

日本の飲食料品店舗密度に関するパネル分析

並 河 永

1. はじめに

日本の流通システムに関する特徴として、小売店の零細性・多数性は、流通マージンの高さ、W/R比率などと並んで研究者の関心を集めてきた。商業統計などでは小売業を取扱商品により多くの業種に細分しているが、向山 [1989] は小売店舗密度の様々な業種間差異を商品の属性などから説明し、Flath [1990] は都道府県別クロスセクションデータを用いて小売業種ごとに店舗密度の地域格差を説明し、Flath & Nariu [1996] は各種国際統計を組み合わせることで店舗密度の国際的な差異を説明した。

日本が高度経済成長期を経た後の1960年代～1970年代において、人口あたり小売商店数（店舗密度）が先進各国（特に米英）と比較してきわだって多かったことは周知のことであるが、昭和57年商業統計をピークに、商店数が急速な減少を見せていることもまた知られている。日本の特徴と言う場合、どの時期の特徴をいうのか、またその変化をどうとらえるのかを念頭において分析を進める必要がある。

この研究では、飲食料品の小売店について1960年（第3節のみ1958年）から1997年に渡る都道府県レベル（全期間にわたり沖縄を除く）のパネルデータを構築し、時系列的な変化と地域差を総合的に分析する。飲食料品小売商店は小売商店に占める数的な比率が高い反面、減少数も多く、小売商店が全体として増加している時期から長期にわたって減少傾向にあるため、分析対象として特に重要である。流通の経済分析には財の種類そ

れぞれに存在する固有の事情を避けて通れないが、消費財小売業のカテゴリとして「飲食料品小売業」はそうした固有の事情をイメージできる、可能な限り最大のカテゴリであろう。

並河 [2000] で論じたように、飲食料品店舗密度の低下する速度は、時期と地域によって大きく異なっている。ある時期のある地域に重要であった要因は、別の機会にはそうではなかったように思われる。店舗密度に影響する個々の要因については、並河 [2000] [2001] においてすでに検討してきたところであるが、この研究では地域性と時系列変化をひとつの式に統合したパネル分析を行い、総合的な説明を試みる。

とくにこの論文では、松井 [2001] が明らかにした、ひとりあたり乗用車数と店舗密度の有意な関係について検討する。これは並河 [2000] の分類で言う「日本的消費環境仮説」に従って、「消費者の移動手段がよりよく確保されているほど、小売店舗は競争によって少なくなり、店舗密度は低下する」と解釈することができるので、日本の店舗密度が従来高かったのは自動車普及率が低かったのが一因である、という主張を支持する。この変数を加えることによって、パネル分析における回帰式の決定係数はほとんど1になるのだが、その説明力がどこから来るのかは慎重に検討する必要がある。

2. データソースと仮説

この研究では、商業統計のデータを主に用いる。商業統計はある時期まで2年間隔であったが、その後3年間隔となった。パネル分析においては各

年度のダミー変数は独立変数として扱われるので、ラグ構造を持つ時系列モデルと異なり、データの表す時点が等間隔に並んでいなくともモデルが不適切とは言いきれない。そこでこの研究では、間隔の違うデータをプールしたデータセットと、分けたデータセットの両方を示すことにした。

むしろ並河 [2001] で行ったクロスセクション分析結果は、分析対象期間の中間で明確な構造変化があったことを示唆する。データセットの分岐点である1976年は飲食料点小売店舗数がピークに達した時期に近く、その前後で分析を分けることは飲食料点小売店舗の増加期・減少期を分けて分析することにもなる。

並河 [2000] で論じたように、高度成長期の飲食料点小売店舗密度は人口急増地域では人口増に店舗増が追いつかず、むしろ低めであり、人口が伸び悩んだ県ではそれほど低下しなかった。そして昭和50年代以降、全国的に店舗密度は急激に低下した。パネル分析では、時系列を通じて安定的な地域間の差異はダミー変数に吸収されるので、残された説明変数は全国的なものにせよ地域性のあるものにせよ、店舗密度の時系列的な変化を説明することになる。こうした変化の理由付けとしては、並河 [2000] の整理を用いると、次のようなものが挙げられる。

