



RIETI Discussion Paper Series 23-J-029

電子商取引の進展による地域消費構造の変容と地域経済への影響

石川 良文
南山大学

中村 良平
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

電子商取引の進展による地域消費構造の変容と地域経済への影響¹

石川 良文（南山大学） 中村 良平（経済産業研究所、岡山大学）

要 旨

インターネット購入を中心とする電子商取引の進展は目を見張るものがある。特にコロナ禍において世帯あたりのインターネット利用支出総額と利用世帯割合が大幅に増加し、その市場規模も大きく拡大した。これまでは自地域の近隣に大型量販店があれば消費の流出が生じるため、自地域内での商業立地の促進により域内消費を高めようとしてきた。しかし、電子商取引の場合は店舗立地による競合とは異なる選択行動になっている可能性がある。電子商取引は距離抵抗がないため、消費者側（消費需要の発生元）と供給者側（消費の帰着先）に大きな空間的乖離が生じる。そこで本研究では、地域内の電子商取引による購買率の規定要因を分析した。分析の結果、地域内における小売店舗の立地規模、地域の年齢別人口構成、隣接市町村との近接度、地域の都市化の度合いが影響していることが示された。

消費者の電子商取引への購買行動が高まると、結果として地域内購買率の減少につながる。地域内購買率の減少は、更に産業連関及び所得消費の連関構造を通じて地域循環に影響をもたらす。本研究では、著者らが開発した市町村レベルの所得消費内生型地域間産業連関モデルに域内消費率の変化を組み込み、電子商取引の進展による地域経済への影響を分析した。

キーワード：地域産業連関分析、電子商取引、購買地選択

JEL classification: C67, P25, R15, R58

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

¹本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「地方創生の検証とコロナ禍後の地域経済、都市経済」の成果の一部である。本稿の原案は、経済産業研究所（RIETI）のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。検討会参加者からの多くの有益なコメントに感謝したい。本稿の分析に当たっては、総務省の全国消費実態調査・全国家計構造調査及び家計消費状況調査の調査票情報、経済産業省の商業統計調査及び総務省、経済産業省の経済センサス-活動調査の調査票情報を利用した。

1. はじめに

我が国の B to C-EC 市場（消費者向け電子商取引）は年々拡大している。特にコロナ禍においては人と人の接触を避ける行動変容により、ネットショッピングを利用する世帯は急激に増加し、その支出額も大幅増となった。このような状況は ICT の発達やスマートフォンの普及と共に、巨大ネット通販企業の出現が創り出していると言えるが、それと相まって人口の減少している地方において小売店舗が減少している。E コマースの進展と人口減少により、今後さらに地域に立地する小売店舗が減少する可能性があり、結果として地域における消費が減少すると、移出基盤産業の発展による地方再生策を講じても、望ましい地域経済循環が働かない。つまり、地域で獲得した所得を源泉とした消費が地域外に漏出してしまうのである。さらに、海外のネット通販企業による取引が拡大する場合は、小売サービスの輸入という形で消費需要が海外に漏出することになる。

本研究では、e-コマースの進展と地域特性の関係を分析し、地域における消費先行動変容が地域経済循環構造にどのように影響を与えるのかを分析する。そのため、総務省の全国家計構造調査等のデータを用い、インターネットによる購買率の規定要因を探る。ここで、購買率は市区町村単位での購買率とする。地域経済への影響を分析するためには、地域産業関連モデルが有効であるが、産業関連モデルは個々の産業部門（アクティビティベース）の関連構造と地域間の交易構造を捉えたセミマクロモデルであり、インターネットによる購買率の変化を域内消費率の変化と捉えた分析を行うためである。伝統的な地域産業関連モデルでは、分析対象地域の産業関連表の整備が前提となり、地域産業関連表から各種係数を算出しモデルを適用するが、ここで想定している市町村の分析を行うための市町村産業関連表は、一部を除いて整備されていない。また、市町村レベルの産業関連表が準備されているとしても、伝統的地域内産業関連モデルでは、移出及び移入の地域間交易、また地域間の所得と消費の分配を内生的に取り入れた分析を行うことができない。この点において、既に著者の一人である石川（2019）では、市町村レベルの地域を想定し、所得・消費を内生化した地域間産業関連モデルを開発しており、本研究においてもこのモデルを用いることで、域内小売業の衰退と共にネットショッピングの増加による地域内経済の影響を分析することが可能である。本研究では、インターネット利用の購買率増加が地域経済にどのような影響をもたらすか、その事例として愛知県瀬戸市を取り上げシミュレーションを行う。

消費者の購買行動に関する先行研究としては、従来よりハフモデルや MNL (Multinomial Logit) モデルなどが代表的なモデルとして用いられてきた。例えば、櫻井・今井（2014）では、これらのモデルの比較と精緻化に関する議論、及び東京都区部を対象とした購買地の勢力圏の分析が行われ、MNL モデルの有用性が示されている。また、コロナ禍の電子商取引の動向について、大畑・氏原（2022）は、アンケート調査に基づきコロナ禍におけるネットショッピングの利用頻度とその要因について分析している。本研究では、電子商取引に着目した地域の購買率の規定要因を地域特性の観点から分析するものであり、これらの先行研究とは着眼点が異なる。

電子商取引と地域経済の関係については、近年いくつかの成果が見られるが、Oleg et al.(2022)は、ロシアの地域経済とネット通販の関係性を分析している。分析結果からは、地域経済の発展レベルは、地域により異なるものの、小売売上高に占めるインターネット販売の割合とインターネット販売に従事する組織の割合が影響していることが見出されている。また、Lili et al. (2020) は、中国の都市と農村の所得格差に着目し、電子商取引が都市と農村の所得格差にどのように影響をもたらしたかを分析している。浙江省を対象にした実証分析では、電子商取引と都市部と農村部の所得格差との間には逆 U 字曲線の関係があり、電子商取引の発展により格差が拡大している段階にあることが示されている。これらの研究は、回帰分析等により電子商取引の進展と地域経済の発展あるいは格差を直接分析したものであり、産業関連や所得・消費の関連効果を踏まえ地

域経済の循環構造を明示したモデルによる地域経済への影響分析までには至っていない。

2. 電子商取引の進展とその特徴

我が国の B to C-EC 市場（消費者向け電子商取引）は、経済産業省²によれば 2013 年の 11 兆 1,660 億円から 2021 年には 2 倍近くの 20 兆 6,950 億円になった。2020 年には物販系分野の大幅な市場拡大があったものの、旅行サービスの縮小に伴いサービス分野の市場規模が大幅に減少したため、B to C-EC 市場全体としては 2019 年と比較して若干の減少となった。しかし、2021 年になると特に物販系とデジタル系分野の市場拡大が EC 市場全体の引き上げにつながり、前年比 7.35% の伸びとなった。

コロナ禍は電子商取引を拡大する引き金となった。消費者の行動変容により、ネットショッピングを利用する世帯は、例えば 2019 年 11 月の 43.1% から 2020 年同月には 51.8% とわずか 1 年で 8.7% 増加し、ネットショッピング支出額（インターネットを利用した支出総額（二人以上の世帯、22 品目））も、2019 年 11 月の 14,335 円から 2020 年同月で 19,090 円になり、更に 2021 年同月には 21,858 円と大幅に増加している（図 1）。品目別でも図 2 に見るように、デジタルコンテンツの他、食料や衣類・履物などでもネットショッピングによる支出額が増大しており、従来は最寄りのスーパーや専門店で購入していたものがネット購入に移行していることが伺える³。

