

地方圏における買物消費額流動の変化とその要因に関する分析

Change in Money Flow in Shopping and its Factors in Local Region

花岡憲司*, 近藤光男**, 廣瀬義伸***, 青木聰*

By Kenji Hanaoka, Akio Kondo, Yoshinobu Hirose and Satoru Aoki

1. はじめに

国民の消費水準の向上とともに買物需要は増大かつ多様化している。地方圏においては、郊外立地型の大規模商業施設の増加の影響を受けて空洞化が進んでいる都市内の商店街が少なくない。また、中山間地域においては商業施設が質量ともに十分とは言えず、買物のためにかなりの移動を強いられる住民が多く存在しているばかりか、交通弱者にとっては買物が日常生活において大きな負担になっている場合もある。今後も交通施設整備の変化や買物客に対するサービスの変化により、地域全体での買物行動の変化が予想される。

そこで本研究では、住民の買物行動を買物消費額の流動によってとらえ、先述のような変化がみられる地方圏において、市町村間の品目別の買物消費額流動や商圈の変化に関する分析を行う。さらに買物消費額の流動モデルを用いて、買物消費額流動に及ぼす影響要因を明らかにした後、その変化についても考察を行う。

2. 分析対象地域と買物調査¹⁾⁽²⁾

ケーススタディの対象地域には日本における典型的な地方圏の1つである徳島県を選んだ。徳島県は50市町村からなり、総人口は約83万人である。県庁所在都市の徳島市は、政治、経済、文化等の中心地であり、約26万人の人口を持つ。本研究では、買物行動を表すデータとして、1989年と1996年の「徳島県商業コミュニティプラン事業報告書」で報告されている各年の1年間の買物における13品目別市町村別の消費額の買物先比率のデータを用いる。このデータは、1989年9月と1996年7月に行われた「商業コミュニティ調査」と題した買物実態調査結果の市町村別の集計結果である。

キーワード：買物消費額、商圈、消費額流動モデル

*学生会員 徳島大学大学院エコシステム工学専攻

**正会員 工博 徳島大学大学院工学研究科教授

***正会員 工修 徳島大学工学部建設工学科助手

(〒770-8506 徳島市南常三島町2-1 徳島大学大学院工学研究科
TEL:0886-56-7339 FAX:0886-56-7341)

3. 買物消費額流動と商業の核

対象地域内の各市町村における全品目の買物消費額の流出比率を図-1と図-2に示す。

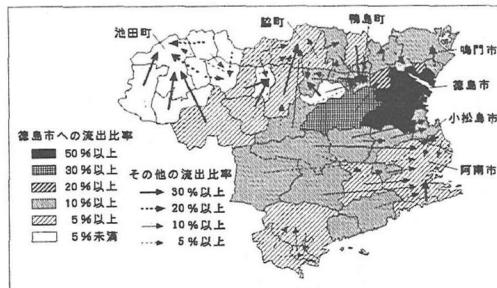


図-1 買物消費額の流動比率(1989年)

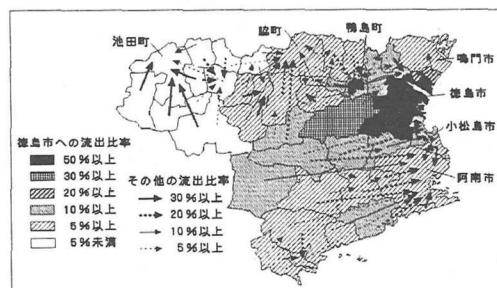


図-2 買物消費額の流動比率(1996年)

図-1に示した1989年の状況と図-2の1996年とを比較すると、まず、徳島市への流出については大きな変化はない。徳島市へ30%以上流出しているのは、1989年、1996年ともに近隣の2町村のみである。同様に5%流出圏は広く県下をカバーするが、県西部の町村は5%未満で徳島市商圈からの独立性が高いと考えられる。また、1989年に比べ1996年では、小松島市、鴨島町、阿南市、脇町などは他市町村からの吸引力を強めている。特に、阿南市への流出が目立ち、県中央部および県南部の多くの町村から20%以上の流出の増加となっている。全体的にみて、多くの市

