

# インターネット通販の拡大と物価：再検証

古屋 核

## 要旨

日本の CPI 上昇率は、2013 年からプラス基調となっているが、日銀による大規模金融緩和によっても、目標値の 2% を下回る状況が続いている。河田・平野 (2018) は、全国 9 地域のパネルデータを使用して、インターネット通販拡大 (家計のインターネット購買比率増加) が物価上昇を抑制している可能性を示したが、分析期間が 2018 年 3 月までで終わっており、インターネット購買比率が引き続き上昇傾向にある直近の状況を反映できていない。本研究は、インターネット通販拡大がインフレ率減少をもたらすための条件 (適応的予想形成) を明らかにしたうえで、より最近までのデータを用いて河田・平野 (2018) の分析の追加検証を行う。分析の結果、2019 年秋の消費税率引き上げ、2020 年春以降のコロナ禍などの特殊要因をコントロールした後でも、河田・平野 (2018) の推計結果が概ね維持され、インターネット購買比率の増加が、少なくとも短期的には CPI 上昇率に有意な負の影響をもたらしていることが明らかとなる。

## 1. はじめに

過去 25 年ほど、インターネットを通じた財・サービスの取引は飛躍的増加を遂げた。1990 年代、一般個人向けインターネット環境が整備される中で、Amazon (1994 年)、eBay (1995 年)、Booking (1996 年)、楽天 (1997 年)、Alibaba (1999 年) など、電子商取引 (EC) の主要事業者の創業が各国で相次いだ。消費者向け (BtoC) EC 事業の市場規模も米国を先頭に拡大、2001 年から 2020 年までの 20 年間で米国は約 21 倍、英国は約 30 倍、日本は約 15 倍に成長している (図表 1)<sup>(1)</sup>。2000 年代以降、BtoC の EC 市場拡大がとくに顕著だった産業 (書籍、CD、生命保険、パソコン部品、家電等) を中心に、オンライン上での価格調整メカニズムの実証研究も進んだ<sup>(2)</sup>。これらマイクロデータに基づく実証研究の多くは、「オンライン BtoC 取引では従来型 (実

---

(1) 中国の EC 事業は企業間 (BtoB) および消費者間 (CtoC) を中心に発展したが、2008 年頃からのモバイル・インターネットの普及を背景に、Alibaba グループの天貓 (Tmall) 開設に象徴されるような BtoC シフトが進んだ [岡野 (2020)、p.93]。図表 1 のように、中国の BtoC の EC 市場規模は 2001 年の 1.6 億ドルから 2011 年に 567 億ドル (2001 年の 354 倍)、2020 年に約 2.3 兆ドル (同 1.4 万倍) に急伸、これに牽引される形で、世界全体の BtoC の市場規模も 2011 年に 2001 年の 15.6 倍、2020 年に 77.8 倍に拡大した。

(2) 産業レベルのマイクロデータによる先駆的研究例としては、Brynjolfsson and Smith (2000)、

店舗)取引に比べ価格がより伸縮的になる」との結果を提示し、インターネットが消費者の価格比較を容易にし、個別産業レベルでの競争圧力を高めた可能性を示唆している。

2010年代前半以降、欧米諸国において景気回復・失業率低下の傾向が明確となったが、インフレ率は各国中央銀行の目標値を下回る状況が続いた。このような好景気と低インフレの併存の背景として、「EC(とくにAmazonのようなインターネット通販)の拡大が、一般物価の上昇圧力を抑制している」との見解が経済記事等に現れ<sup>(3)</sup>、Yellen(2017)をはじめ中央銀行関係者にも言及されるようになった<sup>(4)</sup>。

一方、日本では、欧米諸国に10年以上先行して低インフレの傾向が顕著となっていた。CPI(生鮮食品およびエネルギーを除く総合、別称コアCPI)の変化率が1999年~2012年に平均-0.51%と緩やかなデフレ傾向が続いたことを受け、日銀は2013年1月に年率2%のインフレ目標を導入、同年4月からは黒田新総裁の下で大規模な金融緩和を実施した。この結果、CPI上昇率は2013年後半からはプラスに転じたが、大規模緩和開始から5年間(2013年4月~2018年3月)の平均上昇率は0.88%と、インフレ目標(2%)からほど遠い状態だった(図表2)。

前例のない金融緩和の下でも物価が上がりにくい理由について、日銀は欧米での論考も参考にしつつ、「インターネット通販の拡大が、実店舗を持つ従来型の小売業での競争圧力を強め、物価を下押ししている可能性がある」とするレポート-河田・平野(2018)-を発表した。このレポートは、家計のインターネット購買比率(家計消費支出に占めるインターネット経由の支出の割合)とCPI(コア)上昇率に関し、2016年2月~18年3月の月次パネルデータを用いて回帰分析を行い、インターネット購買比率の伸びが大きかった時期にCPI上昇率が有意に抑えられる傾向があることを示した<sup>(5)</sup>。

河田・平野(2018)の結果は「アマゾン効果」というキャッチフレーズとともにメディア・経済論壇等でも取り上げられ<sup>(6)</sup>、大きな反響を呼んだが、現時点で振り返ると二つの面で限界があ

---

Brown and Goolsbee(2002)、Chevalier and Goolsbee(2003)、Elisson and Elisson(2009)、日本での代表的分析例としてはMizuno, Nirei, and Watanabe(2010)がある。複数産業・複数国にまたがる、ビッグデータを駆使した代表的分析例としてはGorodnichenko and Talavera(2017)、Cavallo(2017, 2018)、Goolsbee and Klenow(2018)などがある。Jo, Matsuyama, and Weinstein(2019)は、日本の全国消費実態調査を用いて同様の分析を行っている。

(3) Trainer(2016)、Berman(2017)、Cohen and Tankersley(2018)など。

(4) 米国、カナダ、フランスの中央銀行関係者による論考としては、Kliesen and Gason(2017)、Charbonneau et al.(2017)、Coffinet and Perillaud(2017)などがある。

(5) EC取引の普及度とインフレ率との関係を直接的には分析していないが、デジタル化の進行度合(インターネット利用率、IPアドレス数の成長率等)とインフレ率との関係を国際パネルデータで分析した関連研究としてはYi and Choi(2005)、Buchheim and Kedert(2016)、Csonto et al.(2019)などがある。いずれもデジタル化の度合がインフレ率に有意な負の影響をもたらす、との結果を示している。

(6) メディア報道の例としては日本経済新聞(2018)、Reuters(2018)、追加検証の例としては酒井

る。第一に、「インターネット通販拡大による競争激化が個別商品の価格を下押しする」という論旨は、既存のマイクロ実証研究の結果とは合致するものの、このような競争圧力上昇がマクロ経済、とりわけ一般物価にどのように作用するのか、理論的な説明が曖昧となっている。インターネット通販拡大と一般物価上昇率・総所得の変化の関係を、マクロ面から捉え直す作業が急務といえる。第二に、サンプル期間が2018年3月で終わっており、フォローアップの分析がなされていない。図表3のようにインターネット購買比率は2018年3月以降も上昇傾向にあり、河田・平野(2018)の結果がその後も成り立つか、追加検証の余地がある<sup>(7)</sup>。

上述のような先行研究の限界をふまえ、本研究では、インターネット通販拡大とインフレ率の関係について、理論・実証両面から再検討を行う。理論面では、インターネット通販拡大を正の総供給ショック(潜在GDP水準の増大)と捉え、中央銀行がインフレ目標下で安定化を行っている際のマクロ経済の調整過程を分析する。この作業により、1) インターネット通販拡大がインフレ率に与える負の影響は、予想インフレ率と現実の物価水準が乖離している短期に限られること、2) 政策効果の発現・予想インフレ率の調整ともに瞬時に行われる場合、上記効果は短期的にも消失すること、が明らかとなる。次に、理論分析の結果に基づき、適応的予想形成を前提としつつ、河田・平野(2018)の実証分析の追加検証を行う。サンプル期間を直近(2021年8月)まで延長する、異なる需給ギャップの指標を用いる、予想インフレ率にサーベイデータを用いる、などの頑健性チェックを行っても、河田・平野(2018)の推計結果は概ね保持されることが明らかとなる。