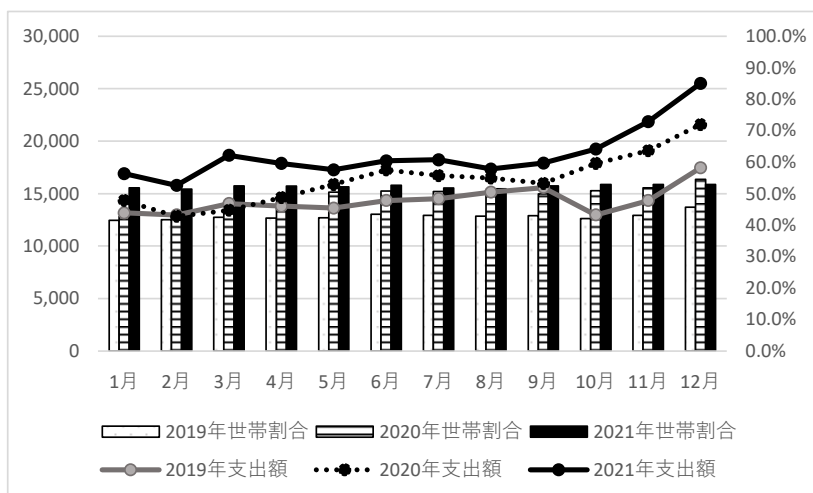


図1 ネットショッピング利用世帯割合とネットショッピング支出額の推移
出所) 総務省「家計消費状況調査」より著者作成

² 経済産業省商務情報政策局情報経済課「令和3年度電子商取引に関する市場調査報告書」

³ 総務省「家計消費状況調査」の調査票情報から部門別地域別の詳細分析を行ったが、ここでは既に総務省から公表されている支出状況を示す。

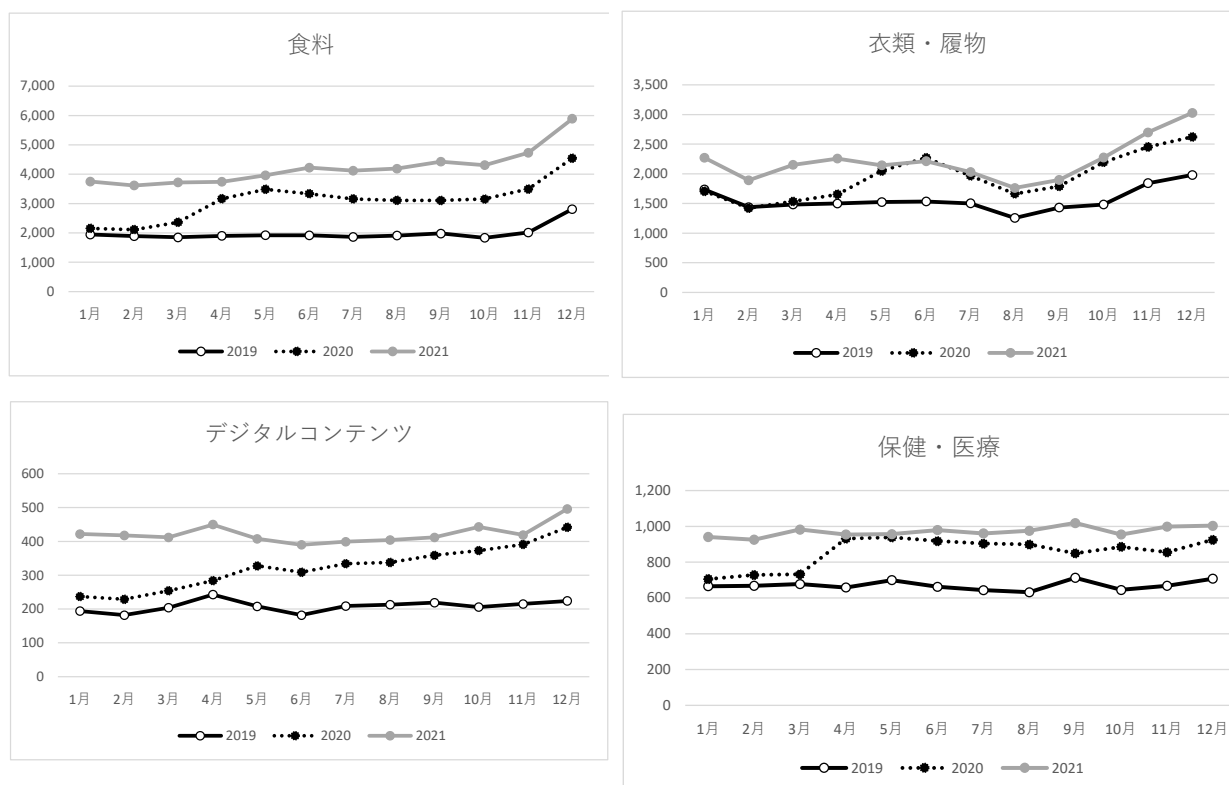


図2 品目別ネットショッピング支出額の推移

出所) 総務省「家計消費状況調査」より著者作成

eコマースの進展は、商業部門におけるインターネットによる販売額でもみることができる。2014年時点で日本全体でのインターネットによる販売額2兆4,973億円のうち東京都で7,277億円と日本全国の約29%を占め、東京都を含む上位5都県で約6割(59.8%)の占有となっている(図3)。通信販売・訪問販売小売業のうち販売形態としてインターネットによる販売額についても同様の傾向であり、東京の30.5%を筆頭に上位5都県で全体の65.7%を占める⁴。このような状況は、地方における消費者のネットショッピングの増加が地方からの消費需要の漏出を表しており、その漏出により更に小売業の撤退が余儀なくされ、地域経済循環に多大な影響を及ぼすことが懸念される。

