



Osaka Gakuin University Repository

Title	商業統計による景気循環の捕捉の限界に関する検証 Investigation about What Census cannot do about Relation Between Variables and Business Cycle
Author(s)	加茂 英司 (Eiji Kamo)
Citation	大阪学院大学 商・経営学論集 (OSAKA GAKUIN UNIVERSITY REVIEW OF COMMERCE AND BUSINESS ADMINISTRATION), 第 40 巻第 1 号 : 103-140
Issue Date	2014.09.30
Resource Type	ARTICLE/ 論説
Resource Version	
URL	
Right	
Additional Information	

商業統計による景気循環の捕捉の限界に関する検証

加 茂 英 司

Investigation about What Census Cannot Do about Relation Between Variables and Business Cycle

Eiji Kamo

ABSTRACT

Because Japanese census of commerce is done by each 2-3year, we cannot know that each variable changes depending on business cycle. Business cycle changes by each month and census cannot clarify the change of business cycle.

This character of census has not been shown by anyone, so researchers have misunderstood covariance between variables, though they are just made by business cycle.

The most famous hypothesis made by those misunderstanding are market slack hypothesis and self-employment model.

This paper writes not about what census can do, but about what census cannot do.

はじめに 商業統計と景気循環

そもその問題意識は社会が発展するほど店舗密度が低下していく時系列的な現象を観察することから始まった (Cundiff 1965)¹⁾。ところが国別クロスセクションデータで観察すると、経済発展度と店舗密度は無相関になる (Douglas 1971)²⁾。同じ変数であるのに時系列データにおける関係性とクロスセクションデータにおける関係性が異なることは、初期の国際比較研究の解決すべき課題であった。

そこでサンプルの数を増やしてみたり (Sethi 1971)³⁾、変数の数を増やしてみたり (Liander 1967)⁴⁾したが、やはりその矛盾を解決することはできなかった。

ところが経済発展度や店舗密度といった静学変数ではなく、市場成長率や小売店数変化率などの「動学変数」を使うと、時系列データにみられる関係性と業種別クロスセクションデータのそれが同じになることが発見される。その意味で「動学比較分析」は比較分析の優れた方法論であると理解されるようになる⁵⁾。

しかし筆者が調べたところ、単に景気循環に反応する変数だから関係性が生じているに過ぎないことがわかった。

ではなぜこれらの変数と景気循環との関係を指摘する人がいなかったか。そ

-
- 1) E.W. Cundiff, "Concepts in Comparative Retailing", Journal of Marketing, Vol.29, No.1, 1965, pp.59-63; G. Wactinambaiaratchi, "Channels of Distribution in Developing"
 - 2) S.P. Douglas, "Patterns and Parallels of Marketing Structures in Seven Countries", MSU Business Topics, Vol.19, No.2, 1971, pp.38-48
 - 3) S.P. Sethi, "Comparative Cluster Analysis for World Markets", Journal of Marketing Reserch, Vol.8, No.3, 1971, pp.348-354
 - 4) B. Liander et al., Comparative Analysis for International Marketing, 1967
 - 5) 田村正紀 (1986)、『日本型市場システム』、千倉書房

の最大の原因は流通研究では商業統計を使うからであり、商業統計の実施されるインターバルが長いからに他ならない。

景気循環は月次ベースで変化するのだが、商業統計は最短でも2年ごとにしか実施されない。景気循環との関係性は捕捉することはできず、単に景気循環だけを使って無意識に仮説化してしまうことは流通研究全体の構造的問題なのである。仮説化は容易だが、そこからは有益な知見が得られないことになる。

この問題は市場スラック仮説だけでなく、自己雇用モデルでも全く同じである。いや動学比較分析の名のもとに紹介されてきた多くの流通研究に該当する問題なのである。

本稿ではまずは商業統計がなぜ景気循環との関係性を明らかにできないのかを説明する。次に市場スラック仮説と自己雇用モデルを中心にして、商業統計を使った比較分析研究が景気循環だけを根拠にして仮説化していることを説明する。