上記で略述した主要結果について、以下で詳細を明らかにしていく。次節(第2節)では、インターネット通販拡大のマクロ経済効果を分析するための簡単な理論枠組を提示する。続く第3節では、実証分析の枠組(回帰式)を提示するとともに、推計結果を報告する。終節(第4節)では分析結果を要約するとともに、本研究の限界や今後の課題について言及する。

## 2. インターネット通販拡大のマクロ経済効果—理論的再検討

本節では、Carlin and Soskice(2015, 第3章)の三方程式モデルに基づき、インターネット通販拡大に伴うマクロ調整過程の定式化を行う。モデルはIS、PC、MRと呼ばれる以下の三式から構成される。

$$(IS) \quad y_t = A - br_{t-1}, \quad (b > 0) \quad \text{--- (1)}$$

$$(PC) \quad \pi_t = \pi_t^E + \alpha(y_t - y_e), \quad (\alpha > 0) \quad \text{--- (2)}$$

$$(MR) \quad y_t - y_e = -\alpha\beta(\pi_t - \pi^T), \quad (\beta > 0) \quad \text{--- (3)}$$

---

(2018)が挙げられる。中里(2018)は、1)家電量販店による激しい価格競争と家電価格の下落はインターネット通販が主流化する前から20年以上継続している、2)この間一般物価水準は一様に下落しておらず上下変動を繰り返している、という点を指摘し「『デフレの正体』はネット通販にある」というような短絡的な結論に走ることを戒めている。

(7) 図表3のインターネット購買比率は、「家計状況調査」における二人以上世帯のインターネット利用支出総額を「家計調査」における消費支出額で割って算出した。

上式 (1) (IS) は生産物市場を均衡させる総需要（総生産） $y_t$ と実質利子率 $r_{t-1}$ の組合せを与え、動学的 IS 曲線とも呼ばれる。中央銀行はこの関係式に沿って実質利子率を操作し、総需要を調節する。(1) 式では実質利子率から総需要の作用に一期のラグがある ( $y_t$ が同時期の実質利子率 $r_t$ でなく一期前の実質利子率 $r_{t-1}$ に依存する) ため、中央銀行には一期先の ( $y_t, \pi_t$ ) の値が最適値に近づくよう $r_{t-1}$ を操作する必要がある。

上式 (2) (PC) は予想インフレ率 $\pi_t^E$ と潜在 GDP 水準 $y_e$ を所与とした際のインフレ率 $\pi_t$ と総生産 $y_t$ の関係を表わしたもので、フィリップス曲線（またはインフレ総供給曲線）と呼ばれる。ここでは Carlin and Soskice (2015) に倣い、予想形成は適応的かつ完全に後ろ向き (fully backward-looking) である、すなわち

$$\pi_t^E = \pi_{t-1} \dots (4)$$

が成り立つとする。

上式 (3) (MR) は目標インフレ率 $\pi^T$ を含む中央銀行の損失関数

$$\mathcal{L} = (y_t - y_e)^2 + \beta(\pi_t - \pi^T)^2 \dots (5)$$

をフィリップス曲線 (2) を制約条件として最小化して導出され、フィリップス曲線のシフトに対する中央銀行の最適反応 ( $y_t, \pi_t$ ) を与える<sup>(8)</sup>。

上記 (1) (2) (3) を図示すると図表 4 (a) (b) の IS、PC、MR のようになる。(1) の IS のグラフは ( $y, r$ ) 平面で右下がりに、(2) の PC と (3) の MR のグラフは ( $y, \pi$ ) 平面でそれぞれ右上がり、右下がりになる。総需要・総生産が潜在 GDP に一致し ( $y_t = y_e$ )、インフレ率が現実・予想ともに目標値で一定 ( $\pi_t = \pi_{t-1} = \pi_t^E = \pi^T$ ) になる中期均衡は、図表 4 (b) の A 点で与えられる。(1) 式において $y_t = y_e$ が成り立つような実質利子率を安定化水準 (stabilizing level) と呼び $r_s$ で表すと、 $r_s$ の値は下式で与えられる。

$$y_e = A - br_s \dots (6)$$

中期均衡に対応する ( $y_e, r_s$ ) は図表 4 (a) の IS 上の点 A で表される。

潜在 GDP 水準 $y_e$ は、マクロ経済の供給サイドを示す図表 4 (c) の PS、WS の交点 A によって決定される。図中の PS (Price Setting Schedule) は企業の利潤最大化と整合的な実質賃金 $w$ と雇用水準 $N$ から導出され、ここでは労働に関する線形の生産関数

$$y = \lambda N \dots (7)$$

を前提としているため、グラフ上では $N$ と $y$ が互換的に表されている。PS の方程式は、物価 $P$ 、マークアップ率 $\mu$ 、名目賃金 $W$ を用いて

$$P = \frac{\lambda W}{1+\mu} \dots (8)$$

と表され、実質賃金 $w (= W/P)$ を用いて書き換えると

$$w = \frac{\lambda}{1+\mu} \dots (9)$$

---

(8) MR は Monetary Response の頭文字を省略したものである。

とも表される。一方、図中の WS (Wage Setting Schedule) は、企業が労働需給の逼迫度 (総供給  $y$ ) に応じて雇用者に支払う必要がある実質賃金水準  $w$  を示している。労働市場の様々な制約から、WS は労働供給のグラフの上方に位置し、均衡 ( $y = y_e$ ) においても一定水準の失業が発生することになる。

インターネット通販拡大による競争圧力増加は、(8) 式のマークアップ率  $\mu$  の低下として表せる。この効果は図表 5 の PS の上方シフトとして描かれ、均衡は A 点から Z 点へとシフト、潜在 GDP は  $y_e$  から  $y'_e$  へと増加することになる。このことから、インターネット通販拡大は持続的な正の総供給ショックと解釈できる。

中期均衡が図表 5 の A から Z にシフトする間の調整過程は、図表 6 (a) (b) のように表せる。当初 ( $t = 0$ )、点 A ( $y_e, \pi^T$ ) にあった経済でマークアップ率  $\mu$  の低下と潜在 GDP の  $y'_e$  への増加が生じたとすると、フィリップス曲線は当初の  $PC_0$  から、点 Z ( $y'_e, \pi^T$ ) を通る  $PC'$  へと下方シフトする。ただし、総需要は前期までの実質利子率  $r_s$  に対応しているため、総生産も  $y_e$  にとどまり、均衡は点 B ( $y_e, \pi_0$ ) に移行する。中央銀行は潜在 GDP の増加後に直ちに損失関数 (5) を更新するため、最適反応のグラフも図表 6 (b) の  $MR_0$  から  $MR'$  へとシフトする。また、中央銀行は、民間部門の次期 ( $t = 1$ ) の予想インフレ率  $\pi_1^E$  が  $\pi_0$  に、フィリップス曲線が  $PC_1$  になることを見越し、次期の均衡を  $MR'$  と  $PC_1$  の交点 C に誘導すべく、実質利子率を図表 6 (a) の  $r_0$  に設定する。

マークアップ率  $\mu$  の低下から一期後 ( $t = 1$ ) になると、前期の実質利子率  $r_0$  の影響で均衡は点 C ( $y_1, \pi_1$ ) となる。中央銀行は民間部門の翌期 ( $t = 2$ ) の予想インフレ率  $\pi_2^E$  が  $\pi_1$  に、フィリップス曲線が  $PC_2$  になることを見越し、次期の均衡を  $MR'$  と  $PC_2$  の交点 D に誘導すべく、実質利子率を図表 6 (a) の  $r_1$  に設定する。翌期 ( $t = 2$ ) になると、均衡は実際に点 D ( $y_2, \pi_2$ ) となるが、総生産  $y_2$  が潜在 GDP 水準  $y'_e$  を上回っているため、フィリップス曲線が再び上方シフトし、中央銀行による利上げが続くことになる。この過程は、経済が図表 6 (b) の点 Z ( $y'_e, \pi^T$ ) に到達し、図表 6 (a) の実質利子率が新たな安定化水準  $r'_s$  になるまで続く。