⁴ 平成26年商業統計調査から都道府県別に集計した。

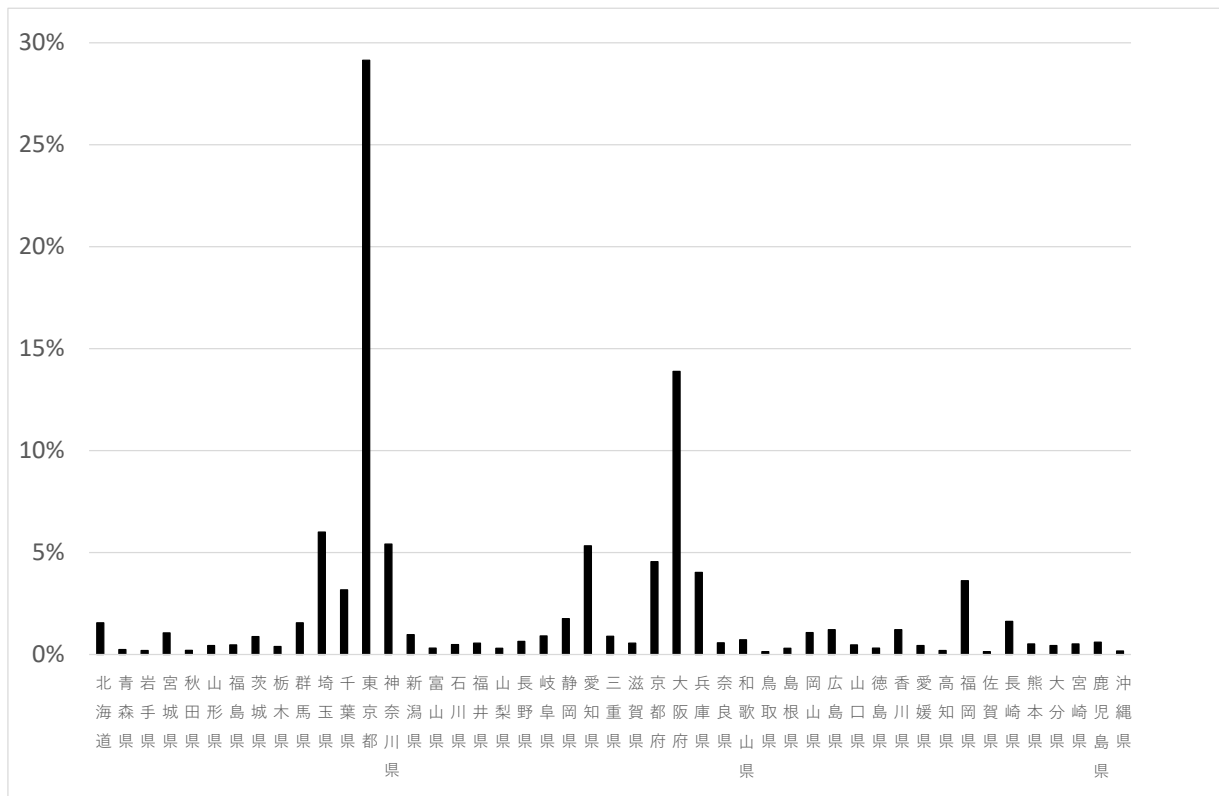


図3 インターネットによる販売額の都道府県別割合

出所) 経済産業省「商業統計調査」(2014)より著者作成

一方、各都道府県における小売販売額のうち通信・カタログ販売の販売額の割合⁵を見ると、長崎県(11.3%)、香川県(5.8%)といった地方部において、通信・カタログ販売の割合が高い地域が見られる。これらの地域では、ネット販売・カタログ販売といった業態特性から、全国の購買力を吸収していると考えられ、店頭販売の小売店舗が少なくても、小売業全体としては地域経済をけん引している可能性がある。

⁵ 平成26年商業統計調査から都道府県別に集計した。

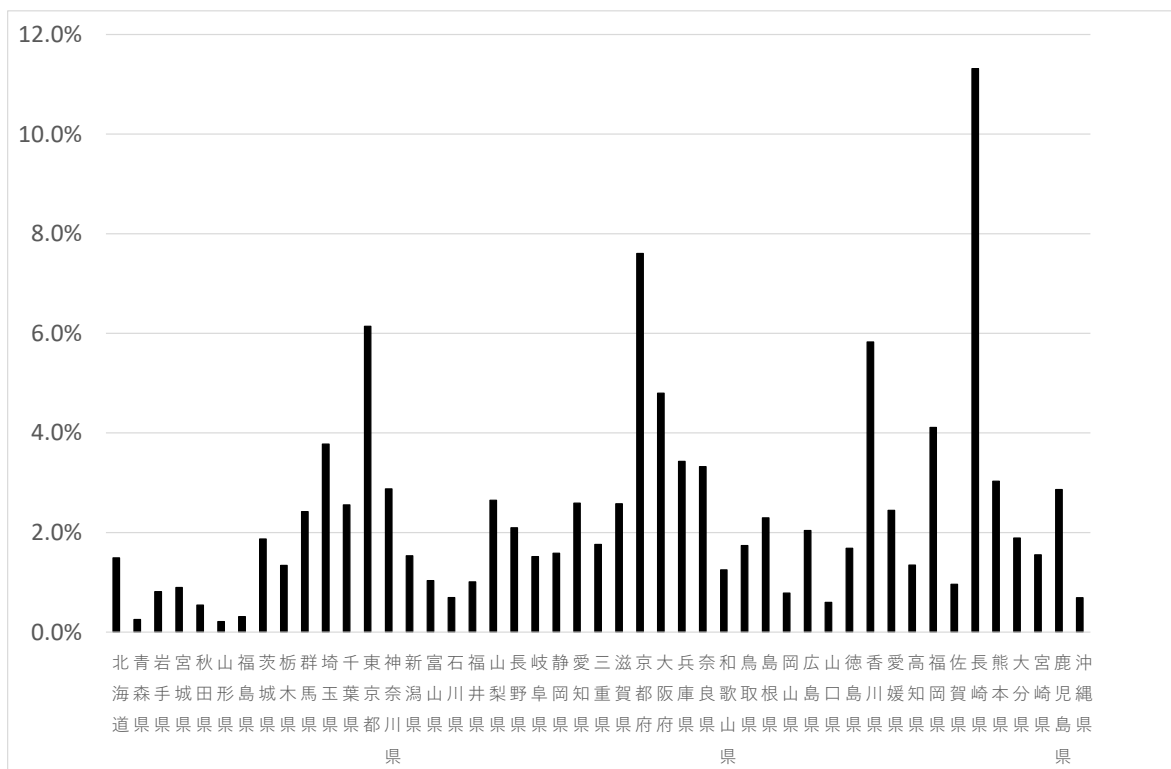


図4 各都道府県における小売販売額のうち通信・カタログ販売の占める割合
出所) 経済産業省「商業統計調査」(2014)より著者作成

3. 地域別購買先の規定要因

(1) データ

本研究では、電子商取引の進展による地域経済影響を分析する手法の検討とその事例分析を行うため、地域を単位とした購買先の規定要因を分析する⁶。そのため、まず市区町村レベルでの購入先の購買率データを作成する。購入先の判明する消費関連データとして総務省の全国家計構造調査の調査票情報を用いる。全国家計構造調査は、1959年から2014年まで全国消費実態調査として実施された調査であり、2019年の標本数は簡易調査、基本調査など約9万世帯、そのうち基本調査等で家計簿による支出が調査されている。調査項目としては、性別、年齢、配偶者の有無等の属性の他、収入、支出の内訳があり、特に支出については、品目サービス別の購入地域、購入先が調査されている。品目分類としては、例えば食料については、穀類、魚介類、肉類など詳細な品目別に市内、県内市外、県外の地域別、通信販売（インターネット・その他別）といったどこでどのように購入したかが調査されている。この調査票情報を市区町村別に集計し、まず品目別の購入先別の購買率データを作成した。ここで、作成した地域別データの購入先は、市内、市外県内、県外、通信販売（その他）、通信販売（インターネット）である。本研究では、最終的に地域産業連関モデルに外挿する域内消費率を規定する要因を分析するため、品目別の購入先購買率データを更に産業連関表の小売部門に集計する。その際、購入品目別の購入金額によるウェイトを加味するため、全国家計構造調査の支出内訳をウェイトとして小売部門として集計した。全国家計構造調査のデータを用いれば小売部門以外に、飲

⁶ 本研究では、市区町村単位の購買率の規定要因を分析したが、併せて世帯単位での支出先地域の規定要因についても分析を行った。この結果については補論に示す。

食サービス、洗濯・理容・美容・浴場業などの部門に集計してその購入先別購買率を求めることができるが、本研究では小売商業の立地の影響を特に分析するため、小売部門の地域内（市区町村内）購買率を図5に示す。

購入先別の購買率の規定要因としては、地域内の小売店舗立地、人口構造、隣接市町村との近接度、地域の都市化と魅力度が影響していると仮定し、表1に示すように購買率の要因を表す複数のデータセットを用意した。