- (1) 日本的消費習慣仮説／日本の消費者仮説
この間に自動車は急速に普及したことにより、商圈は拡大し、消費者が必要とする小売店舗は減少して、店舗密度は低下した。また、消費生活が洋風化し、鮮度へのこだわりが弱くなったことにより、店舗密度は低下した。この仮説、特に前者は、応用マイクロ経済学でよく知られている空間的競争モデルによって基礎付けることができるため、経済学の研究者にとっては親しみやすい。
- (2) 経済発展仮説／市場スラック仮説
日本の急速な経済発展は、大規模小売業の発展する条件を整えた。しかし経済発展の果実が広く社会に広がった結果、零細小売店が退出せず市場にとどまれる経済的な余裕（市場スラック）が生じ、店舗密度の低下は遅らされた。

高度成長期が過ぎてスラックが縮小すると、遅らされた店舗密度の低下が急速に進んだ。

- (3) 履歴効果仮説
零細小売店が退出すべき状況が生じて、小売店舗に人的・物的資源がサンクされていて転用した場合の価値が低いことから、直ちに起こるべき店舗密度の低下が遅らされた。
- (4) 技術変化仮説
セルフサービス形態によるスーパーマーケットの生鮮食料品販売は1970年代になってようやくチェーン・オペレーションとして完成した。このことは大規模小売店が零細小売店の独占してきた領域に入り込むことを可能にし、多数の零細小売店から成る商店街や小売市場を単一のスーパーマーケットが代替した結果、店舗密度は急速に低下した。

これらは必ずしも相反するものではない。また、地域性のない技術変化である(4)を除き、全国的な変化と地域による差異のいずれが起るのか、先験的に予測することは難しい。

3. パネル分析 (1)

まず、並河 [2001] のクロスセクション分析で用いた変数である、人口増加率とひとりあたり県民所得を説明変数としたパネル分析の結果を示す(表1)。なお、Hausmann TestのP値が0に近いため、Fixed Effectモデルの結果のみ示してある。

人口増加率の影響は有意なうえ符号は正であり、一時点でのクロスセクション分析である並河

表1 店舗密度の決定要因 (1958~1997)

	被説明変数	PGROW	PCINC	自由度修正 済決定係数
式(1)	DENS	0.192 (6.958)* ¹	-1.05E-03 (41.1)* ¹	0.82
式(2)	DENS	1.87E-01 (3.726)* ¹		0.406
式(3)	DENS		-1.05E-03 (-39.9)* ¹	0.809

括弧内はt値 *¹: 1%有意 *²: 5%有意
E-06は10の-6乗を表し、-4.63E-06は-0.00000463を示す。

[2001] と逆である。また、ひとりあたり県民所得の符号は並河 [2001] と同様に負であり、人口増加率を説明変数から除いても式の説明力（決定係数）もパラメータ推定値もほとんど低下しない。

次に、データを前半と後半に分けて分析を行う。まず、商業統計が2年おきであった1958～1976年のパネルデータを用いると、人口増加率の影響は有意ではないが符号は負、ひとりあたり県民所得は有意、符号は負である。クロスセクション分析の結果（並河 [2001]）とは全符号が一致する（表2）。

ところが、1976～1997年の後半データによる同種の分析では、人口増加率の符号が正であり、1%有意である（表3）。パネル分析の枠組のもとでは、人口増加率と店舗密度の関係は近年になって逆転したと考えられる。地域ダミーと時点ダミーを置いたパネル分析で、過去に店舗数が多かったことの影響がもっぱら地域ダミーに吸収されるとすれば、1970年代以降の人口（社会）減が店舗密度を下げるという表3の含意は、地方ほど買い物が不便になるという直観に適う。むしろ1970年代まで、人口急増地域の店舗がなかなか増えず、店舗密度が相対的に低かったことのほうが説明に

