旬	0.00	0.40	0.30	0.50	0.30	0.00	0.70	0.50	0.60	0.45
	中旬	0.40	0.50	0.17	0.00	0.27	0.33	0.67	0.25	0.29	0.38
	下旬	0.50	0.63	0.13	0.00	0.31	0.25	0.75	0.50	0.75	0.56
3月	上旬	0.30	0.70	0.50	0.20	0.43	0.10	0.80	0.60	1.00	0.63
	中旬	0.50	0.10	0.50	0.40	0.38	0.30	0.70	0.30	0.70	0.50
	下旬	0.55	0.64	0.36	0.18	0.43	0.27	0.82	0.36	0.55	0.50
4月	上旬	0.10	0.60	0.40	0.00	0.28	0.00	1.00	0.50	0.70	0.55
	中旬	0.30	0.80	0.20	0.00	0.33	0.50	0.90	0.50	0.60	0.63
	下旬	0.40	0.90	0.40	0.00	0.43	0.20	1.00	0.30	0.60	0.53
5月	上旬	0.10	0.10	0.20	0.00	0.10	0.40	1.00	0.70	1.00	0.78
	中旬	0.30	0.50	0.20	0.40	0.35	0.30	1.00	0.30	0.90	0.63
	下旬	0.27	0.45	0.36	0.00	0.27	1.00	0.91	0.45	0.82	0.80
6月	上旬	0.00	0.50	0.30	0.30	0.28	0.20	1.00	0.30	0.90	0.60
	中旬	0.70	0.10	0.00	0.20	0.25	0.50	0.90	0.30	1.00	0.68
	下旬	0.20	0.40	0.20	0.40	0.30	0.20	1.00	0.40	0.90	0.63

注は前に同じ。

④食パンは、それ以外の3商品とは全く異なる動きを見せている。2月より3月の改定頻度が高かった点は共通しているが、4月以降の改定頻度がさらに上昇したのである。2月0.47、3月0.54、4月0.57、5月0.73、6月0.63と推移している。白石(2017c)において④食パンを事例として分析したが、そこで指摘した改定頻度の上昇による過小転嫁という事例は一般的では無かったことになる。2月→3月→4月にかけての月次の持続日数をみても、①しょう油2.2日→1.5日→3.4日、②乾めん4.4日→2.9日→3.0日、③牛乳パック3.4日→2.4日→2.9日と、程度の差こそあれV字型にあるが、④食パンだけは2.1日→1.9日→1.8日と右下がりであった(図12)。

価格の改定頻度は、価格の粘着性に関する指標と見なすことができる。改定頻度の上昇(持続日数の低下)は、価格の粘着性の低下を意味し、逆に、改定頻度の低下(持続日数の上昇)は、価格の粘着性の上昇(つまり価格の硬直化)を意味する。この観点からみると、増税前の2014年3月には、本研究で取り上げた4商品ともに価格の粘着性が低下したものと考えられ、増税後には4商品中3商品において価格の粘着性が上昇し、価格が硬直化した可能性が示唆される。このような3商品のうち、②乾めん、③牛乳パックでは価格が上昇して消費税が過剰転嫁され、①しょう油では価格が下落して過小転嫁となった。一方、④食パンでは価格の粘着性が低下して、頻繁な価格改定が行われるなかで過小転嫁となっている。