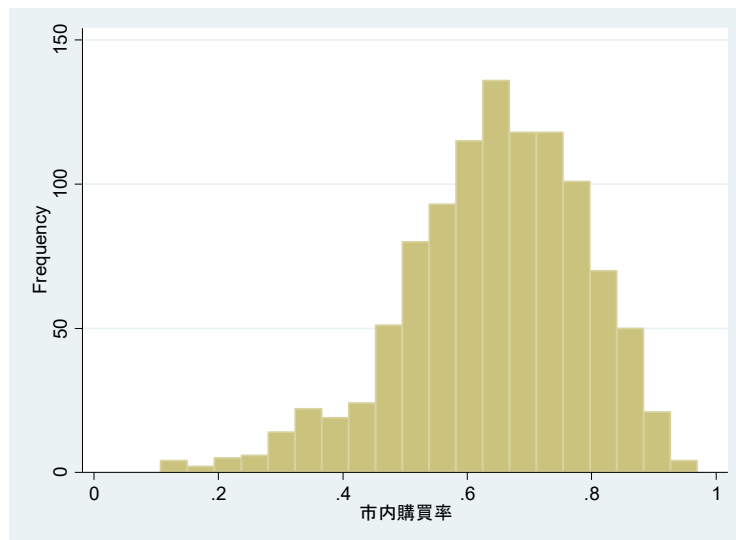


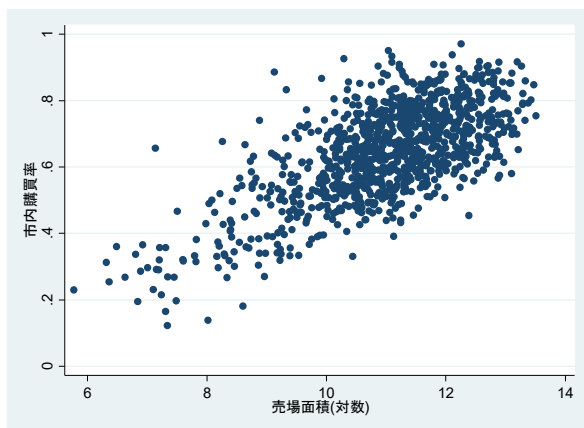
図5 小売業の地域内購買率分布

(2) 分析結果

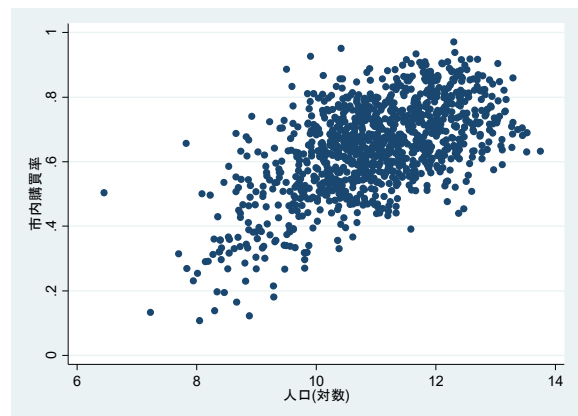
地域内購買率とネット購買率を目的変数、それ以外の変数を説明変数として重回帰分析により要因分析を行った。まず、予備的検討として、小売店舗の売り場面積と地域内購買率及びネット購買率の関係を示したのが図6である。地域内購買率と売り場面積（対数）は相関係数0.67、地域内購買率と人口（対数）は0.57であり、地域内購買率は人口より売り場面積の方が相関は高い。人口規模といった需要側の要因より、売場面積のような供給側の要因が地域内購買率に影響を与えることを示唆するものである。一方、ネット購買率と売り場面積（対数）、人口（対数）の相関係数は、それぞれ0.18、0.24であり、人口規模の方が小売業の売り場面積よりやや相関が高い結果であった。

表1 目的変数と説明変数の候補リスト

Variable	label	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Y1	市内購買率	0.6433712	0.1445334	0.1072555	0.970339
Y5	ネット購買率	0.0159848	0.0143526	0.0011099	0.1623616
X4	事業所数	647.7127	655.4889	9	4218
X5	従業者数	5194.584	5818.308	31	36463
X6	販売額	114048.6	156168.6	612	1687750
X7	売場面積	111009.2	119377.7	322	736919
X20	人口	103121.1	116421.9	634	943664
X23	人口(15-64)	61763.7	73837.64	281	642499
X24	人口(65-)	29031.01	29567.7	284	191693
X28	人口(20-30)	21257.12	27152.41	104	258524
X31	人口比(15-64)	0.5637199	0.0563084	0.3702899	0.7221403
X32	人口比(65-)	0.3206612	0.0682863	0.1460406	0.5594203
X36	人口比(20-30)	0.1840756	0.0373019	0.09761	0.3392485
X47	距離	103661.3	114401.8	615	903346
X48	人口集中地区人口	74077.27	109116.2	0	903346
X49	人口集中地区面積	10.91387	13.94481	0	93.42
X50	面積	21358.53	25467.72	347	217761
X51	可住地面積	7831.332	7373.487	243	47441
X54	人口密度	21.71912	37.81787	0.0610073	231.8209
X56	滞留休日昼	103288.1	114506.3	677	853983
X66	滞留休日総計	103474.8	114102.3	565	872231
X73	昼間人口	102815.7	126065.8	623	1181809
X75	シン普森バラエティ	0.7059587	0.0348319	0.32	0.7636112
				Obs	1053



売り場面積 (対数)



人口 (対数)

図6 地域内購買率と地域規模の相関

これらの主要な要因をベースに、地域内の小売店舗立地、人口構造、隣接市町村との近接度、地域の都市化と魅力度を表す説明変数を用いた分析結果を以下に示す。

まず、地域内購買率の要因として、説明変数が売り場面積 (対数)、高齢人口割合 (65 歳以上)、隣接市区

町村までの総距離、可住地面積からなる重回帰式 (Model1) が得られた。この結果によれば、売場面積の増加は地域内購買率の増加に寄与するが、反対に小売業が撤退し売り場面積が縮減した場合、地域内購買率は減少することを意味する。また、地域の高齢化は域内消費率を高めることが示唆され、高齢者は最寄りの店舗で購入する嗜好が高い。また、隣接市区町村までの距離が遠い場合は、距離抵抗が働くことから地域内購買率を下げると考えられ、可住地面積が大きい都市的地域の方が域内消費率を高めることが示された。

地域に住む人口構造が地域内購買率に影響を与えることが示唆されたため、人口構成の説明変数を生産年齢人口割合 (15歳~64歳) にしたモデル (Model2) では、回帰係数が負値となり、生産年齢人口の割合が高い地域では地域内購買率は減少することが示された。これは比較的若い人を含む働く年齢層は、就業地での消費などを含め地域外での消費嗜好があるためと考えられる。

なお、Model2 に対して、都市的地域を表す変数として人口密度を説明変数とした場合 (Model3) でも、統計的に優位な結果となった。

これまでの予備的検討を踏まえた上で、地域内購買率が百分率データであることから、購買率をロジット変換したモデルを Model4 として分析した。自由度修正済み決定係数は若干下がるものの、地域内購買率は売り場面積 (対数)、老齢人口割合 (65歳以上)、隣接市区町村までの総距離、可住地面積で説明され、売場面積の減少は地域内購買率を下げると一方、高齢化は域内消費率を高める方向にあることが示された。

表2 地域内購買率の分析結果

<Model 1>

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	1,040
Model	11.5160365	4	2.87900912	F(4, 1035)	=	305.06
Residual	9.76793585	1,035	.009437619	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.5411
				Adj R-squared	=	0.5393
Total	21.2839723	1,039	.020485055	Root MSE	=	.09715