字数を要するであろう。この点については並河 [2000] で検討したので詳説しない。

また、この変数のセットでは、ひとりあたり県民所得の符号がマイナスであることを強調しておく。このことは、最近において店舗密度の低い県が埼玉・千葉など大都市圏を構成する県（東京・大阪など大都市圏の中心はそれほど低くない）であることと、見かけ上よく対応する。ところが次節に示すように、変数のセットを変えると、まったく異なった姿が浮かび上がってくる。

4. パネル分析 (2)

松井 [2001] は、飲食料品店に限らない小売店全体の店舗密度について都道府県レベルのパネル分析を行い、ひとりあたり県民所得をコントロールしてなお、ひとりあたり乗用車数が高い説明力を持つことを示した。また、この変数を加えた場合、ひとりあたり県民所得の符号は並河 [2000] とは逆に、正になることを示した。

この変数がモデルの説明力に与える影響は大きく、1960年代から90年代にわたって有意な説明力を与え続けるだけでなく、式全体の決定係数も大きく上昇する。この節ではこの変数を取り入れた分析を行う。ただし1958年に関する乗用車登録関係の資料が見つからなかったため、この節以降では1960年以降のデータのみを用いている。

また、長期間のデータをプールしたことによって各変数が強いトレンドを持っていることの影響を緩和するため、松井 [2001] にならってトレンド変数 YEAR を説明変数に導入する。これは各年次（西暦）の下2桁を取ったものである。

店舗密度という被説明変数は人口を分母に持つので、説明変数に人口で除した変数とそうでない変数が混在する場合には、誘導形を用いることが適切であるように思われる。ここでは店舗密度（ひとりあたり飲食料品小売商店数）、ひとりあたり県民所得、ひとりあたり乗用車数のそれぞれを人口で割ることをやめ、各都道府県の飲食料品小売店舗数 (SN) を被説明変数、県民所得 (INC)、乗用車数 (SHARYO)、トレンド変数 (YEAR)

表2 店舗密度の決定要因 (1958～1976)

	被説明変数	PGROW	PCINC	自由度修正 済決定係数
式(4)	DENS	-0.0487 (-1.586)	-2.35E-04 (5.490)* ¹	0.807
式(5)	DENS	-1.23E-01 (-4.324)* ¹		0.794
式(6)	DENS		-2.65E-04 (-6.890)* ¹	0.807

括弧内はt値 *¹: 1%有意 *²: 5%有意

表3 店舗密度の決定要因 (1976～1997)

	被説明変数	PGROW	PCINC	自由度修正 済決定係数
式(7)	DENS	0.317 (4.117)* ¹	-1.59E-03 (-23.55)* ¹	0.914
式(8)	DENS	1.62 (18.1)* ¹		0.765
式(9)	DENS		-1.79E-03 (-37.0)* ¹	0.91

括弧内はt値 *¹: 1%有意 *²: 5%有意

を説明変数とした。

また、乗用車数と県民所得はこの間右肩上がりで推移しており、多重共線性を持っていることが疑われる。そこで乗用車数を県民所得と（各年度、各県の）人口増加率で回帰し、その推定値を乗用車数の代わりに用いる操作変数法を取った。ここでは操作変数法を取った結果のみを示すが、操作変数法を取らない場合、1976年以降のみをプールした、式(12)にあたるデータセットでは県民所得INCの符号がマイナスとなり、全データをプールした式(10)の場合、県民所得は有意性を失う（表4）。

先に述べたように、松井[2001]と同様に乗用車数を説明変数に含めることで、式の説明力は表

1~3に比べきわめて高くなる。ところが、ひとりあたり乗用車数を加えて、松井[2001]が推定対象としなかった時期も含めていろいろな時点でクロスセクション分析を行うと、ひとりあたり乗用車数は多くの時点で有意ではあるのだが、その符号は途中で逆転する。以下に、1960年、1976年、1997年におけるクロスセクション分析の結果を示す。