以上をまとめると、1) 実質利子率が総需要に与える影響に一期のラグが存在する、2) 予想形成が適応的かつ完全に後ろ向きである ( $\pi_t^E = \pi_{t-1}$ ) という二つの仮定の下で、インターネット通販拡大のマクロ調整過程は図表 6 (b) の  $A \rightarrow B \rightarrow C \rightarrow D \rightarrow \dots \rightarrow Z$  のような経路で表される。経済が当初の中期均衡 A から新たな中期均衡 Z に移行する間、インフレ率は常に目標インフレ率  $\pi^T$  を下回り、物価上昇が抑えられることがわかる。

ただし、上記のような短期的インフレ抑制効果の存在は、政策効果のラグと予想形成に関するモデルの仮定に依存している点に注意が必要である。仮に政策効果のラグがなく IS の式が

$$y_t = A - br_t \quad \dots (1)'$$

のように表され、予想形成が

$$\pi_t^E = E_{t-1}(\pi_t) \quad \dots (4)'$$

のように合理的かつ前向き (forward-looking) であるとする、マークアップ率  $\mu$  の低下の効果は図表 7 (a) (b) のように表される。潜在 GDP 水準が  $y_e$  から  $y'_e$  に増加すると、図表 7 (b) のように  $PC_0$ 、 $MR_0$  が即座に  $PC'$ 、 $MR'$  へとシフトする。中央銀行はこれを見越し、 $\mu$  の低下と同時に実

質利子率を図表 7 (a) の $r_s$ から $r'_s$ へと引き下げるため、均衡は図表 7 (b) の点 A から点 Z へジャンプする。この場合、インフレ率は終始目標値 $\pi^T$ に等しく、インターネット通販拡大の効果は中期的のみならず短期的にもインフレ率に影響を与えないことになる。

一般に予想形成が部分的に前向きで部分的に後ろ向き、すなわち予想インフレ率が

$$\pi_t^E = \chi E_{t-1}(\pi_t) + (1 - \chi)\pi_{t-1}, \quad (0 \leq \chi \leq 1) \quad \text{--- (10)}$$

のように表される場合、インターネット通販拡大後のマクロ経済の調整過程は図表 6 と図表 7 の中間形態をとり、インフレ率が目標インフレ率 $\pi^T$ を下回る度合いも図表 6 よりも小さくなる。次節では、上記 (10) の特殊ケースとして

$$\pi_t^E = \chi \pi^T + (1 - \chi)\pi_{t-1}, \quad (0 \leq \chi \leq 1) \quad \text{--- (10)'}$$

を仮定し、実証分析を行っていく。

### 3. 河田・平野 (2018) の追加検証

#### A. 実証分析の枠組とデータ

本節では、インターネット通販拡大がインフレ率に与える影響について、河田・平野 (2018) の枠組を利用しつつ、サンプル期間を 2021 年 8 月まで延長して検証を行う。分析にあたっては、前節でみた IS-PC-MR モデルのフィリップス曲線 (PC) を推計し、インターネット通販拡大がフィリップス曲線の有意な下方シフトをもたらしているかをチェックする。

より具体的には、前節 (2) 式のフィリップス曲線を以下のように拡張する。

$$\pi_t = \pi_t^E + \alpha x_t + \gamma \Delta s_t + Z_t' \delta, \quad (\alpha > 0) \quad \text{--- (2)'}$$

上式 (2)' の $\pi_t$ 、 $\pi_t^E$ はインフレ率、予想インフレ率を表す。ここでは前節末と同様、 $\pi_t^E$ に関して以下のような適応的予想形成を仮定する。

$$\pi_t^E = \chi \pi^T + (1 - \chi)\pi_{t-1} = \kappa + \theta \pi_{t-1}, \quad (0 \leq \chi, \theta \leq 1) \quad \text{--- (10)'}$$

(2)'式右辺第二項の $x_t$ は需給ギャップ ( $y_t - y_e$ ) を、第三項の $\Delta s_t$ は消費総額に占める EC シェア (インターネット購買比率)  $s_t$ の変化分を表す。上記 (10)' のような適応的予想の下では、EC シェア $s_t$ の増加はマークアップ率 $\mu$ の低下を通じて一時的にインフレ率を下押しするため、(2)'式第三項 $\Delta s_t$ の係数 $\gamma$ は負になると予想される。(2)'式第四項 $Z_t'$ は、 $\pi_t^E$ 、 $\Delta s_t$ 以外のフィリップス曲線のシフト要因の行ベクトル

$$Z_t' = [D\_tax_t, Kinkyu1_t, Kinkyu2_t, Kinkyu3_t] \quad \text{--- (11)}$$

を表し、河田・平野 (2018) のサンプル期間 (2016 年 2 月～2018 年 3 月) 以降に生じた二つの特殊要因—消費税率引き上げとコロナ禍による緊急事態宣言—に関する時点ダミーで構成される<sup>(9)</sup>。

---

(9) 消費税引き上げは一般的なコストプッシュ要因になるため、(11) の $D\_tax_t$ の回帰係数は正になると予想できる。一方、コロナ禍がフィリップス曲線のシフトに与える影響は、感染対策等によるコ

上式 (2)'の推計にあたっては、右辺第二項の需給ギャップ $x_t$ の変動（主に IS シフトに起因）によってフィリップス曲線上の動きを、その他の項の変動によってフィリップス曲線自体のシフトを識別する。

河田・平野 (2018) と同様、本研究ではフィリップス曲線 (2)' (10)'' (11) を全国 9 地域（北海道、東北、関東、北陸、東海、近畿、中国、四国、九州）の月次パネルデータで推計する。(2)'における変数 $x_t, \Delta s_t$ を $gap_{t-k}, net_{it}$ で置き換えた推計式は以下のようになる。

$$\pi_{it} = \kappa + \theta\pi_{i,t-1} + \alpha \cdot gap_{t-k} + \gamma \cdot net_{it} + Z_t'\delta + a_i + \varepsilon_{it}, \quad (k = 3, 6, 9) \quad \text{--- (12)}$$

上式 (12) において、行ベクトル $Z_t'$ は (11) で定義され、 $a_i$ はクロス・セクションの固定効果、 $\varepsilon_{it}$ は i.i.d.の誤差項を表す。

上記 (11) (12) における変数の構成方法・データ取得源は以下の通りである。まず、(12) 式左辺の $\pi_{it}$ は、全国 9 地域の総合消費者物価指数（生鮮食品・エネルギーを除く、2015 年基準）の対前年変化率で、データ出所は総務省統計局「消費者物価指数」である。

次に説明変数を順に見ていく。(12) 式右辺の $gap_{t-k}$  ( $k = 3, 6, 9$ ) は、日本銀行による需給ギャップ推計の四半期計数を線形補間によって月次化したもので、全地域で共通と仮定している<sup>(10)</sup>。河田・平野 (2018) は 9 ヶ月 (3 四半期) のラグを使用しているが、ここではラグが 3, 6 ヶ月 (1, 2 四半期) の場合も推計する。

(12) 式右辺第四項の変数 $net_{it}$ の構成に際しては、まず各地域の二人以上世帯に関しインターネット購買比率 $s_t$ （1 ヶ月の世帯消費支出額に占めるインターネットを利用した支出の割合）を求め、毎月の前年差 $\Delta s_t$ を計算のうえ後方 2 ヶ月移動平均を取っている。データ出所は総務省統計局「家計調査」及び「家計消費状況調査」である<sup>(11)</sup>。

(11) (12) 式における消費税率引き上げのダミー変数 $D_{tax}_t$ は、2019 年 10 月から 2020 年 9 月まで適用した。また、緊急事態宣言のダミー変数 $Kinkyu1_t, Kinkyu2_t, Kinkyu3_t$ は、それぞれ 2020 年 4~5 月、2021 年 1~3 月、2021 年 4~8 月まで適用した。