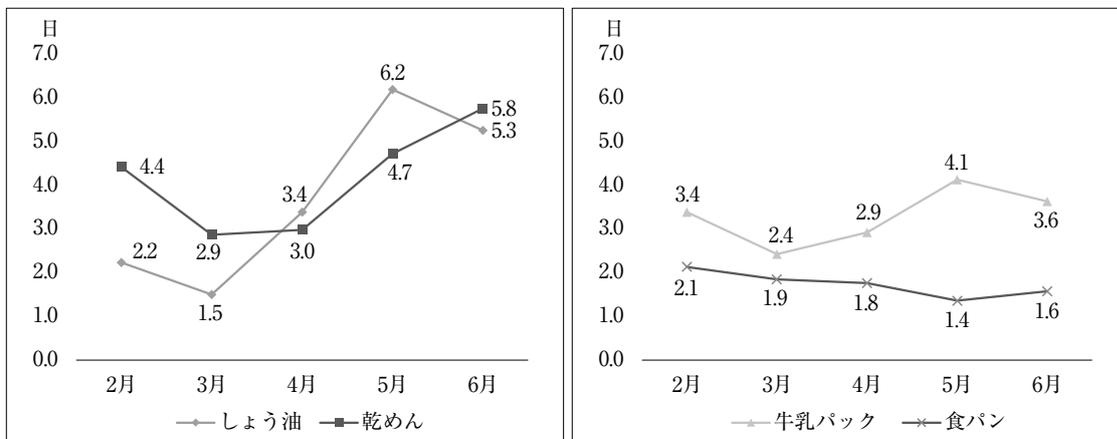
5. モデル推定

5.1 価格変化に関する回帰推定

5.1.1 推定モデル

前節のデータ分析から2014年4月の消費増税に際しては、食料製造品というカテゴリーのなかにおいても、過剰転嫁、完全転嫁、過小転嫁のいずれもが生じていたことが分かった。価格が月間を通して同じである定価については、その時間を追った増減がわかりやすかったが、特売価格については日次で

図12 価格の持続日数



注1: 持続日数(T) = 1/F

注2: 月次の改定頻度(4店舗別の平均値)の逆数から持続日数を求めた。

変動するのでやや分かりにくかった。そこで本項では、クロスセクション推計により特売価格の変化について確認する。推定モデルは(1)式の通りであり、これまでのデータ分析と同じく2014年2-5月における日次データ(4商品4店舗)を用いる。すでに消費税の転嫁傾向には商品別に差異が存在することが分かったので、モデル推定は商品別に行う。

$$(1) \Delta Price_i = \text{const} + a_1 Shop B + a_2 Shop C + a_3 Shop D \\ + \beta_1 March + \beta_2 April + \beta_3 May + \beta_4 June + \gamma_1 RegularPrice + \delta_1 Quantity + u_i$$

モデルにおける被説明変数、説明変数は以下の通りである。被説明変数 $\Delta Price_i$ は、特売価格における月次定価からの引き下げ額とする。ここで添え字の i はサンプルを示す。値引き額だから本来はマイナス値であるが、推定結果の解釈に際しての分かりやすさのため、これをプラス値に変換しておく。前日から価格が改定された初日の価格のみを推計に使用し、前日と当日が同水準である継続データは用いない。

説明変数については、店舗ダミー ($Shop_B$, $Shop_C$, $Shop_D$) により、店舗別の違いの有無を調べる。月次ダミー ($March$, $April$, May , $June$) により、月別の価格変化を調べる。これらのダミー変数がプラス値を示す場合には、定価からの引き下げ幅が大きいことを意味するので、税抜き価格の低下と過小転嫁が示唆される。これ以外の変数として、定価 $Regular_Price$ と売上数量 $Quantity$ を取りあげる。定価については、定価の高低が引き下げ幅に与える影響を確認する。また、売上数量とは、顧客千人当たりの売上げ個数である。当日の数量の説明力をチェックする。

5.1.2 推定結果

推定結果は、おおむね前節のデータ分析結果と整合的であった(表6)。店舗ダミー変数に関しては、推定モデルのそれぞれにおいて、複数が有意にプラスもしくはマイナスであった。特売価格における引き下げ幅が店舗ごとに異なることを示唆する。特売時に思い切って価格を引き下げる店舗と、あまり価格を引き下げない店舗には有意に差が存在するのである。また、同じ店舗であっても商品別の符号条件が異なっている点である。つまり、同一の店舗内においても商品別に価格政策には違いが存在する。同じ商品であっても店ごとに価格が自由に決められていることは、店舗側が一定の市場支配力を有しており、これが完全転嫁以外の過剰転嫁や過小転嫁を引き起こしていると考えられる。但し、この価格転嫁の違いには、販売店以外のメーカーの要因が含まれている模様であり、消費税の転嫁と帰着には、店舗要因と商品要因の2つが影響しているようである。

定価変数については、①しょう油、②乾めんではプラスに有意であった。定価が高いと引き下げ幅が拡大して、より低い特売価格を提示されている。一方、④食パンについては、符号条件がマイナスに有意であり、定価が高いからといって特売価格が低下することが無く、値崩れを回避する動きがあったようである。有意性は低いが③牛乳パックの符号条件もマイナスであり、消費増税に際して駆け込み需要が少なかった商品では、特売価格は低下しない傾向にある。