このように、近年のクロスセクションデータを取ると、乗用車数の符号はむしろ正であり、年度によっては有意性すら持つ。

各変数を人口で除するかどうかは、理論的には結果に差異をもたらすはずはないのだが、実際に各変数を人口で除してみると（表6）、式全体の

表4 乗用車保有台数を加えた小売店舗数の決定式

	サンプル	被説明変数	INC	SHARYO	YEAR	自由度修正 済決定係数
式(10)	1960-97	SN	2.84E-03 (5.778)* ¹	-0.380 (-5.884)* ¹	45.9 (7.623)* ¹	0.977
式(11)	1960-76	SN	0.205 (4.192)* ¹	-0.186 (-4.038)* ¹	4.64 (0.325)	0.995
式(12)	1976-97	SN	1.55E-03 (4.311)* ¹	-0.0281 (-5.521)* ¹	-142 (-11.063)* ¹	0.992

括弧内はt値 *¹: 1%有意 *²: 5%有意

表5 クロスセクションデータにおける乗用車数の説明力(1)

	サンプル	被説明変数	定数項	INC	SHARYO	自由度修正 済決定係数
式(13)	1960	SN	4388	4.78E-02 (13.1)* ¹	-2.89E-01 (-5.73)* ¹	0.948
式(14)	1976	SN	4575	2.70E-03 (8.08)* ¹	7.70E-03 (2.02)* ²	0.956
式(15)	1997	SN	3155	7.81E-04 (9.056)* ¹	1.33E-03 (1.258)	0.945

括弧内はt値 *¹: 1%有意 *²: 5%有意

表6 クロスセクションデータにおける乗用車数の説明力(2)

	サンプル	被説明変数	定数項	INCPC	SHARYOPC	自由度修正 済決定係数
式(16)	1960	DENS	8.91	-1.26E-01 (-1.985)	2.75E-02 (-0.421)	0.165
式(17)	1976	DENS	13.3	-4.82E-03 (-6.591)* ¹	-5.45E-03 (-1.172)	0.490
式(18)	1997	DENS	9.59	-1.53E-03 (-6.522)* ¹	-1.20E-03 (-0.688)	0.474

括弧内はt値 *¹: 1%有意 *²: 5%有意

説明力は大きく低下し、ひとりあたり乗用車数は表5と係数の符号が逆になったうえ有意性を持たない。なお、PCのついた変数はひとりあたり(per capita)を意味し、店舗数を人口で割った変数は店舗密度の意味でDENSと表記している。

トレンドを持つ時系列データを使って回帰分析を行った場合、クロスセクション分析に比べて決定係数が高くなる傾向があることは広く知られている。おそらく、都道府県間に大きな人口差のあることが、これに似た理由で表5の決定係数や各変数の説明力を引き上げているのであろう。

いずれにせよ、(ひとりあたり)乗用車数はクロスセクション分析ではパネル分析ほど明確で安定した効果を持たない。このことは、この変数の説明力が地域差よりも、時系列的な変化から来ていることを示唆する。次節ではこの点を検討する。

5. 乗用車数、県民所得、小売店舗数

1960年のデータで見ると、ひとりあたり乗用車数が多いのは明らかに大都市を擁する都府県である。ところがこの傾向は急速に逆転し、1980年代に入るところには逆に東京・大阪は小さいほうの筆頭になってしまう。今回用いたデータの両端である1960年と1997年について、上位・下位5都道府県を表7に示した。1960年と各年次の数字がどのように相関するか商業統計調査の実施された年に限って順々に調べてゆくと、1960年との相関係数が初めて0.3を下回るのは1972年、

表7 ひとりあたり乗用車数 上位5県・下位5県

	上位5県	下位5県
1960年	1 東京 2 大阪 3 神奈川 4 愛知県 5 京都	1 秋田 2 山形 3 岩手 4 新潟 5 島根
1997年	1 群馬 2 栃木 3 愛知県 4 茨城 5 富山	1 東京 2 大阪 3 神奈川 4 京都 5 長崎