Y1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
X11	.1001941	.0039408	25.42	0.000	.0924612 .107927
X32	.4991735	.0621131	8.04	0.000	.3772915 .6210554
X47	-1.67e-07	3.75e-08	-4.47	0.000	-2.41e-07 -9.39e-08
X51	1.20e-06	4.87e-07	2.46	0.014	2.40e-07 2.15e-06
_cons	-.6099072	.0531079	-11.48	0.000	-.7141186 -.5056957

<Model 2>

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	1,040
Model	11.3885316	4	2.84713289	F(4, 1035)	=	297.79
Residual	9.89544078	1,035	.009560812	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.5351
				Adj R-squared	=	0.5333
Total	21.2839723	1,039	.020485055	Root MSE	=	.09778

Y1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
X11	.0985105	.0039716	24.80	0.000	.0907172 .1063037
X31	-.5625077	.0792207	-7.10	0.000	-.7179592 -.4070563
X47	-1.53e-07	3.82e-08	-4.00	0.000	-2.28e-07 -7.79e-08
X51	1.24e-06	5.00e-07	2.49	0.013	2.64e-07 2.23e-06
_cons	-.1160466	.041906	-2.77	0.006	-.1982769 -.0338162

注 ; X11 は表1における X7 売り場面積の対数

<Model 3>

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	1,048
Model	11.4616611	4	2.86541527	F(4, 1043)	=	300.81
Residual	9.93511316	1,043	.009525516	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.5357
				Adj R-squared	=	0.5339
Total	21.3967742	1,047	.02043627	Root MSE	=	.0976

Y1	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
X11	.1061114	.0036875	28.78	0.000	.0988756 .1133471
X31	-.8103584	.0840421	-9.64	0.000	-.9752693 -.6454475
X47	-1.90e-07	4.04e-08	-4.72	0.000	-2.70e-07 -1.11e-07
X54	.0003613	.0001119	3.23	0.001	.0001417 .0005809
_cons	-.0539573	.0440462	-1.23	0.221	-.1403866 .0324719

<Model 4>

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	1,040
Model	242.957292	4	60.739323	F(4, 1035)	=	251.58
Residual	249.878932	1,035	.24142892	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.4930
				Adj R-squared	=	0.4910
Total	492.836224	1,039	.474337078	Root MSE	=	.49135

Y7	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
X11	.4525782	.019932	22.71	0.000	.4134665 .49169
X32	2.269234	.3141569	7.22	0.000	1.652777 2.885691
X47	-6.58e-07	1.89e-07	-3.47	0.001	-1.03e-06 -2.86e-07
X51	5.97e-06	2.46e-06	2.42	0.016	1.14e-06 .0000108
_cons	-5.030835	.2686103	-18.73	0.000	-5.557918 -4.503752

ネット購買率も同様に、地域内の小売店舗立地、人口構造、隣接市町村との近接度、地域の都市化と魅力度を表す説明変数を用いた分析結果を以下に示す。

まず、ネット購買率の要因として、説明変数が売り場面積（対数）、生産年齢人口割合（15～64歳）、隣接市区町村までの総距離、可住地面積からなる重回帰式（Model 5）が得られた。この結果によれば、売場面積の増加はネット購買率の減少に寄与するが、反対に小売業が撤退し売り場面積が縮減した場合、ネット購買率は増加する。これは地域内購買率と同様に地域内の小売業立地の影響がネット購買率に変化をもたらし、これにより地域内購買率が変動することを意味する。また、地域の生産年齢人口の相対的な増加はネット購買率を高めることが示唆され、生産年齢人口にあたる消費者はネット購入に親しんだ嗜好を持つと言えよう。隣接市区町村までの距離が遠い場合は、遠方で購入することが困難なためネット購入の嗜好になり、可住地面積が小さい地方の方がネット購買率を高めることが示唆された。

Model 5で人口構成がネット購買率に影響を与えることが示唆されたため、更に若い年齢層がネット購買を嗜好すると仮定し、人口構成を示す説明変数として20代から30代の年齢層の人口構成比率（Model 6）にしたが、説明変数の入れ替えによる大きな影響は見られなかった。

地域内購買率と同様、ネット購買率も百分率データであることから、ネット購買率をロジット変換したモデルをModel 7として分析した。Model 5では可住地面積が統計的に優位であったが、ネット購買率をロジット変換した場合、可住地面積は優位にならなかったため、それを外したモデルとして分析した。その結果、ネット購買率は売り場面積（対数）、生産年齢人口割合（15-64歳）、隣接市区町村までの総距離で説明され、売場面積の減少がネット購買率を上げ、生産年齢人口の相対的な増加はネット購買率を高める方向にあることが示された。

表3 ネット購買率の分析結果

<Model 5>

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	1,040
Model	.024793332	4	.006198333	F(4, 1035)	=	34.41
Residual	.186426473	1,035	.000180122	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.1174
				Adj R-squared	=	0.1140
Total	.211219804	1,039	.000203291	Root MSE	=	.01342

Y5	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
X11	-.0011427	.0005451	-2.10	0.036	-.0022124	-.000073
X31	.058712	.0108736	5.40	0.000	.0373751	.0800488
X47	2.57e-08	5.25e-09	4.90	0.000	1.54e-08	3.60e-08
X51	-2.17e-07	6.86e-08	-3.16	0.002	-3.51e-07	-8.20e-08
_cons	-.0055109	.0057519	-0.96	0.338	-.0167976	.0057758

<Model 6>

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	1,040
Model	.024671915	4	.006167979	F(4, 1035)	=	34.22
Residual	.186547889	1,035	.00018024	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.1168
				Adj R-squared	=	0.1134
Total	.211219804	1,039	.000203291	Root MSE	=	.01343

Y5	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
X11	-.0009243	.0005274	-1.75	0.080	-.0019591	.0001105
X36	.0820708	.0153836	5.33	0.000	.0518842	.1122574
X47	2.61e-08	5.24e-09	4.99	0.000	1.59e-08	3.64e-08
X51	-2.27e-07	6.78e-08	-3.35	0.001	-3.60e-07	-9.42e-08
_cons	.0101205	.0047592	2.13	0.034	.0007818	.0194592

<Model 7>

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	1,048
Model	83.2628699	3	27.75429	F(3, 1044)	=	40.99
Residual	706.942592	1,044	.677148077	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.1054
				Adj R-squared	=	0.1028
Total	790.205462	1,047	.754733011	Root MSE	=	.82289

Y11	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
X11	-.070527	.029977	-2.35	0.019	-.1293491	-.0117049
X31	3.770821	.5830247	6.47	0.000	2.626787	4.914854
X47	1.56e-06	3.20e-07	4.86	0.000	9.29e-07	2.19e-06
_cons	-5.967468	.3486999	-17.11	0.000	-6.6517	-5.283235

4. 電子商取引の進展による地域経済への影響

(1) 分析方法

消費者の電子商取引への購買行動が高まると、結果として地域内購買率の減少につながる。地域内購買率の減少は、更に産業連関及び所得消費の連関構造を通じて地域循環に影響をもたらす。本研究では、著者らが開発した市町村レベルの所得消費内生型地域間産業連関モデルに域内消費率の変化を組み込み、電子商取引の進展による地域経済への影響を分析する。

ここでは、著者が既に開発している所得消費内生型地域間産業連関モデルを石川（2019）に基づき概説する。従来型の地域産業連関分析に関する諸課題は、石川・中村（2017）で既に指摘しているように、一つ