町村で購買力の流出が増えている。

以上の分析より、対象地域には商業の核となっている市町が存在していることがわかる。以下の分析では買物消費額の流动をすべての市町村と商業の核となっている市町への流动としてとらえることを目的に、商業の中心地として、徳島市、鳴門市、小松島市、阿南市、鴨島町、脇町、池田町を選んだ。

4. 商圏の変化

(1) 品目の分類

買物調査で対象とした13品目には、買物消費額流动からみて互いに相関が高い品目が存在していた。そこで買物消費額の流动データに基づき、クラスター分析を用いて買物品目を5つのグループに分類した。その分類結果を表-1に示す。グループ1は食料品で日常生活の必需品であり、グループの番号が大きくなるにしたがって買回り品、そして高級品に分けられている。

表-1 品目の分類

グループ1	生鮮食料品	一般食料品		
グループ2	医薬品 化粧品	家庭電器 製品	荒物・金物 陶磁器	書籍 文具
グループ3	肌着・下着	婦人・子供服		
グループ4	家具・建具	レジャー・スポーツ用品		
グループ5	紳士服	靴 カバン類	時計・貴金属 カメラ	

(2) 商圏の変化

ここでは、商圏を「居住地*i*は買物額の比率が最大の買物先*j*の商圏に含まれる」と定義する。商圏の推定にあたっては、クラスター分析により分類した品目別に行い、商業地として選択した7市町を対象とする。図-3に1989年における商圏、図-4に1996年の商圏を示す。

グループ1の商圏をみると、1989年では、徳島市に隣接する1村を除いて、すべての市町村において自市町村内での買物比率が最大になっていることがわかる。1996年では、1989年に比べ、商圏の拡大が見られ、他市町村へ出かける傾向が現れてきたことがうかがえる。

グループ2では、1989年では、グループ1に比べ、徳島市や池田町の商圏が大きくなっていることがわかる。1996年では、1989年のグループ2あるいは1996年のグループ1と比較すると、阿南市と脇町における商圏の拡大が著しい。

グループ3では、1989年では、グループ2と比べそれぞれの商圏が少し拡大している。1996年では、1989年と比較するとここでも阿南市と

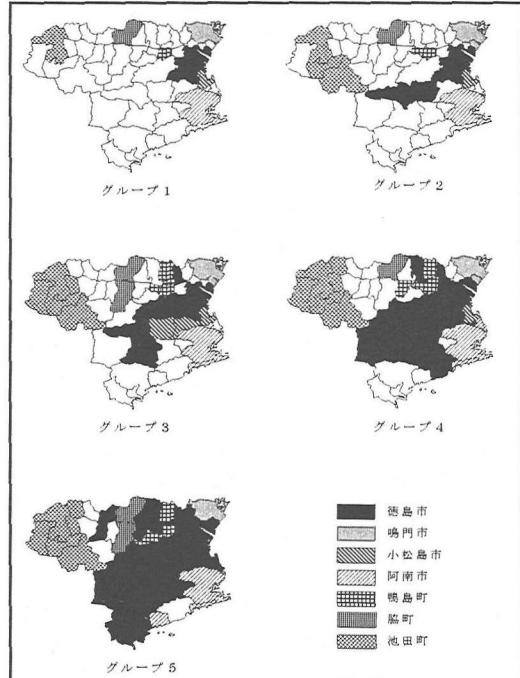


図-3 品目別の商圏(1989年)