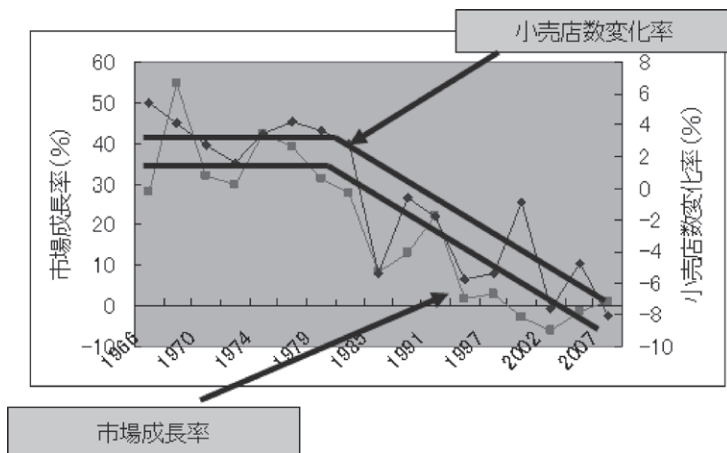
その後、流通研究に対する新しい処方箋を提示するという構成になっている。

第1節 商業統計はなぜ景気循環との関係性を明らかにできないか

グラフ1は小売店数変化率と市場成長率の時系列データである。時系列データを描くことによって、両変数間に相関関係の生じている原因が「景気循環」にあることがわかる。その意味では市場スラック仮説はきわめてわかりやすい現象を指摘していたことになるが、当該仮説は研究者の支持を失っていく。

流通研究には時系列データを使う習慣がなかったために、事実を踏まえない批判が出てきたからである。その代表的なものが80年代後期のバブル期における流通構造の変化に対するものであった。

グラフ1 我が国の小売店数変化率と市場成長率



出典 商業統計

上記グラフを見れば80年代後半には市場成長率が低下するとともに、小売店数変化率もすでに低下をし始めているが、「我が国のいわゆるバブル期に、はたして小売商店数は増加しただろうか」(石井)⁶⁾と、市場スラック仮説に対して懐疑的になることが一般的になるのである。

それだけではない。市場スラック仮説の提唱者である田村自身が、上記の反論を受け入れ、市場スラック仮説を修正することになる。小売店数変化率に影響を与える第3の変数として「生業性」⁷⁾を導入する。もはや市場成長率と小売店数変化率には相関関係が無いことが前提となり、自らが提唱した市場スラックをアドホックな仮説にしてしまったのである。

景気循環に反応するだけで相関関係が生じていたのだから、そのメカニズムは動学変数に限らないことになる。つまり静学変数であっても相関関係が生じ

6) 石井淳蔵 (1996)、『商人家族と市場社会』、有斐閣 p.66 1.3-4

7) 田村正紀 (2004)、『業態の盛衰』、千倉書房 p.279 1.15

ることになる。

次の表1は景気循環を決定する際に参考にされる景気動向指数⁸⁾と呼ばれている変数である。その中には「商業販売額（小売業、前年同期比）」の他、「日経商品指数（前年同月比）」、「東証株価指数（前年同月比）」、「常用雇用指数（製造業、前年同月比）」、「家計消費指数（前年同月比）」などの動学変数も掲載されている。

しかし景気動向指数の多くはむしろ静学変数であることに注意をされたい。「有効求人倍率」、「実質機械受注（船舶電力除く民需）」、「失業率（逆）」⁹⁾など、実にたくさんの静学変数も掲載されている。これらの変数間であれば、静学変数でも相関関係が生じるのである。例えば有効求人倍率と最終需要財在庫指数はどちらも静学変数だが、この間にも相関関係が生じる。その意味では、市場スラック仮説は単に景気循環だけで説明しようとしていただけなのである。