河田・平野 (2018) に準拠した上記 (12) の設定に加え、本研究では二種類の代替的な設定でも推計を試みる。代替的な設定の第一は、需給ギャップ $x$ の代理変数として、(12) のような全地域共通の $gap$ でなく地域別の有効求人倍率 $vu$ を用いた以下の推計式である。

$$\pi_{it} = \kappa + \theta\pi_{i,t-1} + \alpha \cdot vu_{i,t-k} + \gamma \cdot net_{it} + Z_t'\delta + a_i + \varepsilon_{it}, \quad (k = 3, 6, 9) \quad \text{--- (13)}$$

有効求人倍率は、厚生労働省「一般職業紹介状況」の都道府県（受理地別）データを、 $\pi_{it}, net_{it}$ と

スト増とデジタル化促進等によるコスト減の両方が考えられるため、(11) のコロナ関連ダミー $Kinkyu1_t \dots Kinkyu3_t$ の回帰係数の符号は先験的には判定できない。

(10) 月次化にあたっては 3, 6, 9, 12 月の値が四半期値に一致するよう変換している。

(11) インターネットを利用した支出に関しては「家計消費状況調査」で九州・沖縄を合わせた値しか得られなかったため、「家計調査」で世帯消費支出の九州・沖縄平均を世帯数で加重平均したうえ求め、九州・沖縄のインターネット購買比率 ( $net_{it}$ ) を計算した。この結果を九州地方の値として代用した。

同様全国 9 地域別に再集計して求めた<sup>(12)</sup>。ラグにかんしては、*gap*と同様、3,6,9 ヶ月の三種類を用いる。

代替的設定の第二は、(12) で用いた適応的予想

$$\pi_t^E = \kappa + \theta\pi_{t-1}, \quad (0 \leq \chi, \theta \leq 1) \quad \text{--- (10)''}$$

の前期 CPI 上昇率 $\pi_{t-1}$ に代わり、家計向けサーベイ（意識調査）に基づくインフレ予想 $\pi_{it}^{SE}$ を使用した以下の推計式である。

$$\pi_{it} = \kappa + \theta\pi_{it}^{SE} + \alpha \cdot \text{gap}_{t-k} + \gamma \cdot \text{net}_{it} + Z_t' \delta + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (k = 3, 6, 9) \quad \text{--- (14)}$$

各地域の予想インフレ率 $\pi_{it}^{SE}$ は内閣府「消費動向調査」における「1 年後の物価の見通し」（二人以上世帯）の分布表を数値変換して求めた<sup>(13)</sup>。

主要変数の記述統計量は図表 8 のようになる。サーベイデータによる予想インフレ率 $\pi^{SE}$ は、現実のインフレ率 $\pi$ と標準偏差はほぼ同じだが、平均値が 1.8%ほど高くなっている。地域別データの得られる $\pi$ ,  $\pi^{SE}$ , *net*, *vu*の分布については、付図 (a) - (d) のようになる。

## B. 推計結果

ここまで提示してきた枠組に沿って、以下では実証分析の結果を見ていく。図表 9 は河田・平野 (2018) に倣った (12) 式の推計結果である<sup>(14)</sup>。前期インフレ率 ( $\pi_{i,t-1}$ )、1~3 四半期前の需給ギャップ ( $\text{gap}_{t-k}, k = 3, 6, 9$ ) とともに係数推定値は 1%水準で有意になっている。分析の焦点であるインターネット購買比率の変化 ( $\text{net}_{i,t}$ ) の係数推定値は有意水準 1%で負となっている。消費税引き上げに関するダミー変数 ( $D_{\text{tax}_t}$ )、緊急事態宣言に関するダミー変数 ( $Kinkyu1_t, \dots, Kinkyu3_t$ ) については係数の符号が安定せず、必ずしも有意にならなかった。

需給ギャップ $x$ の代理変数として地域別有効求人倍率 $vu$ を使用した (13) 式の推計結果は図表 10 のようになる。消費税率引き上げ、緊急事態宣言に関するダミー変数が有意にならないケースはあるものの、分析の焦点であるインターネット購買比率の変化 ( $\text{net}_{i,t}$ ) の係数推定値は有意水準 1%で負となり、他の説明変数についても図表 9 とほぼ同様の結果が得られている。

(12) 文末の付図 (d) に見られるように、サンプル期間における地域別の有効求人倍率は、①比較的高位にある北陸・東海・中国、中位にある東北・関東・近畿・四国・九州、③低位にある北海道の三つのグループに大分できる。

(13) 数値変換に際しては、-5%超を-5%、-5%以上-2%以下を 3.5%、-2%未満から 0%未満を-1%、0%超から 2%未満を 1%、2%以上以下を 3.5%、5%超を 5%として回答割合で加重平均した。なお、被説明変数 ( $\pi_{i,t}$ ) の地域区分 (9 個) が「消費動向調査」におけるサーベイデータの地域区分 (7 個) よりも多いため、北海道と東北、中国と四国の $\pi_{it}^{SE}$ については、それぞれ同一の値を使用した。

(14) サンプル期間は、図表 9 の (1) ~ (3) 列が全期間 (2016 年 2 月~2021 年 8 月)、(4) 列が河田・平野 (2018) と同一 (2016 年 2 月~2018 年 3 月) となっている。(1) ~ (3) 列と (4) 列を比較すると、係数推定値の値は推定の精度はサンプル期間を延長してもほとんど変化しないことが分かる。



前期インフレ率 $\pi_{i,t-1}$ の代わりにサーベイに基づく予想インフレ率 $\pi_{it}^{SE}$ を使用した(14)式の推計式は図表11のようになる。図表9,10の場合よりも回帰式全体の説明力( $\bar{R}^2$ )は下がり、定数項、需給ギャップ、緊急事態宣言ダミーなどの係数推定値が有意でなくなるケースもあるが、概ね図表9,10と同様の結果が得られる。インターネット購買比率の変化( $net_{i,t}$ )の係数推定値は、この場合も有意水準1%で負となっている。

以上の結果より、「予想インフレ率( $\pi_t^E$ )が前期インフレ率( $\pi_{t-1}$ )に依存する」という前提の下で、河田・平野(2018)の分析を、より最近(2021年8月)のデータを用いて追加検証しても、「インターネット通販拡大がCPI(コア)上昇率を鈍化させる」という結果が保持されることが分かった。また、この結果は需給ギャップ、予想インフレ率に関して異なる指標を用いても基本的に変化しないことも明らかとなった。

#### 4. むすび

日本のCPI上昇率は、2013年以降プラス圏に留まっているものの、日銀による前例のない大規模金融緩和によっても目標値の2%を下回る状態が続いている。この中で、インターネット通販拡大による競争圧力増加が、物価上昇を抑える可能性を示唆する日銀レポート—河田・平野(2018)—が発表された。このレポートは、2016~18年についてCPI上昇率を被説明変数、家計のインターネット購買比率の変化分を説明変数とする回帰分析を行い、インターネット購買比率の伸びが大きかった時期にCPI上昇率が有意に低くなる傾向があることを示した。河田・平野(2018)によるこの実証結果は、「アマゾン効果」というキャッチフレーズと共に国内外のメディアでも取り上げられ、大きな反響を呼んだが、1)インターネット通販拡大とインフレ率低下をつなぐマクロ調整過程が明示されていない、2)サンプル期間が2018年3月で終わっており、インターネット購買比率が引き続き上昇傾向にある直近の状況が反映されていない、という二つの限界を持つ。本研究は、これらの限界に対処すべく、インターネット通販拡大とインフレ率の関係について理論・実証両面から再検討を行った。

理論面では、インターネット通販拡大(および競争圧力増大によるマークアップ率低下)をIS-PC-MRモデルでの正の総供給ショックと捉え、インフレ率と需給ギャップ(現実のGDPと潜在GDPの乖離分)を中心とする調整過程を定式化した。この結果、いわゆる「アマゾン効果」が作用するのは、金融政策の効果発現と予想修正に一定の期間を要する場合であり、インターネット通販拡大がインフレ率に与える負の影響も、予想インフレ率と現実のインフレ率が乖離している短期に限られることが明らかとなった。

実証面では、理論面での定式化をふまえ、適応的予想形成を前提としつつ、より最近(2021年8月)までのデータを用いて河田・平野(2018)の分析の追加検証を行った。全国9地域のパネルデータによる回帰分析の結果、2019年秋の消費税率引き上げ、2020年春以降のコロナ禍など特殊要因をコントロールした後でも、河田・平野(2018)の推計結果が概ね維持され、インターネット購買比率の増加が、少なくとも短期的にはCPI上昇率に有意な負の影響をもたらすことが明らかとなった。