は、地域間交易の扱いである。既存の産業連関表のほとんどは、単一地域を対象とした地域内産業連関表の形式をとっており、一般に競争移輸入型地域内産業連関モデルが適用される。このモデルでは、移輸入は内生的に扱うものの移輸出は外生扱いになっており、地域間の交易構造が十分考慮されていない。また、一般に用いられるレオンチェフ逆行列によるモデルでは、その生産から生じる所得が更に消費に回り消費需要として生産を誘発するといった、所得・消費の循環構造については考慮しない。発生した所得は労働者の通勤により地域外に漏出し、地域内で居住する労働者も一部の消費活動は地域外で行うため、通常消費内生型の地域内産業連関モデルではその消費の漏出も考慮されない。これらの問題に対して石川（2004）では、小地域を対象として小地域・大地域・その他全国の3地域間の構造において所得・消費の内生モデルの構築を行っており、さらにLeeuwen et.al(2016)では、イギリスの小地域を対象に所得・消費の内生モデルを開発している。また、Hewings et al.(2001)では、シカゴ都市圏を対象に地域間モデルにおいて消費が内生化されている。しかし、これらのモデル構築とそれを用いた事例分析では、既に当該地域を対象とした地域産業連関表を用いるか、SLQのような簡易の地域間交易モデルで自給率を推計するなど、地域間交易推計の面で課題があった。

そこでこれらの問題に対応した石川（2019）では、当該地域の地域内産業連関表が作成されなくても、精度の高いノンサーベイ手法による地域間交易推計を内包した所得・消費内生型地域間産業連関モデルを構築している。石川モデルは、ある特定地域における地域政策の影響を分析するための汎用的な産業連関モデルを構築することを主な目的としており、国内を特定地域とその他全国の2地域に分割したモデルとなっている。このことによって、地域間のフィードバック効果を漏れなく計測でき、所得消費の循環構造において所得発生地と居住地、消費地の関係が明示的に考慮される。そこで、2地域の財サービスの需給バランス式と所得のバランス式及びケインズ型の消費関数から、以下の所得消費を内生化した2地域間産業連関モデルが導出できる。

$$\begin{bmatrix} X_1 \\ Y_1 \\ X_2 \\ Y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} [I - (I - \bar{M}_1)A_{11}] & -c_1(I - C_{21} - C_{w1}) & -A_{12} & -c_2C_{12} \\ -D_{11}V_1 & I & -D_{21}V_2 & 0 \\ -A_{21} & -c_1C_{21} & [I - (I - \bar{M}_2)A_{22}] & -c_2(I - C_{12} - C_{w2}) \\ -D_{12}V_1 & 0 & -D_{22}V_2 & I \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} I - \bar{N}_1 - \bar{M}_1 & 0 & \bar{N}_2 & 0 \\ 0 & I & 0 & 0 \\ \bar{N}_1 & 0 & I - \bar{N}_2 - \bar{M}_2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_{o1} \\ F_{DY1} \\ F_{o2} \\ F_{DY2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} E_1 \\ 0 \\ E_2 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (1)$$

ここで、 X_r : r 地域の生産額ベクトル A_{rr} : r 地域の地域内投入係数行列
 A_{sr} : r s 地域間の地域間投入係数行列 N_r : 地域 r の移入係数行列
 M_r : r 地域の輸入係数行列 E_r : 地域 r の輸出係数行列
 C_{rs} : 地域 r から地域 s の消費係数行列 Y_r : r 地域の所得額ベクトル
 D_{rs} : 地域 r から地域 s への通勤率行列 V_r : 地域 r の雇用者所得率
 F_{DY} : 地域 r の外生所得ベクトル c_r : 地域 r の消費性向
 F_{or} : 地域 r における家計消費支出以外の最終需要ベクトル

2地域間産業連関モデルの実際の構築にあたっては、まず当該地域の地域投入係数を推計する必要がある。

ノンサーベイ型の手法による場合、地域の投入係数 a_{ij}^r は以下で示される。

$$a_{ij}^r = \beta_{ij} \cdot a_{ij}^n \quad (2)$$

a_{ij}^r : 地域 r の地域投入係数
 β_{ij} : 地域間交易係数
 a_{ij}^n : 全国またはベンチマーク地域の投入係数

地域間投入係数をノンサーベイ手法により推計する方法として、Kowalewski(2015)による SFLQ が適用される。Kowalewski のモデルでは、地域供給係数の修正係数を産業別に与えており、SLQ あるいは、CILQ に修正係数を乗じて新たな地域供給係数を推計している。以下が、その修正地域供給係数の推定式である。

$$SLQ_i = \frac{Q_i^r / \sum_i Q_i^r}{Q_i^n / \sum_i Q_i^n} = \frac{Q_i^r}{Q_i^n} \cdot \frac{\sum_i Q_i^n}{\sum_i Q_i^r} \quad (3)$$

$$CILQ_{ij} = \frac{Q_i^r / Q_j^n}{Q_j^r / Q_j^n} = \frac{SLQ_i}{SLQ_j} \quad (4)$$

Q_i^r : 地域 r の i 産業生産額
 Q_i^n : 全国またはベンチマーク地域の i 産業生産額

SLQ_i : i 産業の Simple Location Quotient

$CILQ_{ij}$: 全国またはベンチマーク地域の Cross-Industry Location Quotient

$$\begin{cases} SFLQ_{ij} = CILQ_{ij} \cdot \lambda_j & \text{for } i \neq j \\ SFLQ_{ij} = SLQ_i \cdot \lambda_j & \text{for } i = j \end{cases} \quad (5)$$

$$\lambda_j = \left[\log_2 \left(1 + \frac{\sum_i Q_i^r}{\sum_i Q_i^n} \right) \right]^{\delta_j} \quad (6)$$

$$a_{ij}^r = \begin{cases} a_{ij}^n & \text{if } SFLQ_{ij} \geq 1 \\ SFLQ_{ij} \cdot a_{ij}^n & \text{if } SFLQ_{ij} < 1 \end{cases} \quad (7)$$

$SFLQ_{ij}$: 産業別の Fregg' s Location Quotient
 λ_j : j 部門修正係数

なお、基本モデルの構築にあたって、石川 (2019) では 47 都道府県の地域産業連関表を利用し、産業別の δ_j の適切な値を推計している。本研究の事例分析にあたっては、ここから得られた δ_j を用いて自給率を推計した。なお、推計に必要な産業別生産額は経済センサスの集計結果、通勤率は国勢調査、消費性向は全国家計構造調査、消費係数行列は本研究で推計した購買地モデルを用いた。

(2) 事例分析

ここでは、愛知県瀬戸市を事例として石川モデルを適用し、本研究で得られた地域内購買率とネット購買率の規定要因モデルから、地域内の小売業立地の変化や人口構成の変化が地域経済にもたらす影響をシミュレーションする。

まず、地域内の小売業の撤退が進み売り場面積が減少することを想定し、そのことがインターネットによる購買率にどの程度の影響をもたらすかを推計する。推計に用いるモデルは先に分析された Model 7 であ