表1 景気動向指数

先行指数（11指数）	一致指数（11指数）	遅行指数（6指数）
最終需要財在庫率指数 鉱工業生産財在庫率指数 新規求人数（除学卒） 実質機械受注 （船舶・電力除く民需） 新設住宅着工床面積 消費者態度指数 日経商品指数 長短金利差 東証株価指数 投資環境指数（製造業） 中小企業売上見通しDI	生産指数（鉱工業） 鉱工業生産財出荷指数 大口電力使用量 耐久消費財出荷指数 所定外労働時間指数 投資財出荷指数 （除輸送機械） 商業販売額（小売業） 商業販売額（卸売業） 営業利益 中小企業出荷指数 有効求人倍率（除学卒）	第3次産業活動指数 （対事業所サービス） 常用雇用指数 実質法人企業設備投資 家計消費支出 法人税収入 完全失業率

8) <http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/041112hiduke/beppyol.pdf>

9) （逆）というのは、景気循環とは逆の符号に反応する変数である

しかし流通研究者の誰もが、市場成長率や小売店数変化率が景気循環に反応することに想いを馳せなかったということはあまり考えられない。実際、自己雇用モデルなどは盛んに景気循環との関係性から議論をしているのである。

その最大の原因は、商業統計に「ある特殊な性格」が隠れているからである。商業統計が実施されるインターバルが長く、そのために景気循環との関係性を捕捉できないからなのである。

そもそも景気循環とは月次ベースで決定されるものである。表2は我が国の景気循環表だが、不況は平均16.3か月、そして好況は33.1か月。短い不況と長い好況を、合計で50か月強というサイクルで繰り返してきたのが我が国の短期変動の歴史である。第12循環は1997年「5月」に山を迎え、1999年「1月」に谷を経験する。

景気循環に反応しているかどうかを検証するためには、変数もまた月次ベースでその変化がわからなければならない。例えば失業率は月次ベースでその動向を知ることができるから、景気循環に反応する性格であると判断することができる。

景気動向指数の中には「商業販売額（小売業、前年比）」という指数があるが、これもまた「商業動態統計調査」、一般には商業販売と呼ばれる統計調査を使っている。商業販売は抽出調査なので月次ベースで行われており、それだからこそ景気判断に使うことができるのである。

ところが全数調査である商業統計は短くても2年、長ければ3年ごとにしか実施されない。そこで次に紹介するメカニズムによって、景気循環との関係性を見えなくしているのである。

表 2 我が国の景気循環表¹⁰⁾

	山		谷		収縮	拡張	循環	
	年	月	年	月	山から谷	谷から山	谷から谷	山から山
第 1 循環	1951	6	1951	10	4			
第 2 循環	1954	1	1954	11	10	27	37	31
第 3 循環	1957	6	1958	6	12	31	43	41
第 4 循環	1961	12	1962	10	10	42	52	54
第 5 循環	1964	10	1965	10	12	24	36	34
第 6 循環	1970	7	1971	12	17	57	74	69
第 7 循環	1973	11	1975	3	16	23	39	40
第 8 循環	1977	2	1977	10	9	22	31	38
第 9 循環	1980	2	1983	2	36	28	64	37
第10循環	1985	6	1986	11	17	28	45	64
第11循環	1991	2	1993	10	32	51	83	68
第12循環	1997	5	1999	1	20	43	63	75
第13循環	2000	10				21		
平均月数					16.3	33.1	51.5	50.1

図 1 の上段に書いているのは 2 年ごとの実施される商業統計のデータであり、下段に書いているのは景気循環である。かりに商業統計のインターバルが 1 年に 1 回というペースで実施されていれば、商業統計の観察期間は不況のそれよりも短くなる。したがって、商業統計の各データ(1)、(2)、(5)、そして(6)は好況の様子を反映し、(3)と(4)は不況のそれを反映する。おかげで商業統計を使って、好況と不況の違いを比較することが可能になる。