月次ダミーについて述べる。4月以降に注目すると、①しょう油と④食パンでは、プラスに有意であり、

これは引き下げ幅の拡大と過小転嫁を示唆する。②乾めんでは、マイナスであり、これは引き下げ幅の縮小と過剰転嫁を示唆する。これらの3商品に関しては、前節におけるデータ分析が示した転嫁の傾向と一致しており、消費増税後に特売価格を用いた転嫁の調整が進んだことを示唆する。③牛乳パックについては、プラスに有意であり、これは消費増税後の過小転嫁を意味する。しかし、③牛乳パックでは特売価格の水準自体が上昇しているため、推定結果は6月における引き下げ幅の拡大を強めに反映したものであると思われる。

売上数量に関する推定結果はいずれもプラスに有意であったが、この解釈には注意が必要である。本来は価格が数量を左右するので因果関係が逆である。スーパーは価格と数量の関係を事前によく承知しており、目標とする販売数量を実現するために価格を引き下げたろうと想定した場合に、数量増が有意に引き下げ額に影響していると思えることができるだろう。

表6 特売価格における月次定価からの引き下げ幅に関するクロスセクション推定

説明変数	定価からの引き下げ額							
	しょう油		乾めん		牛乳パック		食パン	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
店舗 B	-22.24 [-5.15]***		-2.23 [-0.44]	16.62 [2.85]***	-2.87 [-1.55]		15.84 [6.78]***	16.14 [9.65]***
店舗 C	80.62 [13.3]***	106.63 [13.3]***	61.58 [6.19]***	69.01 [6.09]***	3.56 [1.61]	14.66 [5.34]***	38.72 [12.3]***	26.56 [11.4]***
店舗 D	-25.77 [-4.58]***		54.33 [3.21]***	93.77 [4.41]***	-10.55 [-3.77]***		23.87 [7.94]***	14.78 [8.19]***
3月ダミー	0.686 [0.15]	23.78 [5.32]***	-7.127 [-1.02]	26.61 [4.20]***	4.948 [2.17]**	6.767 [2.84]***	-1.079 [-0.51]	
4月ダミー	1.516 [0.26]	18.58 [2.75]***	-4.904 [-0.71]	15.13 [2.35]**	3.529 [1.49]	9.065 [3.71]***	4.374 [2.16]**	3.242 [1.47]
5月ダミー	1.983 [0.26]	23.60 [2.26]**	-15.78 [-1.99]**	-1.538 [-0.18]	1.769 [0.63]	5.596 [1.54]	3.305 [1.76]*	5.103 [2.57]**
6月ダミー	11.17 [1.67]*	33.46 [3.78]***	-17.53 [-2.00]**	-5.851 [-0.60]	7.649 [3.04]***	13.42 [4.67]***	8.790 [4.59]***	10.39 [4.98]***
定価	0.0677 [5.03]***		0.0689 [3.93]***		-0.00787 [-0.79]***		-0.142 [-7.08]***	
売上数量	6.295 [11.7]***		5.631 [6.12]***		0.735 [14.4]***		1.266 [16.6]***	
自由度修正済み決定係数	0.88	0.71	0.77	0.60	0.81	0.48	0.86	0.71
F 値	F(9,139)=	F(5,143)=	F(9,102)=	F(7,104)=	F(9,117)=	F(5,121)=	F(9,267)=	F(6,270)=
(Prob>F)	122.6	72.1	41.7	24.9	61.6	24.6	185.77	116.16
	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0
IM テスト χ^2 値	$\chi^2(26)=$	$\chi^2(7)=$	$\chi^2(22)=$	$\chi^2(13)=$	$\chi^2(28)=$	$\chi^2(9)=$	$\chi^2(29)=$	$\chi^2(15)=$
(Prob> χ^2)	44.5	16.1	72.4	29.9	38.0	33.39	101.11	32.86
	0.01	0.02	0.00	0.00	0.10	0.00	0.00	0.00
n(サンプル数)	148	148	111	111	126	126	276	276

注1: *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

注2: 被説明変数は、2014年2-6月における定価からみた引き下げ幅(単位:円)