る。このモデルでは、そのパラメータの符号から小売業の売り場面積が減少するとネット購買率が高まることを示している。しかしながら、例えば売り場面積 10%の減少は、インターネット購買率をわずか 0.0087%押し上げるに過ぎない。瀬戸市の家計消費における商業部門の需要額（商業マージンのみ）は 318 億円と推計されるが、その 0.0087%は 278 万円である。売り場面積が半減した場合には 0.059%インターネット購買率を押し上げるが、それでも 1,869 万円に過ぎず、インターネット購買率の増加を経由した地域内購買率の減少は極めて限定的と考えられる。一方、人口構成の変化が生じた場合は、売場面積の影響よりも大きく、例えば生産年齢人口割合が 10%増加した場合、つまり 57.5%から 67.5%に増加した場合、インターネット購買率は 0.534%増加し、その額は 1 億 7,003 万円となる。

地域内の小売店舗の売り場面積が減少した場合でも、インターネット購買率に与える影響は限定的であったが、地域内購買率に与える影響はどうだろうか。Model 4 を用いて売り場面積 10%の減少の影響を推計した。その場合、域内消費率は 0.996%減少し、その商業需要額は 3 億 1,727 万円に相当する。更に売り場面積が半減した場合の地域内購買率は 6.882%の減少となり、その商業部門需要額は 21 億 9,181 万円の減少となる。小売業の立地の影響は、インターネットの購買率変化を通じた影響よりも、他地域への購買の増加を招き、結果として地域内購買率を低下させると考えられる。但し、生産年齢人口の多く比較的高齢化が進んでいない場合は、インターネットの購買増と共に他地域消費が増加し結果として域内消費の減少をもたらすと考えられる。域内の高齢人口割合が 10%減少、つまり比較的若い年代の割合が増加した場合は、地域内購買率は 4.9%減少することが示された。

表 4 シナリオ別の購買率変化

	インターネット購買率変化	地域内購買率変化
売り場面積 10%減少	0.0087%	△ 0.996%
売り場面積 50%減少	0.059%	△ 6.882%
生産年齢人口割合 10%増加	0.534%	—
高齢人口割合 10%減少	—	△ 4.9048%

次に、これらのシナリオにおける地域経済の影響を石川モデルで推計する。このシミュレーションでは、直接的な影響として各シナリオにおける域内購買額の変化を算定し、更に想定される地域内購買率の変化による間接的な影響を分析する。本分析モデルでは、所得と消費が内生化されており、消費を行う地域が地域内購買率の変化により変化することが考慮される。

各シナリオの経済影響を生産額と所得額の面から推計すると以下のようなになった。まず、瀬戸市内の売場面積が 10%減少すると仮定すると、インターネット購買率の増加による影響として、生産額は直接、間接の影響を含めて 424 万円の減少となり、所得額は 162 万円とかなり限定的な影響に留まると推計された。一方、地域内購買率が直接減少することによる影響は生産を 4 億 8,280 万円減少させ、所得は 1 億 8,414 万円減少させる影響となった。このように売場面積の減少は、インターネットによる購買率の増加による地域内購買率の減少を通じた影響よりも、直接地域内購買率が減少する影響の方が大きいことが示された。

次に、参考として生産年齢人口割合が 10%増加するようなケースを想定した場合、インターネット購買額は 1 億 7,003 万円増加し、その分が域内消費を削減すると仮定すると、市全体では 2 億 5,887 万円の生産額の減少、雇用者所得は 9,873 万円の減少となる。さらに高齢者の割合が 10%減少、つまり生産年齢人口の割合が増加した場合、域外消費が多くなり 23 億 6,660 万円の減少、9 億 274 万円の減少となる。

表5 経済影響の分析結果：シナリオ1（売場面積10%減少）

<インターネット購買率の増加による影響> 単位：万円

	直接生産額	増減率	間接生産額	増減率	生産額合計	増減率	直接所得額	増減率	間接所得額	増減率	所得額合計	増減率
市内	-278	0.0%	-146	0.0%	-424	0.0%	-108	0.0%	-54	0.0%	-162	0.0%
その他全国	278	-	149	-	427	-	110	-	55	-	166	-
全国	0	-	3	-	3	-	3	-	1	-	4	-

<地域内購買率の直接的な減少による影響> 単位：万円

	直接生産額	増減率	間接生産額	増減率	生産額合計	増減率	直接所得額	増減率	間接所得額	増減率	所得額合計	増減率
市内	-31,727	-1.0%	-16,553	-0.3%	-48,280	-1.3%	-12,270	-1.0%	-6,144	-0.5%	-18,414	-1.5%
その他全国	31,727	-	16,893	-	48,620	-	12,561	-	6,291	-	18,852	-
全国	0	-	340	-	340	-	291	-	147	-	438	-

表6 経済影響の分析結果：シナリオ2（生産年齢人口割合10%増加）

<インターネット購買率の増加による影響> 単位：万円

	直接生産額	増減率	間接生産額	増減率	生産額合計	増減率	直接所得額	増減率	間接所得額	増減率	所得額合計	増減率
市内	-17,003	-0.5%	-8,884	-0.2%	-25,887	-0.7%	-6,576	-0.5%	-3,298	-0.3%	-9,873	-0.8%
その他全国	17,003	-	9,067	-	26,070	-	6,732	-	3,377	-	10,108	-
全国	0	-	183	-	183	-	156	-	79	-	235	-

表7 経済影響の分析結果：シナリオ3（高齢年齢人口割合10%減少）

<地域内購買率の直接的な減少による影響> 単位：万円

	直接生産額	増減率	間接生産額	増減率	生産額合計	増減率	直接所得額	増減率	間接所得額	増減率	所得額合計	増減率
市内	-156,210	-4.9%	-80,450	-1.6%	-236,660	-6.5%	-60,411	-4.9%	-29,863	-2.4%	-90,274	-7.3%
その他全国	156,210	-	82,103	-	238,313	-	61,846	-	30,576	-	92,422	-
全国	0	-	1,653	-	1,653	-	1,435	-	713	-	2,148	-

5. まとめ

本研究では、近年のB to C-EC市場（消費者向け電子商取引）の拡大を踏まえ、市区町村を単位とした地域におけるインターネットによる購買率の規定要因を分析した。分析の結果、小売業の売り場面積といった地域内における小売店舗の立地規模の他、地域の年齢別人口構成、隣接市町村との近接度、地域の都市化の度合いが影響していることが示された。特に地域内の小売業店舗の撤退などにより売り場面積が減少すると、インターネット利用による購買率が増加すると共に、域外消費が増加し、結果として地域内購買率が低下することが示唆された。また、地域の年齢構成、特に生産年齢人口の割合や高齢人口割合も地域の地域内購買率やインターネット利用購買率に影響を与えることが示された。この分析の結果から、高齢者より比較的若い世代の割合が多い地域では、インターネット利用の購買率が多く、また域外で購買する行動のため地域内購買率が少なくなる傾向が示された。

消費者の電子商取引への購買行動が高まると、結果として地域内購買率の減少につながる。本研究では、著者ら

が開発した市町村レベルの所得消費内生型地域間産業連関モデルに域内消費率の変化を組み込み、電子商取引の進展による地域経済への影響を分析したが、その影響は限定的であることが示された。一方、小売業の店舗面積の減少は、域外消費を促進し消費の地域外漏出により地域経済に大きな影響があることが示された。このことから、域内の商業立地の減少は地域経済への影響を通じて負のスパイラルに陥る可能性が示唆される。