10) <http://kccn.konan-u.ac.jp/keizai/america/01/c2.html>

図1 商業統計と景気循環がずれていない場合

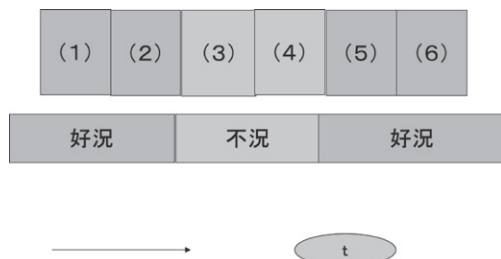
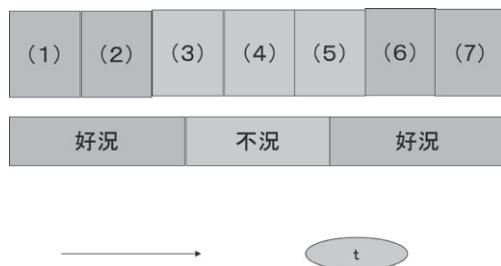


図2のように商業統計と景気循環に「ずれ」があっても、商業統計データのほうが短かければ景気循環との関係性を観察することは可能である。商業統計データの(3)と(5)には好況と不況が混在してしまうが、少なくとも(1)、(2)、(6)、(7)は好況を忠実に反映し、(4)は不況のそれを忠実に反映するからである。

図2 商業統計と景気循環がずれている場合



ところが商業統計の実施が2年に1回なので、どうしても商業統計データは不況よりも長くなる。そこで商業統計データ(1)と(3)は好況のデータを反映しているが、商業統計データ(2)には不況と好況が混在する。

まだこの段階では、好況だけのデータと、好況と不況が混在したデータを比

較することになるとはいえ、好況と不況の特徴を比較することは可能である。

図 3 商業統計 (2) には不況と好況が混在する

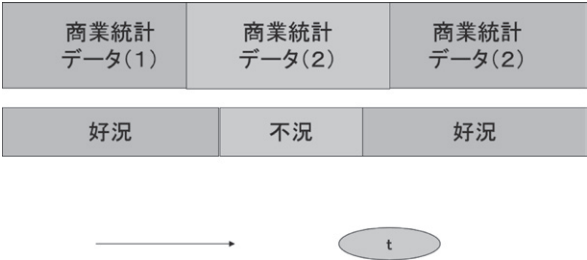
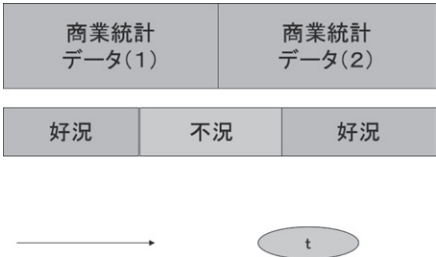


図 4 のように「ずれ」が生じれば、どちらの商業統計データにも不況と好況が同じような割合で含まれてしまう。商業統計データ (1) にも好況と不況が混在し、データ (2) にも両者が混在している。これでは不況と好況の違いを比較することはできない¹¹⁾。

図 4 もはや景気循環に対する反応を知ることはできない



11) さらに問題はある。一口に景気循環に反応するといっても、景気循環と同時に変化する「一致系列」ばかりではない。景気循環に遅れて反応する「遅行系列」の変数もあれば、景気循環に先んじて反応をする「先行系列」の変数もある。市場成長率は一致系列だが、小売店数変化率はどの系列であるかはわからない

我が国の商業統計に相当するアメリカの調査は「ビジネスセンス」と呼ばれるものだが、さらに長く5年毎にしか実施されない。しかも我が国の不況が平均16.3か月であるのに対し、アメリカのそれは僅かに10.4か月しかない。