注3: IM テストは、誤差項の不均一分散に関する検定量

5.2 価格の持続日数に関する Cox モデル推定

5.2.1 推定モデル

生存時間解析における Cox モデルでは、ハザード関数 $h(z_i, t)$ を (2) 式のように定義する。ここで生存イベントは価格の改定であり、 z_{ij} は生存時間に影響を与える共変量、 β_j はこれに対応したパラメータであり、 t は時間、 i はサンプルを示す添え字、 j は共変量に関する添え字である。

$$(2) \quad h(z_i, t) = h_0(t) e^{\beta_1 z_{i1} + \beta_2 z_{i2} + \dots + \beta_j z_{ij}}$$

Cox モデルは、セミパラメトリック・モデルなので、基本ハザード関数 $h_0(t)$ は推計せず、 β_j のみを推計する。前節における分析では、価格の持続日数が消費増税の前後で変化し、消費増税というイベントが価格の粘着性を低下させる可能性が示唆された。税込み価格データを用いるので、価格の改訂方向が上方と下方において等しくない限り、価格粘着性の変化は過剰転嫁、過小転嫁のいずれかを発生させることになる。

5.2.2 推定結果

商品別に Cox モデルを推定した (表 7)。推定結果は総じて前節におけるデータ分析の結果と整合的であった。なお、モデル推定に際しては、カプラン・マイヤー法による生存率曲線を描き、モデル変数に関する比例ハザード性を確認し、おおむね満足がいくものであることを確認済みである (図 13)。

価格タイプに関しては、定価を 0、特売価格を 1 とするデータを設定したが、パラメータ推計値 (ハザード比) はいずれのモデルにおいても有意に 1.0 以上となっていた。これは特売価格において、価格改定イベントが上昇することを、換言すると価格の持続日数が短期化することを意味する。

店舗タイプに関しては、価格の持続日数が長い 2 店舗と短い 2 店舗に区分し、このうち短い区分に数値 1 を与えた。長短の傾向は同じ店舗であっても商品ごとに異なるので、店舗タイプについては 2 つの変数を設定した。モデル推定の結果によると、4 商品のいずれにおいても有意となっており、店舗間では価格の持続日数には差異が存在することが見てとれる。

月次タイプに関する推定結果は以下の通りである。総じて有意性に劣るが、月次ごとに価格の持続日数に差異が生じたことが示唆される。①しょう油、②乾めんに関しては、5-6 月が長く、2-4 月がこれに続き、3 月が短かった。つまり、3 月の駆け込み需要において、価格の改定頻度が上昇して持続日数が短期化し、その後、5-6 月になるとむしろ価格が硬直化した。既にみたとおり、①しょう油では過小転嫁、②乾めんでは過剰転嫁となっている。

③牛乳パックに関しては、2、3、4 月と 5、6 月の 2 グループについて、5、6 月の方が価格の持続日数が長期化した可能性が示唆された。一方、④食パンに関しては、2、3、4 月と 5、6 月の 2 グループについて、5、6 月の方が価格の持続日数が短期化している可能性が示唆された。駆け込み需要が発生しなかった商品においては、③牛乳パックのように価格が硬直化すると過剰転嫁、④食パンのように価格が非硬直化すると過小転嫁になるようである。

表7 生存時間解析による推定

	Cox 比例ハザード・モデル					
	しょう油 (1)	乾めん (2)	牛乳パック (3) (4)		食パン (5) (6)	
価格タイプ (0: 定価, 1: 特売価格)	1.601 [3.02]***	1.656 [2.89]***	3.467 [6.55]***	3.395 [6.50]***	1.594 [3.20]***	1.758 [3.96]***
店舗タイプ1 (0: C店とD店, 1: A店とB店)	1.360 [2.22]**	1.950 [3.59]***	1.409 [2.24]**			
店舗タイプ2 (0: A店とC店, 1: B店とD店)					1.677 [3.98]***	
月次タイプ1 (0: 5月と6月, 1: 2月と4月, 2: 3月)	1.396 [3.45]***	1.124 [1.20]+				
月次タイプ2 (0: 5月と6月, 1: 2月と3月と4月)			1.207 [1.17]+	1.226 [1.28]+	0.879 [-1.19]+	0.894 [-1.04]
ログランク χ^2 -value (p-value)	36.3 0.0%	33.6 0.0%	56.0 0.0%	50.9 0.0%	35.6 0.0%	18.8 0.0%
n (サンプル数)	596	596	596	596	596	596
d (イベント数)	240	192	192	192	360	360