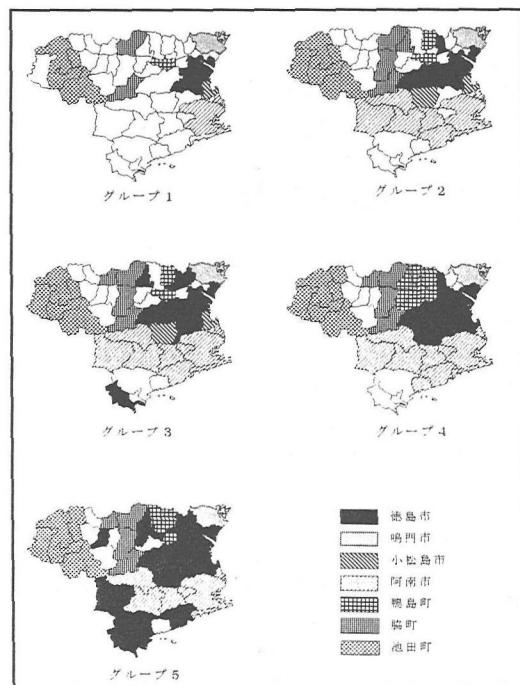


図-4 品目別の商圏(1996年)

脇町における商圏の拡大が著しい。

グループ4をみると、1989年では、徳島市の商圏は県中央部において大きく拡大しているのが特徴的である。一方、1989年において徳島市の商圏であった県南部が阿南市の商圏になっている。

最後に、グループ5をみると、1989年では、徳島市の商圏は他のグループと比較するとさらに拡大し、県中央部から南部にかけて大きくなっている。1996年では、1989年と比較すると阿南市と脇町の商圏が拡大している。

5. 買物消費額流動モデルによる買物行動分析

(1) 買物消費額流動モデル³⁾

居住地*i*に住む人は、総予算内で買物により得られる効用を最大にするように買物先*j*での買物回数と買物額を決定すると仮定する。この問題は、次の式(1)、(2)のように定式化することができる。

$$\text{目的関数 } U_i = \sum_j s_{ij}^\alpha \cdot n_{ij}^\beta \cdot Z_j \quad (1)$$

$$\text{制約条件 } I_i \geq \sum_j n_{ij} \cdot s_{ij} + \sum_j n_{ij} \cdot c_{ij} \quad (2)$$

U_i ：居住地*i*に住む人がすべての商業地の利用から得られる効用

s_{ij} ：商業地*j*での1回の買物額

n_{ij} ：買物回数

Z_j ：商業地*j*の魅力度

I_i ：すべての買物とそれに伴う交通費用のための総予算

c_{ij} ：居住地*i*から商業地*j*への交通費用

α, β ：パラメータ ($0 < \alpha < 1, 0 < \beta < 1$)

すなわち、消費者は、より魅力度の高い商業地を多く訪れ、買物に消費できる予算額以内で沢山の買物をすることによってより高い効用を得ることになる。

式(1)の U_i を最大化する n_{ij} をラグランジエの未定乗数法によって求め、居住地*i*から商業地*j*への買物消費額の流れ x_{ij} は $x_{ij} = n_{ij} \cdot s_{ij}$ であることから次の式(3)が導かれる。

$$x_{ij} = \frac{\alpha}{\beta} \frac{I_i \cdot Z_j^{\frac{1}{1-\beta}} \cdot \left(\frac{1}{c_{ij}} \right)^{\frac{\beta-\alpha}{1-\beta}}}{\sum_j Z_j^{\frac{1}{1-\beta}} \cdot \left(\frac{1}{c_{ij}} \right)^{\frac{\beta-\alpha}{1-\beta}}} \quad (3)$$

すなわち、居住地*i*に住む消費者が、商業地*j*を訪れ、ある期間に消費する買物消費額 x_{ij} は、すべての買物とそれに伴う交通費用のための総予

算 I_i のうち、効用関数のパラメータの比 (α/β) 分を商業地*j* の各ゾーンに割り振る構造となっている。ゾーン*i*において割り振る比率は、商業地*j* の魅力度 Z_j の $1/(1-\beta)$ 乗に比例し、商業地*j* までの交通費用 c_{ij} の $(\beta-\alpha)/(1-\beta)$ 乗に反比例することになる。

(2) モデルのパラメータの推定方法⁴⁾⁽⁵⁾

居住地*i* から商業地 j と k への買物を対象にし、式(4)で与えられるそれぞれの商業地への買物消費額の比をとることによって次式を得る。

$$\frac{x_{ij}}{x_{ik}} = \left(\frac{Z_j}{Z_k} \right)^{\frac{1}{1-\beta}} \cdot \left(\frac{c_{jk}}{c_{ij}} \right)^{\frac{\beta-\alpha}{1-\beta}} \quad (j \neq k) \quad (4)$$