表3 アメリカの景気循環表¹²⁾

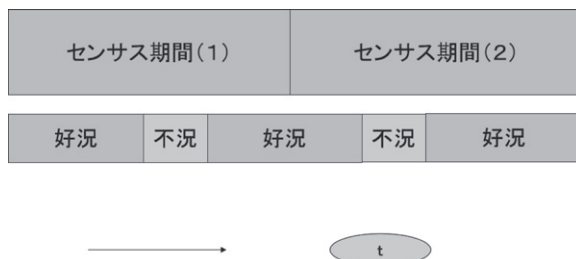
	山		谷		収縮	拡張	循環	
	年	月	年	月	山から谷	谷から山	谷から谷	山から山
第1循環	1945	2	1945	10	8	80	88	93
第2循環	1948	11	1949	10	11	37	48	45
第3循環	1953	7	1954	5	10	45	55	56
第4循環	1957	8	1958	4	8	39	47	49
第5循環	1960	4	1961	2	10	24	34	32
第6循環	1969	12	1970	11	11	106	117	116
第7循環	1973	11	1975	3	16	36	52	47
第8循環	1980	1	1980	7	6	58	64	74
第9循環	1981	7	1982	11	16	12	28	18
第10循環	1990	7	1991	3	8	92	100	108
第11循環	2001	3				120		128
平均月数					10.4	59.0	63.3	69.6

出所：NBER

5年という大雑把な計測器を使って、僅かに10か月強しかない不況は図5のようにどのセンスデータにも含まれることになる。したがってビジネスセンスを使つての流通研究では、やはり流通構造と景気循環との関係性を検証することはできない。

12) <http://kccn.konan-u.ac.jp/keizai/america/01/frame.html>

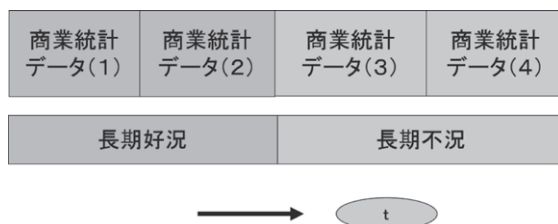
図5 アメリカにおけるセンサスと景気循環の関係



しかし景気循環には十数年から数十年をかけて変化する長期循環もあり、長期循環に対してであればインターバルの長い商業統計のデータでも景気循環との関係性を観察することは可能である。実際、小売店数変化率が景気循環に反応していることがわかったのは、80年代から90年代にかけての長期循環のおかげである。

図6は長期好況と長期不況であれば、インターバルの長い商業統計でもその変化を捕捉できることを視覚的に説明したものである。データ(1)と(2)は長期好況を反映し、データ(3)と(4)は長期の不況を反映している。景気循環よりも商業統計データが短いと、景気循環を反映させることができるのである。しかも商業統計と景気循環がずれていても、問題はない。

図6 どの時期の商業統計でも右肩下がりであることをとらえることができる



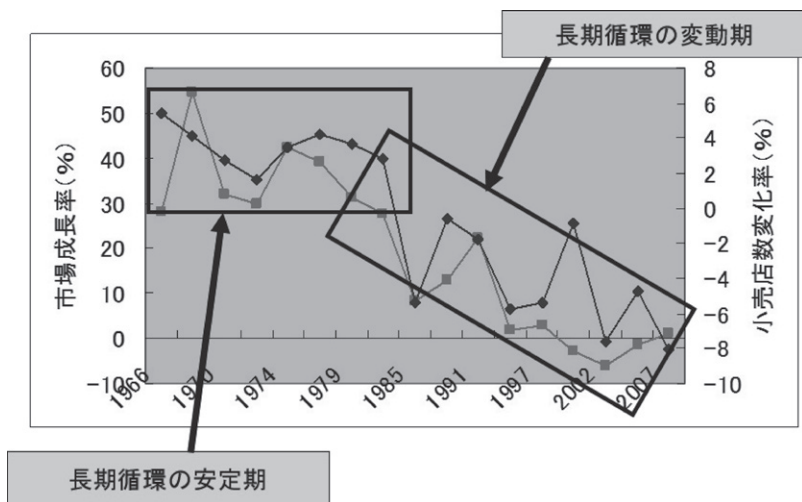
安定期であれば相関関係を判断できない

ところが市場スラック仮説が発表された時代、長期循環でさえも商業統計では捕捉できないという、また別の特殊な事情があった。

それを説明するために市場成長率と小売店数変化率の時系列データから、長期変動だけを分離するという作業を行う。すると長期循環はグラフ2のように二つの時期に分けることができる。