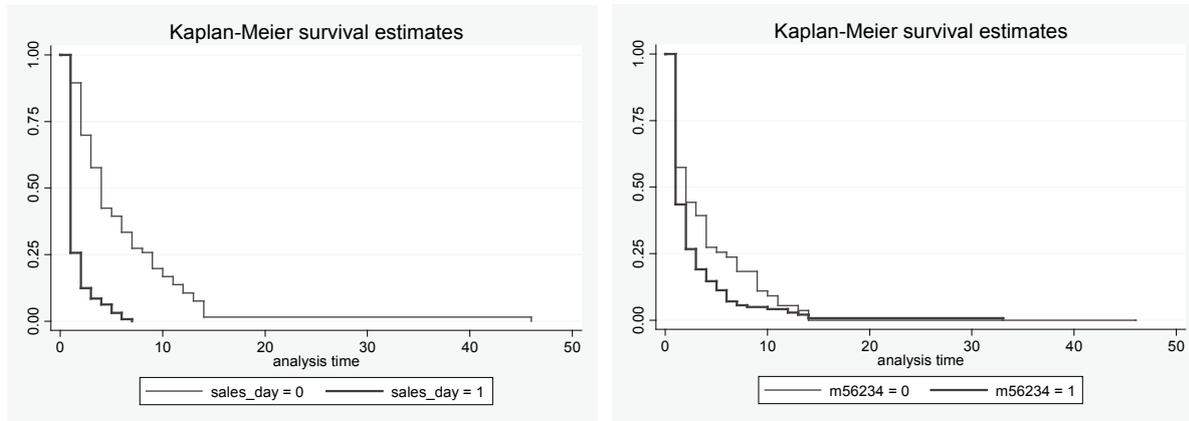
注1: 上段は、ハザード比、下段は、z値とその有意水準 +p<0.25, *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

注2: パラメータ推計値が1.0以上であると、価格改定ハザードの上昇(価格の持続日数の短期化)を意味する。

注3: 店舗タイプについては、2タイプを設定。それぞれのタイプでは4店舗を2つのグループに区分した。月次タイプについては、価格のスタート月を2つないし3つのグループに区分した2タイプを設定。

注4: 各変数の比例ハザード性については確認済み。

図13 牛乳パックに関する生存率曲線



注1: 縦軸が生存率、横軸が生存日数。カプラン・マイヤー法による生存率曲線。

注2: 左図は、定価(0)と特売価格(1)による違いを示す。特売価格の生存率が短期化している。

注3: 右図は、価格改定のスタート月が5-6月(0)と2-4月(1)の違いを示す。2-4月の生存率が短期化している。

6. ま と め

本研究では、スーパー系列が互いに異なる4店舗が販売した4つの食料商品(①しょう油750ml, ②乾めん150g5パック入り, ③牛乳パック1L, ④食パン6切れ)について、日次価格データ2,300個(2014年2-6月)を調べることにより、2014年4月における消費増税に伴う税抜き価格の変化を検討した。

得られた知見は以下の通りである。

第1に、消費税の転嫁においては、過剰転嫁、完全転嫁、過小転嫁のいずれもが発生する。①しょう油では、定価は過小転嫁（-）、特売価格は過小転嫁（-）、②乾めんでは、価格は完全転嫁（±）、特売価格は過剰転嫁（+）、③牛乳パックでは、定価は過剰転嫁（+）、特売価格は過剰転嫁（+）、④食パンでは、定価は完全転嫁（±）、特売価格は過小転嫁（-）となっており、4商品の転嫁傾向は異なっていた。これまで消費増税に伴う消費税の転嫁は、全ての商品において完全転嫁であると考えられてきたが、この認識は改めるべきであろう。個別商品の価格設定においては、供給者側の企業が一定の価格支配力を有しており、これが消費税の転嫁と帰着に影響する。つまり、企業行動の分析が消費税の価格分析においては重要ポイントなのである。そして、この価格の動きが家計における消費税の負担に影響することになる。本研究が示した通り、同じ食料品カテゴリーにあっても消費税の転嫁は異なる。そのため増税後の消費税負担の逆進性の程度が変化する可能性がある。また、日本で将来に予定される食料品への軽減税率の適用に関しては、完全転嫁や過剰転嫁がなされる商品には好ましいが、過小転嫁となる商品については必要性が乏しい。家計側が負担の多寡を調整する給付金方式ならばこの問題を回避することができる。