負の相関が見られるのは1976年で、1997年データと1960年データの相関は-0.50となっている。

大都市を擁する都道府県のひとりあたり乗用車数が相対的に低下する傾向には、愛知県という目立った例外があるが、これは愛知県がトヨタの本拠地であること、相対的に道路が整っていることなどから説明できよう。

並河[2000]で論じたように、人口の社会的移動と店舗数の変化が比例的でなかったことから、1980年代初頭の飲食料品店舗密度は都市部で低下したのに対し、地方で高いままとどまった。また、その後は全国的に店舗密度の急速な低下があった。この時系列的な店舗密度の変化は、ひとりあたり乗用車数の変化パターンによく似ている。

またパネル分析である以上、地域要因は地域ダミーを置くことで処理されるが、分析期間内に人口の社会的移動があり、それに伴って各地域での店舗増減があった場合、その変化は地域ダミーでは説明できず、他の変数の動きで説明されることになる。経済成長期には明らかに県民所得の高い地域への人口移動があったし、近年の高齢化・少子化もまた、多年にわたって若い世代が都市部に移動し続けた結果、地方においてより深刻である。こう考えれば、パネル分析において県民所得がプラスの符号を持って地域差を説明し、乗用車数がマイナスの符号を持って時系列的な変化を説明することは理解できる。

最初に提示した仮説に沿って再整理すれば、県民所得がプラスの地域効果を持つことは経済発展仮説/市場スラック仮説によくフィットする。履歴効果仮説に従えば、店舗密度が一般的に下落する時期には、もともと店舗密度の低い大都市圏は市場スラック縮小の影響を受けにくいので、県民所得と店舗密度の間にはむしろマイナスの関係が見られるはずであるが、表4のパネル分析ではこのような関係は見られない。また、日本の伝統的食生活が都市圏において早く崩れたことをこの説明変数が代表しているとしたら、特に高度成長期において、県民所得と店舗密度にはマイナスの関係が生まれると考えるのが自然であろうが、表4ではそのような関係は見られない。

これに対し、乗用車数が持つマイナスの効果は、日本の消費者が買い物手段として自動車を受け入れていったことを示していると思われ、日本の消費習慣仮説／日本の消費者仮説から説明できる。他の仮説は、所得要因をコントロールした上で、なお乗用車数が店舗密度と相関を持つことを説明できない。ただ前節で述べたように、この変数はクロスセクション分析では符号が不安定であり、解釈には注意が必要である。

我々の分析によれば、都市部はひとりあたり乗用車数が比較的少なく、所得をコントロールした後では店舗密度は相対的に高い。このことは「乗用車数が少なく、都市部人口比率が高い国は店舗密度が高い」という Flath & Nariu [1996] の結果と整合的である。これに対し、「都市部(高人口密度地域)人口比率が高いと店舗密度(ただし分母は人口でなく世帯数)は低くなる」という Flath [1986] の結果は逆であるように思えるが、Flath の用いたデータは1985年商業統計を中心としており比較的古い(モータリゼーションの影響が小さい)こと、単身世帯も含む一般世帯の数字を用いたため、世帯あたり人数の少ない東京の店舗密度が低めに出ること、そしておそらく最大の理由として、所得水準が説明変数に入っていないことがこのような差異をもたらしていると思われる。

6. おわりに

この論文では経済環境の変化が店舗密度に与える影響について分析してきたが、何が「環境」という分析外の与件として扱えるのかには、なお詰めきれない点がある。すなわち、相関関係が確認されたとしても、真の因果関係は予想されたものの逆であるかもしれず、この点は注意が必要である。

現在、大都市圏において乗用車を保有するには駐車場代などのコストが高く、交通渋滞や都市中心部での駐車場不足で、自家用車で移動するデメリットも大きい。また、公共交通機関が発達していることで、自家用車以外の移手段も豊富である。

1997年の県民所得当たり乗用車保有台数を見ると、低い順に東京、大阪、神奈川と続き、さいたま市を政令指定都市に準じて扱おうとすれば、最も低い7都府県はすべて政令指定都市を持つ。逆に言えば、県民所得の割に乗用車が普及しているのは大都市を持たない県である、という傾向が見て取れる。