本研究には言うまでもなく様々な限界がある。理論面では、日銀が直面しているゼロ金利制約を明示的に分析しておらず、インターネット購買比率上昇の効果の持続期間を過小評価している可能性がある。実証面では、説明変数（とくに需給ギャップ $x_t$ の代理変数である $gap_{t-k}, vu_{i,t-k}$ ）の内生性への対処が不十分な点が最大の問題といえる。これら限界の克服については今後の課題としたい。

図表 1 主要国の消費者向け電子商取引（BtoC EC）の市場規模

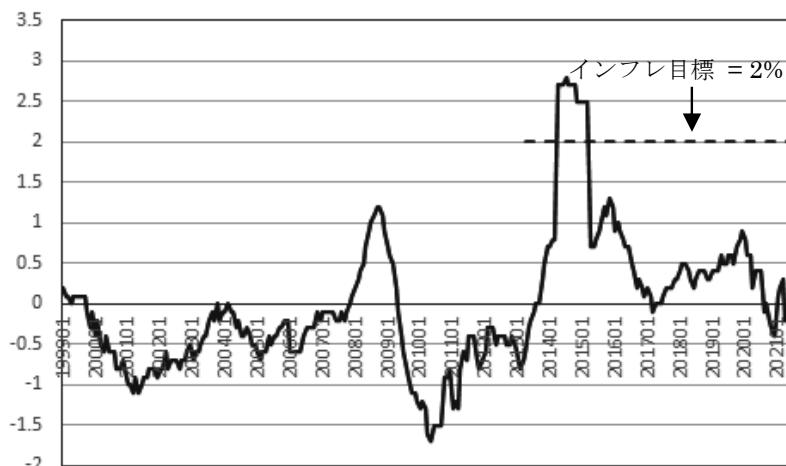
[単位=億ドル、( )内は2001年を1とした指数]

年	米国		中国		英国		日本		全世界	
2000	145	(0.5)	n.a.		n.a.		76	(0.6)	286	(0.5)
2001	276	(1.0)	1.6	(1.0)	60	(1.0)	122	(1.0)	550	(1.0)
2011	1,699	(6.2)	567	(354)	n.a.		1,060	(8.7)	8,570	(15.6)
2012	2,004	(7.3)	1,110	(694)	n.a.		1,192	(9.8)	10,430	(19.0)
2013	2,322	(8.4)	3,158	(1,973)	704	(11.8)	1,144	(9.4)	12,213	(22.2)
2014	2,616	(9.5)	4,263	(2,664)	820	(13.8)	1,208	(9.9)	13,360	(24.3)
2015	2,980	(10.8)	6,720	(4,200)	994	(16.7)	1,138	(9.3)	15,480	(28.1)
2016	3,382	(12.3)	9,276	(5,798)	1,061	(17.8)	1,391	(11.4)	18,450	(33.5)
2017	3,835	(13.9)	11,153	(6,971)	1,126	(18.9)	1,472	(12.1)	23,820	(43.3)
2018	4,432	(16.1)	15,201	(9,501)	1,280	(21.5)	1,629	(13.3)	29,820	(54.2)
2019	5,061	(18.3)	19,384	(12,115)	1,419	(23.8)	1,776	(14.5)	33,540	(61.0)
2020	5,785	(21.0)	22,970	(14,356)	1,804	(30.3)	1,805	(14.8)	42,800	(77.8)

出所：U.S. Census Bureau, eMarketer, 電子商取引推進協議会。米国分は旅行・チケット等を含まない。

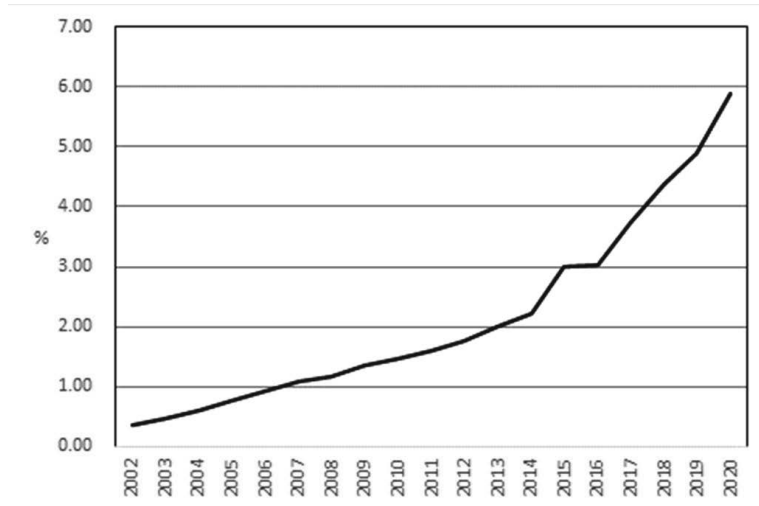
図表 2 消費者物価指数（生鮮食品及びエネルギーを除く総合）の推移

[前年同月比、1999年1月～2021年7月]