第2に、消費税の転嫁における特売価格の存在は無視できない。消費税の転嫁に際しては、これまで見落とされがちであった特売価格を利用されることが多いからである。定価に比べると特売価格は比較的自由に調整されている。白石（2016b, 2016c）が指摘した通り、主として定価データを採録している消費者物価指数（CPI）だけでは、消費税の転嫁を判断することは難しい。政策情報の充実が望まれる。

第3に、消費増税に伴い一時的な過剰転嫁が発生する。税抜き価格は、消費増税の前後において比較的規模の大きな上昇と低下を繰り返しており、増税直後の4月第1週と直前にあたる3月最終週の価格を比べたところ、4商品のすべてにおいて税抜き価格が上昇していた。増税前における駆け込み需要を取り込むためにセールスが実施され、その反動として増税直後にはセールスが控えられて平均価格が上昇するからである。駆け込み需要に関しては実質面での数量の変化が注目されてきたが、価格面での増減に注意が必要である。増税分を上回る価格の上昇が、増税後の反動減を助長して景気減速を招く恐れがあるからである。そして、新たに施行された消費税転嫁対策特別措置法は、価格の一時的な上昇を助長した可能性がある。同法は買い叩きを予防するために仕入れ価格を監視し、増税後の消費税還元セールを禁じたからである。

第4に、消費増税に伴い価格の粘着性が変化して、消費税の転嫁に影響した可能性がある。価格の粘着性は税抜き価格レベルにおいて変化したが、①しょう油、②乾めんでは、3月のセールスにより価格の改定頻度が上昇しつつ、4月以降はその反動からか改定頻度が低下した。③牛乳パックでは、需要変動が少なかったにも関わらず5月以降には改定頻度が低下し、税抜き価格が硬直化した。これまでの日本では価格の改定頻度が上昇したものの、引上げ、引下げの両方を活発化したので、価格水準に与える影響は中立的とされてきた。しかし、消費増税に際しては、価格改定の活発化は価格を引き下げて過小転嫁を招く方向に作用し、価格改定の不活発化は価格を引き上げて過剰転嫁を招く方向に作用する傾向にあることが分かった。

最後に、本研究の問題点について述べる。本研究からは、商品レベルにおいて消費税の転嫁が異なることは明らかになったが、その要因については十分には検討されていない。使用したPOS 価格データだけでは情報不足だからである。また、4商品に関する分析は5カ月間というやや短期間のデータを使用して実施しているが、分析期間をさらに拡張することが望ましい。あるいは4商品に留まらず、分析対象とする商品数をさらに増やすことにより研究結果を検証していく必要があるだろう。いずれも今後の課題としたい。

(謝辞)

本稿は日本財政学会(2017年度大会)における報告論文に、加筆修正をしたものである。本稿の作成にあたり、討論者を引き受けて下さった望月正光先生(関東学院大学)をはじめフロアの方々、あるいは本雑誌の匿名レフェリーから有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。本稿における誤りはすべて筆者に帰する。

〈注〉

- (1) 白石(2016a)において、時系列モデルを用いた転嫁分析に関するより詳細なサーベイを実施している。
- (2) 白石(2017)において、産業連関分析を用いた転嫁分析に関するより詳細なサーベイを実施している。
- (3) 日銀短観によると、1年後の自社の販売価格に関する企業予想は、2014年3月調査と6月調査では1.13%と同じであったが、9月調査では1.06%に低下した。増税後にすみやかに販売価格に関するインフレ期待が調整させた訳ではない。本稿ではより短期的な価格の変化を見ている。なお、企業のインフレ予想と価格の改定頻度の関係には未解明の部分がある。宇野・永沼・原(2017)を参照。