この研究では乗用車数から店舗密度を説明する考え方を取ったが、地方では遠方でないと買い物に済ませられず、公共交通機関は発達しておらず、自家用車がないと不便で仕方がないから無理をしても自家用車を持つ、という因果関係もまた考えられるのである。これは連立方程式モデルやVARモデルを組まずに1本の式だけで分析することの限界であり、より総合性の高い研究が待たれるところである。

変数一覧とデータソース

本文にも記載した通り、データは1958年から1976年まで2年おき、それ以降1997年まで3年おきのパネルデータであり、全期間について沖縄県を除外した都道府県データである。ただし、1958年に関する乗用車登録関係の資料が見つからなかったため、第4節以降では1960年以降のデータのみを用いている。

POP 人口(千人)。

「国勢調査」および「推計人口」による。

SN 飲食料品小売業の商店数。

「商業統計」による。

SHARYO 乗用車登録台数。

運輸省「陸運統計要覧」による。

この場合の「乗用車」はタクシーなどの営業用乗用車を含み、普通車・小型車・軽乗用車の合計である。年次の古いデータにおいては営業用乗用車の比率が高くなる。例えば1960年度末に、全国で軽自動車を除き440417台の乗用車が登録されていたが、うち17%にあたる76641台は営業用である。企業の保有する乗用車と個人の保有する乗用車をこの統計上区別することは出来ない。

また、登録台数は年度末現在のものであるため、他のデータソースとの調整上年度をずらし、例え

ば1960年のデータとしては1959年度末のものを
用いた。

INC 県民所得(百万円)。

経済企画庁「県民経済統計年報」のほか、年次
の古いものについては、経済企画庁が週及統計と
して発表したデータを用いた。

DENS 店舗密度。

$DENS = SN / POP$

PCINC ひとりあたり県民所得。

$PCINC = INC / POP$

PGROW 人口増加率(%)。

POPの前年比増加率。今回のパネルデータは
2~3年おきに取られているが、これとは別に前
年の人口データを用意し、前年比増加率を求めた。

YEAR トレンド変数。

西暦年次の下2桁を用いた。

SHARYOPC

ひとりあたり乗用車登録台数。

$SHARYOPC = SHARYO / POP$

参考文献

- Flath D. [1990], "Why Are There So Many Retail
Stores in Japan?", *Japan and the World Econ-
omy*, Vol.2, pp.365-386
- Flath D. & T. Nariu [1996], "Is Japan's Retail Sector
Truly Distinctive?", *Journal of Comparative
Economics*, Vol.23, pp.181-191
- 向山雅夫 [1989]「フォード効果と小売商業構造変動」,
流通科学大学論集, 第1巻第1号, 41-59頁
- 並河 永 [2000]「日本の飲食料品小売業の零細性と
その地域間格差」,『社会科学論集』(埼玉大学経
済学会), 第99・100合併号, 113-130頁
- 並河 永 [2001]「食料品の消費習慣と店舗密度」,
『社会科学論集』(埼玉大学経済学会), 第103号,
23-34頁
- 松井健二 [2001]「小売店舗密度の効率性に関する地
域間パネル分析」, 未定稿(日本経済学会2001年
度春季大会発表原稿)

《Summary》

A Panel Data Analysis on the Density of Japanese Food Retailers

NAMIKAWA Hisashi

We tried regression analyses on a prefectural panel dataset from 1960 to 1997, explaining the density (per capita number of stores) of grocery, perishable food stores and supermarkets mainly from income and the number of registered cars.

These two independent variables explain the density highly successfully, but the fitnesses are much worse in cross-section analyses using only the data of an year; especially, the number of cars has different sign of coefficients between earlier period and later. In 1960s per capita passenger cars were more in urban prefectures, but it reversed recently. This fact suggests per capita income explains (the change of) cross-section difference, and per capita passenger cars represents long-term change between urban and rural area.

Keywords: Distribution Systems, Retailing, Panel Data