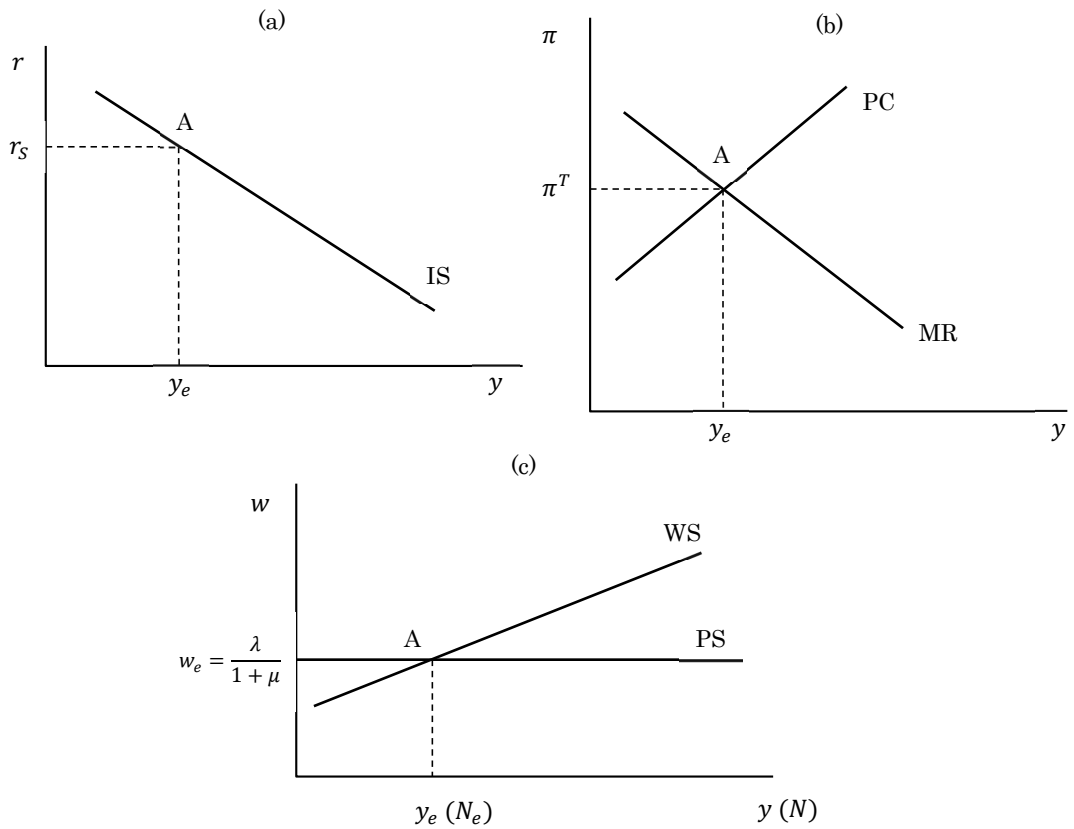
出所：総務省統計局「消費者物価指数」。

図表3 インターネット購買比率の推移

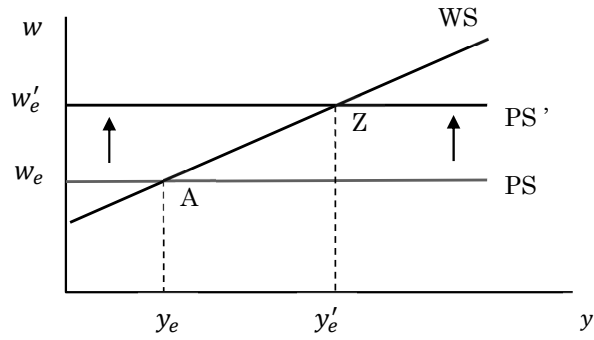


出所: 総務省統計局「家計状況調査」「家計調査」

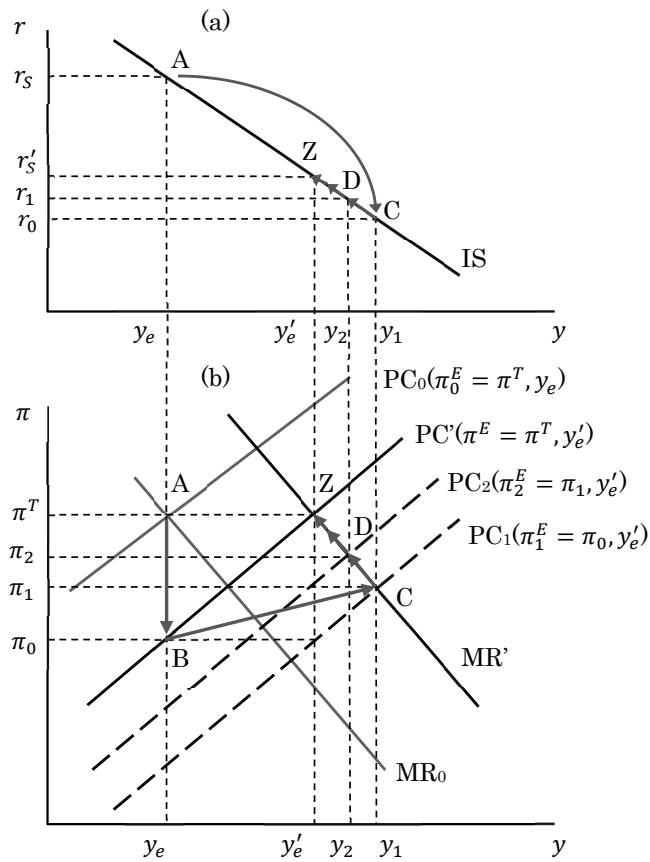
図表4 IS-PC-MR モデルにおける中期均衡の決定



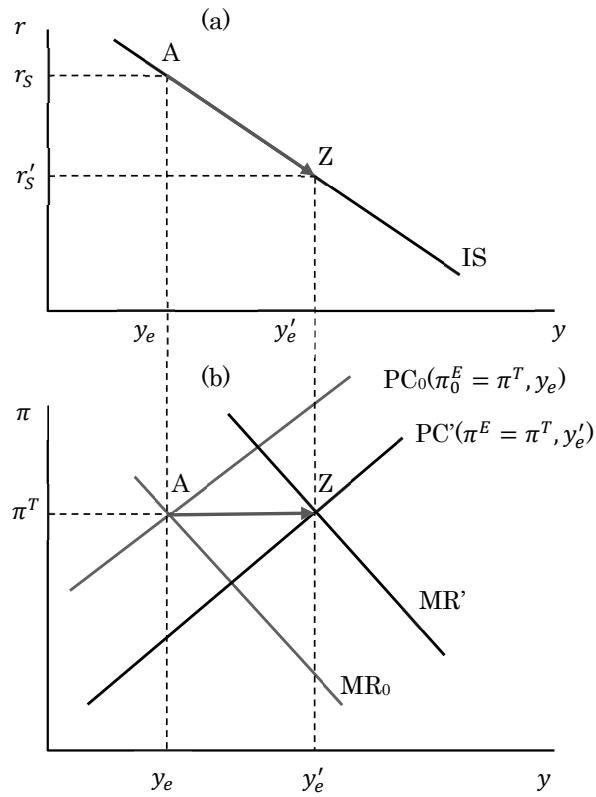
図表5 インターネット通販拡大による潜在GDPの増加



図表6 適応的予想下での潜在GDP増加の効果



図表 7 合理的予想下での潜在GDP 増加の効果



図表 8 主要変数の記述統計量

変数	単位	平均値	標準偏差	最小値	中央値	最大値	観測数
$\pi$	%	0.31	0.35	-0.60	0.30	1.40	603
$\pi^{SE}$	%	2.12	0.36	1.34	2.08	3.06	603
gaplag3	%	0.08	1.66	-4.96	0.44	2.09	603
vulag3	倍	1.43	0.25	0.86	1.47	1.96	603
net	%	0.55	0.58	-1.27	0.51	2.27	603

図表 9 CPI上昇率に関する回帰分析結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	河田・平野			
定数項	<b>0.067</b> *** (0.013) [0.000]	<b>0.063</b> ** (0.013) [0.000]	<b>0.037</b> *** (0.013) [0.005]	<b>0.070</b> *** (0.015) [0.005]
$\pi(-1)$	<b>0.757</b> *** (0.023) [0.000]	<b>0.777</b> *** (0.023) [0.000]	<b>0.824</b> *** (0.022) [0.000]	<b>0.855</b> *** (0.024) [0.000]
$\varepsilon\text{plag}3$	<b>0.046</b> *** (0.004) [0.000]			
$\varepsilon\text{plag}6$		<b>0.050</b> *** (0.006) [0.000]		
$\varepsilon\text{plag}9$			<b>0.080</b> *** (0.008) [0.000]	<b>0.126</b> *** (0.018) [0.000]
net	<b>-0.039</b> *** (0.012) [0.001]	<b>-0.039</b> *** (0.012) [0.001]	<b>-0.054</b> *** (0.012) [0.000]	<b>-0.030</b> * (0.018) [0.098]
D_tax	<b>0.057</b> *** (0.018) [0.002]	-0.017 (0.019) [0.362]	<b>-0.080</b> *** (0.008) [0.000]	
Kinkyu1	<b>-0.119</b> *** (0.039) [0.002]	<b>-0.084</b> ** (0.039) [0.034]	<b>-0.065</b> * (0.039) [0.094]	
Kinkyu2	<b>0.283</b> *** (0.033) [0.000]	<b>0.373</b> *** (0.039) [0.000]	<b>0.484</b> *** (0.044) [0.000]	
Kinkyu3	-0.031 (0.026) [0.235]	0.015 (0.028) [0.588]	<b>0.227</b> *** (0.039) [0.000]	
自由度修正済 R <sup>2</sup>	0.822	0.814	0.821	0.886
S.E. of regression	0.149	0.152	0.149	0.103
D.W.比	1.78	1.73	1.90	2.27
Hausman $\chi^2$	8.424 [0.297]	6.935 [0.436]	5.106 [0.647]	4.738 [0.628]
観測数	603	603	603	234

推計方法はパネル最小二乗法（クロスセクションに関する固定効果を使用）、  
 ( ) 内は標準誤差, [ ] 内はp値. \*\*\*は $p < 0.01$ , \*\*は $p < 0.05$ , \*は $p < 0.1$