参考文献

- 阿部修人、稲倉典子(2015)、「消費税率改定時の家計購買行動」『経済研究』、66巻4号、pp.321-336。
- 宇野洋輔、永沼早央梨、原尚子(2017)、「企業のインフレ予想形成に関する新事実：Part I——粘着情報モデル再考」、日本銀行ワーキングペーパー、No.17-J-3、pp.1-26。
- 金子敬生(1981)、「一般消費税と商品価格の変動」『経済研究』第32巻、第2号、pp.120-127。
- 金子能宏、サリディナンター・プーチット(2006)、「社会保障財源としての消費税負担の影響—消費者物価水準への転嫁の検証」『季刊・社会保障研究』、第42巻3号、pp.219-234。
- 白石浩介(2016a)、「消費税率の引き上げと消費者物価」『拓殖大学政治行政研究』第7巻、pp.25-52。
- 白石浩介(2016b)、「Point-of-Sales (POS) データにみる消費増税時の価格転嫁」『財政研究』第12巻、pp.119-146。
- 白石浩介(2016c)、「マイクロデータを用いた消費税の価格転嫁に関する研究」『拓殖大学論集政治・経済・法律研究』第19巻第1号、pp.41-72。
- 白石浩介(2017)、「産業連関分析による消費税の価格転嫁に関する研究」『拓殖大学政治行政研究』第8巻、pp.19-59。
- 中井英雄(1981)、「一般消費税の産業別価格効果—1次効果と2次効果の計測と比較」『近畿大学商経学叢』第28巻、第1号、pp.55-81。
- 林宏明・橋本恭之(1987)「売上税の価格効果—産業連関表による分析」『大阪大学経済学』第37巻、第3号、pp.36-51。
- 林宏明・橋本恭之(1991)「消費税の価格分析—昭和55年産業連関表と昭和60年産業連関表による分析」『四日市大学論集』第3巻、第2号、pp.19-31。
- 藤川清史(1991)、「消費税導入の経済効果—伝票方式と帳簿方式の相違を考慮した産業連関分析」『大阪経大論集』第42巻、第3号、pp.41-66。

- 藤川清史 (1997), 「消費税導入の経済効果—1990年産業連関表を用いた予測とその評価」『甲南経済学論集』第38巻, 第1号, pp.55-91.
- 藤川清史 (1999), 「消費税導入の経済効果—1990年産業連関表を用いた予測とその評価」藤川清史著『グローバル経済の産業連関分析』第9章, pp.247-277, 創文社.
- 本間正明, 滋野由紀子, 福重元嗣 (1995), 「消費税導入による消費者物価上昇効果の分析」『経済研究』, 第46巻3号, pp.193-215.
- 森徹・森田雄一 (2016), 『租税の経済分析—望ましい税制をめざして』中央経済社.
- Abe, N., T. Enda, N. Inakura and A. Tonogi (2015), “Effects of New Goods and Product Turnover on Price Indexes”, RCESR-DP15-2, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- Álvarez L.J., P. Burriel and I. Hernando (2005) “Price Setting Behavior in Spain – Evidence from Micro PPI Data”, *Working Paper Series*, No.522, European Central Bank (Frankfurt, Germany).
- Carbonnier, C (2005), “Is tax shifting asymmetric? Evidence from French VAT reforms, 1995-2000”, *Working Paper*, no.2005-34 (Paris-Jourdan Sciences Economiques, Paris).
- Carbonnier, C (2007), “Who pays sales taxes? Evidence from French VAT reforms, 1987-1999”, *Journal of Public Economics*, Vol.91, pp.1219-1229.
- Gautier, E. (2006), “The Behavior of Producer Prices: Some Evidence from the French PPI Micro Data”, *Working Paper*, Banque de France.
- David Cashin, D. and T. Unayama (2016), “The Impact of a Permanent Income Shock on Consumption: Evidence from Japan’s 2014 VAT increase”, *RIETI Discussion Paper Series*, 16-E-052 (Tokyo, Japan).
- Kosonen, T. (2015), “More and cheaper haircuts after VAT cut? On the efficiency and incidence of service sector consumption taxes”, *Journal of Public Economics*, Vol.131, pp.87-100.
- Tamaoka, M. (1994), “The Regressivity of a Value Added Tax: Tax Credit Method and Subtraction Method – A Japanese Case”, *Fiscal Studies*, vol.15, no.2, pp.57-73.
- Valadkhani, A. (2005), “Goods and Services Tax Effects on Good and Services Included in the Consumer Price Index Basket”, *The Economic Record*, Vol.81, NO.255, S104-S114 (The Economic Society of Australia, Australia)
- Vermeulen, P., D. Dias, M. Dossche, E. Gautier, I. Hernando, R. Sabbatini and H. Stahl (2007), “Price Setting in the Euro Area – Some Stylized Facts from Individual Producer Price Data”, *Working Paper Series*, No.727, European Central Bank (Frankfurt, Germany).

(原稿受付 2017 年 12 月 20 日)