式(4)の両辺の対数をとると線形化することができ、重回帰分析によってモデルのパラメータを推定することができる。

モデルによるパラメータの推定にあたって、商業地*j* の魅力度 Z_j として、次の2つの式を設定する。

$$\textcircled{1} \quad Z_j = S_{jn}^\alpha \cdot L_j^\beta \cdot P_j^c \quad (5)$$

$$\textcircled{2} \quad Z_j = \exp(aS_{jn} + bL_j + cP_j) \quad (6)$$

ただし、 S_{jn} ：商業地 j における小売店数(n=1)

S_{j2} ：商業地 j における売場面積(n=2)

S_{j3} ：商業地 j における従業者数(n=3)

L_j ：商業地 j における遊興娯楽施設の数

P_j ：商業地 j における有料駐車場および第一種大規模小売店舗駐車場の駐車台数

a, b, c ：パラメータ

この方法により、品目別の5つのグループについてモデル推定を行った。ここで、居住地*i*から商業地 j への交通費用 c_{ij} は道路利用による時間距離 t_{ij} に比例すると仮定し、比例定数 k を用いて交通費用 c_{ij} を次の式(7)で求めた。ただし、居住地*i*から商業地 j への移動において鉄道が利用可能な場合は、道路のみの場合に比べ、道路利用における時間距離と費用の関係に違いがあるとの仮定から、鉄道利用の有無に関するダミー変数を導入した。

$$c_{ij} = kt_{ij} \cdot \gamma^{R_{ij}} \quad (7)$$

ただし、 R_{ij} ：居住地 i から商業地 j の間で、鉄道が利用可能な場合は1、そうでない場合は0となるダミー変数

k, γ ：パラメータ

商業地の魅力度を表す要因として小売店数、売

場面積、従業者数、遊興娯楽施設数、駐車場数を取り上げ、魅力度関数の変数とした。商業地の魅力度は、このほかにも品揃え、開店時間といった様々な要因によっても左右されるが、主要かつデータ収集が可能な要因を採用した。しかしながら、これら変数間の相関係数をみると、すべての変数相互間で 0.950 以上の値を示し、非常に強い相関関係が認められた。したがって、魅力度関数にはすべての変数を同時に使用することは統計上問題があるため、各変数を個々に用いて魅力度関数を推定した。

(3) パラメータの推定結果と考察

モデルのパラメータの推定結果を表-2 と表-3 に示す。表-2 は魅力度関数に式(5)、表-3 は式(6)を用いた結果である。表において G 1 ~ G 5 は品目によるグループを表す。商業地域の魅力度に関する変数は、先述のように同時にモデルに取り入れることができないため、各変数それぞれについてモデルを作成したが、そのうち、小売店数を用いた場合の結果を示す。

表-2 パラメータ推定結果①

年	グループ	G 1	G 2	G 3	G 4	G 5
1989	サンプル数	78	77	77	77	77
	決定係数	0.739	0.755	0.674	0.688	0.728
	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値
小売店数	0.979 8.346	1.138 12.608	1.158 12.038	1.683 12.659	1.471 12.952	
	時間距離	3.065 13.774	2.638 14.416	2.401 11.243	2.745 11.181	2.275 9.591
	JR	-0.867 2.259	-0.832 2.613	-	-	-1.060 2.576
1996	サンプル数	82	82	82	82	82
	決定係数	0.728	0.727	0.595	0.666	0.702
	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値
小売店数	0.507 4.393	0.788 9.506	0.728 9.607	1.121 11.443	1.076 12.730	
	時間距離	2.781 11.982	2.452 13.980	1.619 9.177	2.259 12.294	1.852 9.674
	JR	-	-0.586 -2.017	-0.667 -2.146	-0.807 -2.620	-0.954 -3.084