図表10 CPI上昇率に関する回帰分析結果（有効求人倍率を使用）

	(1)	(2)	(3)
定数項	<b>-0.374</b> *** (0.060) [0.000]	<b>-0.346</b> ** (0.069) [0.000]	<b>-0.201</b> *** (0.077) [0.009]
$\pi(-1)$	<b>0.813</b> *** (0.022) [0.000]	<b>0.833</b> *** (0.022) [0.000]	<b>0.848</b> *** (0.023) [0.000]
vulag3	<b>0.297</b> *** (0.041) [0.000]		
vulag6		<b>0.280</b> *** (0.047) [0.000]	
vulag9			<b>0.179</b> *** (0.053) [0.001]
net	<b>-0.033</b> *** (0.012) [0.007]	<b>-0.039</b> *** (0.013) [0.002]	<b>-0.039</b> *** (0.013) [0.003]
D_tax	0.018 (0.019) [0.336]	-0.020 (0.019) [0.311]	-0.024 (0.022) [0.262]
Kinkyu1	<b>-0.077</b> * (0.040) [0.054]	<b>-0.078</b> * (0.041) [0.055]	<b>-0.074</b> * (0.041) [0.073]
Kinkyu2	<b>0.284</b> *** (0.036) [0.000]	<b>0.278</b> *** (0.037) [0.000]	<b>0.220</b> *** (0.036) [0.000]
Kinkyu3	0.008 (0.029) [0.783]	0.021 (0.032) [0.503]	-0.010 (0.034) [0.776]
自由度修正済 $R^2$	0.807	0.801	0.793
S.E. of regression	0.155	0.157	0.160
D.W.比	1.76	1.77	1.76
Hausman $\chi^2$	43.058 [0.000]	32.742 [0.000]	14.463 [0.044]
観測数	603	603	603

推計方法はパネル最小二乗法（クロスセクションに関する固定効果を使用）。  
 ( ) 内は標準誤差, [ ] 内はp値。\*\*\*は $p<0.01$ , \*\*は $p<0.05$ , \*は $p<0.1$

図表11 CPI上昇率に関する回帰分析結果（サーベイデータを使用）

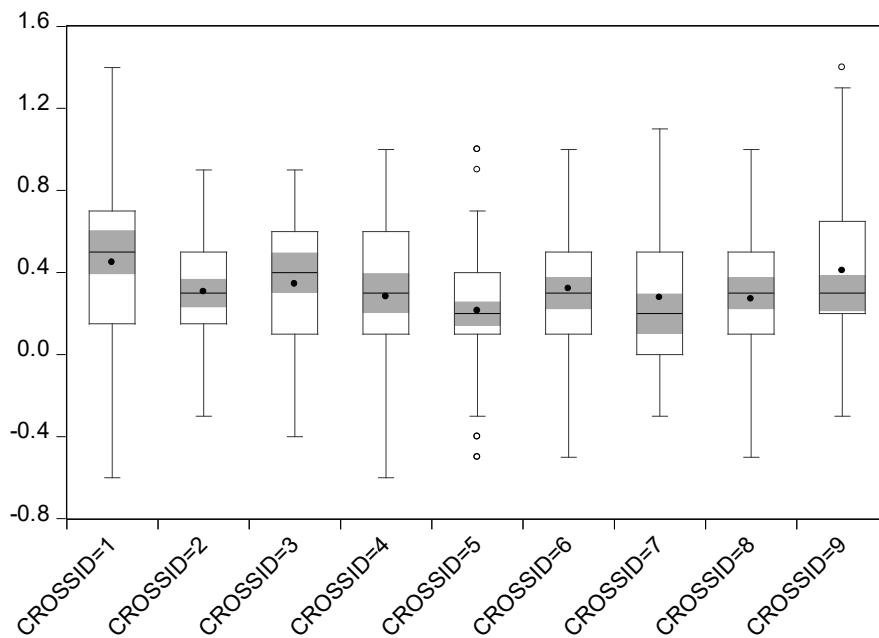
	(1)	(2)	(3)	
定数項	0.082 (0.079) [0.300]	0.104 (0.098) [0.291]	<b>-0.374</b> *** (0.101) [0.000]	
$\pi^{SE}$	<b>0.139</b> *** (0.038) [0.000]	<b>0.134</b> *** (0.047) [0.005]	<b>0.374</b> *** (0.049) [0.000]	
gaplag3	<b>0.079</b> *** (0.009) [0.000]			
gaplag6		<b>0.082</b> *** (0.014) [0.000]		
gaplag9			-0.018 (0.021) [0.407]	
net	<b>-0.180</b> *** (0.019) [0.000]	<b>-0.187</b> *** (0.020) [0.000]	<b>-0.193</b> *** (0.021) [0.000]	
D_tax	<b>0.244</b> *** (0.030) [0.000]	<b>0.127</b> *** (0.032) [0.000]	<b>0.215</b> *** (0.040) [0.000]	
Kinkyu1	<b>-0.228</b> *** (0.065) [0.001]	<b>-0.171</b> ** (0.067) [0.012]	<b>-0.182</b> *** (0.070) [0.009]	
Kinkyu2	<b>0.285</b> *** (0.055) [0.000]	<b>0.412</b> *** (0.070) [0.000]	0.110 (0.087) [0.207]	
Kinkyu3	<b>-0.340</b> *** (0.042) [0.000]	<b>-0.289</b> *** (0.051) [0.000]	<b>-0.536</b> *** (0.089) [0.000]	
自由度修正済 R <sup>2</sup>	0.495	0.453	0.420	
S.E. of regression	0.251	0.261	0.269	
D.W.比	0.42	0.42	0.48	
Hausman $\chi^2$	0.594 [0.999]	0.622 [0.999]	41.832 [0.000]	
観測数	603	603	603	

推計方法はパネル最小二乗法（クロスセクションに関する固定効果を使用）、  
 ( ) 内は標準誤差, [ ] 内はp値. \*\*\*は $p<0.01$ , \*\*は $p<0.05$ , \*は $p<0.1$