本研究では、小売業の衰退を通じたインターネット利用の購買率変化や地域内購買率の変化から地域経済への影響を分析に加え、地域の年齢構成の変化による影響も分析した。この分析では、生産年齢人口の割合が高いと域外購買率の増加につながり、結果として地域経済に負の影響が生じる結果となった。しかしながら、本シナリオの分析はあくまで人口総数が変化しない状況での年齢構成の変化を想定しており、また年齢別の消費性向や消費額を考慮していないため、あくまで参考値としての評価に留まるものである。将来人口予測に基づく年齢構成の変化が地域経済に与えるより詳細な影響の分析は今後の課題である。また、今回の地域経済影響の分析は、当該地域に所在する小売業の商業マージンの変化に伴う影響のみを扱っている。販売される消費財の調達先の変化まで考慮したモデル化も残された課題である。

参考文献

- 石川良文(2019) 地方創生政策の効果分析のための汎用型地域間産業連関モデル、RIETI discussion paper series, 19-J-062 .
- 石川良文(2004) Nonsurvey 手法を用いた小都市圏レベルの3地域間産業連関モデル、土木学会論文集, 758号, 45-55.
- 石川良文・中村良平(2017) 所得消費の帰着構造を考慮した地域間産業連関モデルによる地方創生政策の経済効果分析、RIETI Discussion Paper Series 17-J-061
- 大畑友紀・氏原岳人(2022) COVID-19の流行におけるネットショッピング等の利用変化の実態把握—東京都区部と岡山県岡山市の居住者を対象として—、都市計画論文集、Vol.57、No.1、151-156.
- 櫻井雄大・今井公太郎(2014) 消費者の選択行動モデルに基づく購買地の勢力圏—東京都区部に対する実証分析—、日本建築学会計画系論文集、第79巻、第704号、2199-2205
- 宮川愛由・西広樹・小池淳司・福田峻・佐藤啓輔・藤井聡(2016) 消費者の買い物行動時の選択店舗の相違が地域経済に及ぼす影響に関する研究、土木学会論文集 D3(土木計画学), Vol.72, No.5, I_393-I_405,
- Eveline van Leeuwen, Yoshifumi Ishikawa and Peter Nijkamp (2016) Microsimulation and interregional input-output modelling as tools for multi-level policy analysis, *Environment and Planning C: Government and Policy*, Vol.34, 135-150.
- Geoffrey Hewings, Yasuhide Okuyama and Michael Sonis (2001) Economic Interdependence within the Chicago Metropolitan Area: A Miyazawa Analysis. *Journal of Regional Science*, Vol.41, No.2, 195-217.
- Kowalewski, Julia. (2015) Regionalization of National Input-Output Tables: Empirical Evidence on the Use of the FLQ Formula. *Regional Studies*, Vol.49, No.2, 240-250.
- Lili Li, Yiwu Zeng, Zi Ye and Hongdong Guo (2020) E-commerce development and urban-rural income gap: Evidence from Zhejiang Province, China, *Papers in Regional Science*, 1-20
- Oleg Andreev, Cong Phan The, Dmitry Gura and Lesya Bozhko (2022) The relationship between online retailing and the regional economy, *Journal of Industrial and Business Economics*, 49, 691-711.

補論 世帯単位での分析

本文では市区町村単位に集計した分析が中心であった。そもそもの世帯単位での他市町村での消費支出の要因や現金支出割合の多さの要因はどこにあるのであろうか。市区町村単位であれば、世帯単位の特徴は市区町村で平均化されるが、世帯単位での分析であれば、個々の世帯特性とその世帯が居住している市区町村の特性の要因を分離して把握することができる。

以下では、現金支出と域外消費の規定要因について、それぞれ2019年の全国家計構造調査の「基礎調査世帯」の「2人以上の世帯」について分析結果を示す。

1) 現金支出の割合

付表-1 支出における現金支払いの割合についての世帯の度数分布

現金支払いの割合	度数	パーセント	累積度数	累積%
10%未満	948	3.55	948	3.55
10%以上 20%未満	2,006	7.51	2,954	11.05
20%以上 30%未満	2,764	10.34	5,718	21.39
30%以上 40%未満	3,458	12.94	9,176	34.33
40%以上 50%未満	3,766	14.09	12,942	48.42
50%以上 60%未満	3,958	14.81	16,900	63.23
60%以上 70%未満	3,818	14.29	20,718	77.52
70%以上 80%未満	3,253	12.17	23,971	89.69
80%以上	2,755	10.31	26,726	100.00

付表-2 現金支払い割合の要因についての回帰分析の結果

説明変数	推定値	標準誤差	t 一値
定数項	0.40906	0.03889	10.52
世帯年収（自然対数）	-0.04448	0.00250	-17.79
勤労世帯ダミー	-0.01108	0.00400	-2.77
無職世帯ダミー	-0.02333	0.00457	-5.11
世帯主年齢（自然対数）	0.12563	0.00823	15.26
18歳未満の世帯人員	-0.01132	0.00182	-6.23
65歳以上の世帯人員	0.03992	0.00213	18.73
人口あたり小売床面積	0.00089789	0.00307	0.29
昼夜間人口比	0.08258	0.01351	6.11
昼間人口（自然対数）	-0.01990	0.00093777	-21.22
有効サンプル数	26,627		
決定係数	0.1459		

注) 人口関連のデータは2020年の「国勢調査」(総務省)から、また小売床面積は2021年の「経済センサス活動調査」(総務省・経済産業省)による。

説明変数のほとんどで t 値（絶対値）は大きく、最も大きいのは昼間人口である。人口規模の大きい都市に居住する世帯ほど現金支出割合が低いことがわかる。また、世帯年収の高い世帯ほど現金支出割合が低いことが示されている。他方で、65 歳以上の世帯人員が多いと現金支出割合が高く、18 歳未満の世帯人員が多いとその割合は低くなる。

2) 居住都市以外（他地町村）での支出割合

付表-3 域外支出割合の世帯度数分布

域外支出の割合	度数	パーセント	累積度数	累積%
10%未満	360	1.35	360	1.35
10%以上 20%未満	661	2.47	1,021	3.82
20%以上 30%未満	1,661	6.21	2,682	10.04
30%以上 40%未満	2,996	11.21	5,678	21.25
40%以上 50%未満	4,355	16.29	10,033	37.54
50%以上 60%未満	4,952	18.53	14,985	56.07
60%以上 70%未満	4,785	17.90	19,770	73.97
70%以上 80%未満	3,668	13.72	23,438	87.70
80%以上	3,288	12.30	26,726	100.00

付表-4 被説明変数を居住都市以外（他市町村）での支出割合とした回帰分析

説明変数	推定値	標準誤差	t 値
定数項	1.15366	0.03310	34.85
世帯年収（自然対数）	0.05146	0.00213	24.18
勤労世帯ダミー	0.01201	0.00340	3.53
無職世帯ダミー	0.00862	0.00389	2.22
世帯主年齢（自然対数）	-0.08686	0.00701	-12.39
18 歳未満の世帯人員	-0.01407	0.00155	-9.09
65 歳以上の世帯人員	-0.02336	0.00181	-12.88
人口あたり小売床面積	-0.08805	0.00262	-33.65
昼夜間人口比	0.01117	0.01150	0.97
昼間人口（自然対数）	-0.03884	0.00079824	-48.65
有効サンプル数	26,627		
決定係数	0.1792		

付表-2 の場合と同様、ほとんどの説明変数において推定値の t 値の絶対値は大きい。居住地の人口規模が大きい、また人口あたりの小売床面積が広いと域外への消費の流出は低くなる傾向がある。逆に年収が高いと域外消費が高まることが伺える。さらに、世帯主年齢が高いと域外消費傾向が低下、高齢者が多いと地域内消費傾向が高まるなどが示された。