表-3 パラメータ推定結果②

年	グループ	G 1	G 2	G 3	G 4	G 5
1989	サンプル数	78	77	77	77	77
	決定係数	0.718	0.746	0.696	0.704	0.713
	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値
小売店数	0.124 7.576	0.301 12.282	0.559 11.609	1.582 12.376	1.065 12.538	
	時間距離	2.841 13.197	2.421 13.846	2.177 11.037	2.425 12.930	2.012 8.824
	JR	-1.063 2.664	-0.985 3.052	-0.903 2.447	-0.972 2.411	-1.265 2.940
1996	サンプル数	82	82	82	82	82
	決定係数	0.714	0.716	0.570	0.679	0.883
	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値	係数 t 値
小売店数	0.066 3.860	0.218 8.952	0.381 9.675	1.097 10.928	0.913 11.952	
	時間距離	2.621 11.707	2.251 15.733	1.473 8.545	2.036 11.810	1.851 8.824
	JR	-	-0.680 2.305	-0.623 2.590	-1.011 3.224	-0.992 3.084

以上の結果をみると、魅力度関数の違いによるモデルの精度への影響はほとんどみられない。また、各変数のパラメータの符号は妥当であり、t 値をみると鉄道の有無に関する係数の t 値がやや小さいものの、小売店数および時間距離の t 値は大きく、意味のある変数となっている。品目グループ別にパラメータを比較すると、グループ 4 を除き、グループ 1 からグループ 5 になるにしたがって、小売店数の値が大きくなっている。これにより、買物品目が日常品から、買回り品、高級品になるにしたがって購入先の魅力度から受ける影響が強くなっていることがわかる。一方、時間

距離のパラメータをみると、グループ 4 を除いて日常品から買回り品になるにしたがって、距離抵抗が小さくなっている。買回り品に比べ、日常品のように、同じような品物が比較的どこでも手に入るような場合は、買物先までの時間により影響を受けることがわかった。

次に、小売店数と時間距離のパラメータを 1989 年と 1996 年の間に比較すると各品目において、1989 年から 1996 年にかけて、小売店数、時間距離ともにパラメータの値が小さくなっている。これより、買物消費額の流動においては小売店数の違いから受ける影響、時間距離の長短から受ける影響は、ともにより小さくなっていると解釈することができる。すなわち、消費者の買物がより広域になってきたことが推察される。

6. おわりに

本研究では、地方圏における消費者の買物行動の変化とその要因について買物消費額の流動データを用いて分析した。本研究で得られた主な成果を以下にまとめる。

買物品目の分類を行い、消費総額の流出率の変化、品目別の商圈の変化を明らかにした。この結果、日常頻繁に購入する品目においては、主に自市町村内で買物が行われていること、買回り品から高級品になるほど地域の核となる市町で買物が行われる傾向が強くなっていることがわかった。

買物消費額流動モデルを用い、2 種類の魅力度関数を設定し、5 つの品目グループについてパラメータ推定を行った。その結果、どちらの魅力度関数の場合も高い精度を示し、全体的にみても満足のいく水準のものであった。また、日常の買物品目から買回り品や高級品になるにしたがって、購入先の魅力度から受ける影響が強くなっていること、一方、時間距離による影響は逆に弱くなっていることがわかった。さらに、年次的の変化とともに、購入先の魅力度の違いから受ける影響、時間距離の長短から受ける影響は、ともにより小さくなっていることも明らかにされた。

[参考文献]

- 1) 徳島県商工労働部経営金融課：平成元年度徳島県商業コミュニティプラン事業報告書、平成 2 年。
- 2) 徳島県商工労働部経営金融課：平成 8 年度徳島県商業コミュニティプラン事業報告書、平成 9 年。
- 3) 近藤光男、廣瀬義伸：効用最大化に基づく買物行動モデルとその地方圏への適用に関する研究、都市計画論文集、No.32, pp.91-96, 1997.
- 4) 徳島県企画調整部統計課：徳島県の商業、昭和 63 年。
- 5) 徳島県企画調整部統計課：徳島県の商業、平成 6 年。