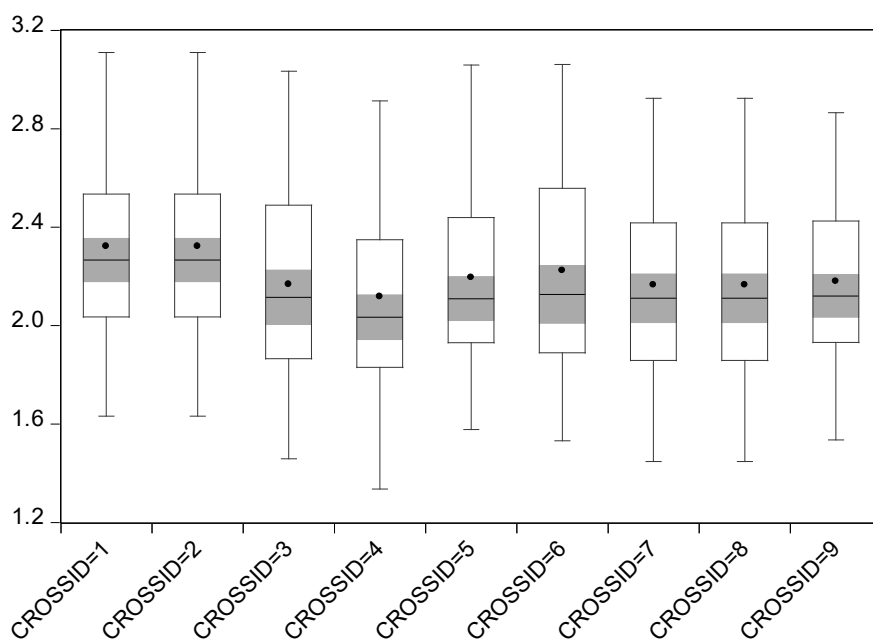


付図 被説明変数・説明変数の地域差

(a)  $\Pi$

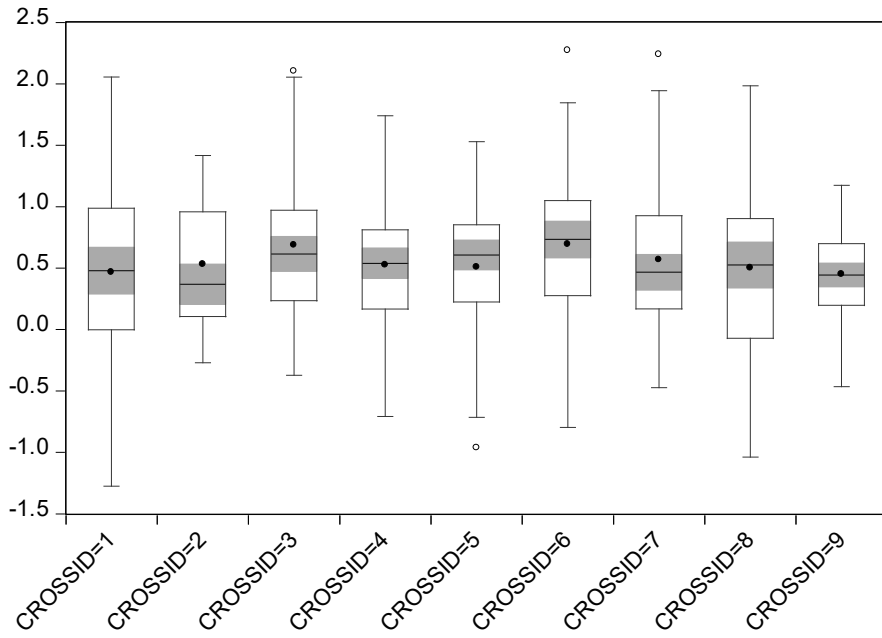


(b)  $\Pi^{\wedge}SE$

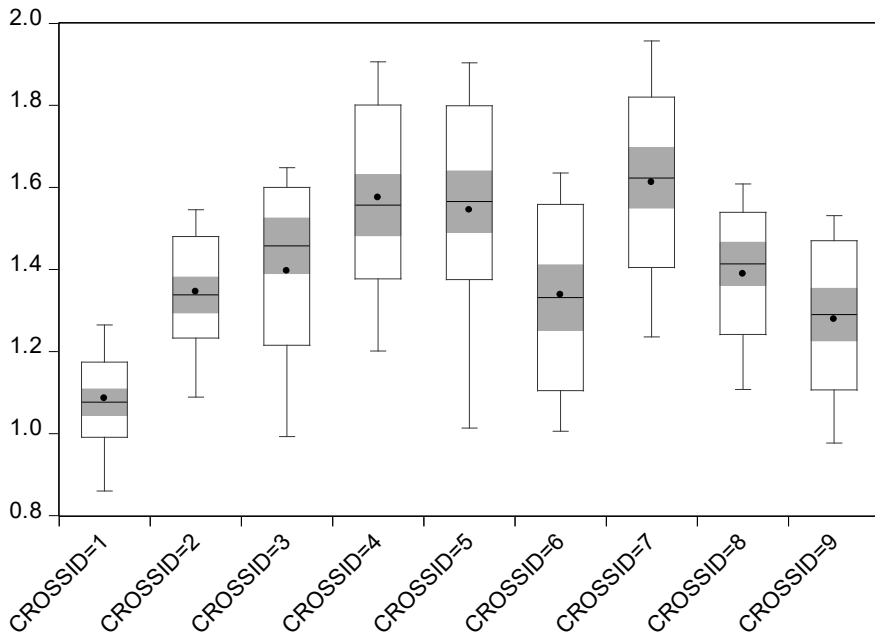


注：CROSSID：1=北海道，2=東北，3=関東，4=北陸，5=東海，6=近畿，7=中国，8=四国，9=九州

(c) NET



(d) VU



注：CROSSID：1=北海道，2=東北，3=関東，4=北陸，5=東海，6=近畿，7=中国，8=四国，9=九州

## 参考文献

- 岡野寿彦 (2020) 『中国デジタル・イノベーション』日経 BP.
- 河田皓史・平野竜一郎 (2018) 「インターネット通販の拡大が物価に与える影響」『日銀レビュー』2018-J-5.
- 酒井才介 (2018) 「EC 市場の光と影」『みずほインサイト』みずほ総合研究所 <https://www.mizuho-ir.co.jp/publication/mhri/research/pdf/insight/jp180712.pdf>
- 中里透 (2018) 「物価はなぜ上がらないのか? - 『アマゾン効果』と『基調的な物価』のあいだ」SYNODOS (7月23日) <https://synodos.jp/opinion/economy/21850/>
- 日本経済新聞 (2018) 「ネット通販、物価 0.2 ポイント下押し」『日本経済新聞』2018年6月19日(朝刊) 2面.
- Berman, Laura (2017) “Amazon Effect: One Cause of Low U.S. Inflation, according to Goldman Sachs,” *TheStreet* (October 18), <http://www.thestreet.com>
- Brown, Jeffrey, and Austan Goolsbee (2002) “Does the Internet Make Markets More Competitive? Evidence from the Life Insurance Industry,” *Journal of Political Economy*, 110 (3), pp.481-507.
- Brynjolfsson, Erik, and Michael Smith (2000) “Frictionless Commerce? A Comparison of Internet and Conventional Retailers,” *Management Science*, 46 (4), pp.563-585.
- Buchheim, Vitor, and Mikael Kedert (2016) “Digitisations Effects on the Inflation Rate: An Empirical Analysis of Possible Digitisation Channels,” Stockholm, INDEK.
- Carlin, Wendy, and David Soskice (2015) *Macroeconomics: Institutions, Instability, and the Financial System*, Oxford University Press.
- Cavallo, Alberto (2017) “Are Online and Offline Prices Similar?” *American Economic Review*, 107 (1), pp.283-303.
- Cavallo, Alberto (2018) “More on Amazon Effects: Online Competition and Pricing Behaviors,” Paper prepared for 2018 Jackson Hole Economic Symposium Conference, pp.291-328.
- Charbonneau, Karyne, Alexa Evans, Subrata Sarker, and Lena Suchanek (2017) “Digitalization and Inflation: A Review of the Literature,” *Staff Analytical Note 2017-20*, Bank of Canada.
- Chevalier, Judith, and Austan Goolsbee (2003) “Measuring Prices and Price Competition Online: Amazon.com and BarnesandNoble.com,” *Quantitative Marketing and Economics*, 1 (2), pp.203-222.
- Coffinet, Jerome, and Simon Perillaud (2017) “Effects of the Internet on Inflation: An Overview of the Literature and Empirical Analyses,” Banque de France.
- Cohen, Patricia, and Jim Tankersley (2018) “E-Commerce Might Help Solve the Mystery of Low Inflation,” *New York Times*, (July 3).
- Csonto, Balazs, Yuxuan Huang, and Camilo Tovar (2019) “Is Digitalization Driving Domestic Inflation?” *IMF Working Paper*, WP/19/271.
- Ellison, Glenn, and Sara Fisher Ellison (2009) “Search, Obfuscation, and Price Elasticities on the Internet,” *Econometrica*, 77 (2), pp.427-452.
- Goolsbee, Austan, and Peter Klenow (2018) “Internet Rising, Prices Falling: Measuring Inflation

- in a World of E-Commerce,” *AEA Papers and Proceedings*, 108 (1), pp.488-492.
- Gorodnichenko, Yuriy, and Oleksandr Talavera (2017) “Price Setting in Online Markets: Basic Facts, International Comparisons, and Cross-Border Integration,” *American Economic Review*, 107 (1), pp.249-282.
- Jo, Yoon J., Misaki Matsumura, and David Weinstein (2019) “The Impact of E-Commerce on Relative Prices and Consumer Welfare,” *NBER Working Papers*, No.26506.
- Kliesen, Kevin, and Charles Gascon (2017) “An Examination of Current Economic Conditions in the Nation and in the Memphis Area,” Federal Reserve Bank of St. Louis Regional Economic Briefing.
- Mizuno, Takayuki, Makoto Nirei, and Tsutomu Watanabe (2010) “Closely Competing Firms and Price Adjustment: Some Findings from an online Marketplace,” *Scandinavian Journal of Economics*, 112 (4), pp.673-696.
- Reuters Staff (2018) “Amazon Effect: BOJ Says Online Shopping Pushing down Core Inflation,” (June 18), <https://www.reuters.com/>
- Trainer, David (2016) “How the Internet Economy Killed Inflation,” *Forbes.com*, (September 28). <https://www.forbes.com/sites/greatspeculations/2016/09/28/>
- Yellen, Janet (2017) “Inflation, Uncertainty, and Monetary Policy,” Board of Governors of the Federal Reserve, (September 26).
- Yi, Myung Hoon, and Changkyu Choi (2005) “The Effect of the Internet on Inflation: Panel Data Evidence,” *Journal of Policy Modeling*, 27 (2), pp.885-889.