ひとつは高度経済成長期から70年代を通した時期であり、長期循環は水平に安定して推移している。そしてもうひとつは80年代以降に相当する時期であり、両変数とも長期循環は大きく右肩下がりにする。

グラフ2 長期循環は安定期と変動期に分けられる



時系列データには、図7のように一組の変数がともに水平に推移する時期がある。クロスセクションデータには決して見られず、時系列データだけに見ら

れる特徴である。この状態を見て、両変数間には正の相関関係であると疑わない人は少なくないが、誤った判断である。

図7 安定期の時系列データ

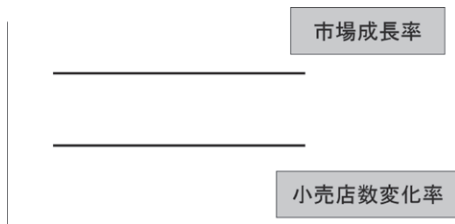


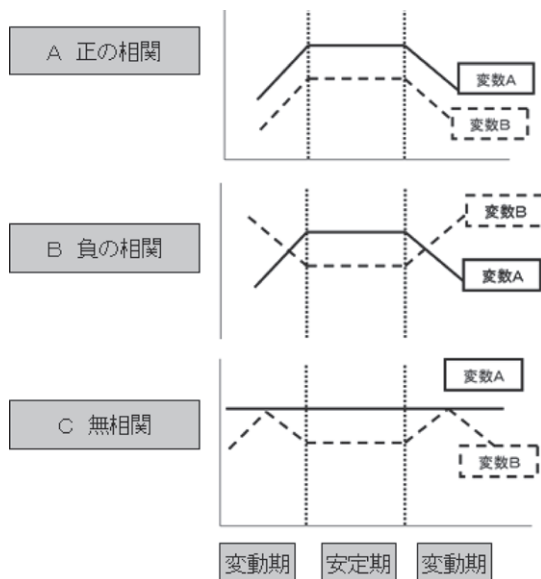
図8は、ふたつの変数が正の相関、負の相関、そして無相関である3つのパターンの時系列データを表したものである。両方の変数とも水平になっている「安定期」と、少なくともどちらか片方の変数が変化している「変動期」に分けられる。

安定期のところを見てほしい。正の相関関係、負の相関関係、そして無相関、どの関係であって安定期に限れば形が同じであることに注意してもらいたい。つまり時系列データが安定期にある限り、両変数の関係性を判断することができないのである。

市場成長率、小売店数変化率ともに高度経済成長期における長期循環は安定期にあったため、長期循環を使ってもそれらの間の関係性を判断できなかったのである。

短気循環でも判断できない、長期循環でもわからない。当然、市場成長率と小売店数変化率の関係性の検証は、クロスセクションデータに頼らざるを得なかったのである。

図8 安定期では判断できない関係性



クロスセクションデータの有効性

市場スラック仮説の根拠となったクロスセクションデータが表4¹³⁾である。

小売店数変化率と市場成長率の相関関係を示すために引用した表だが、業種別に小売店数変化率（表中では個人商店数成長率）と市場成長率を分類した、「業種別クロスセクションデータ」であった。

しかしクロスセクションデータを使う限り、景気循環に反応する変数であることはわからない。それを理解するために、2つの時系列データと1つのクロスセクションデータを見てもらいたい。

図9は、両変数が景気循環に反応しながら変化している時系列データであ

13) 田村正紀（1960）、『日本型流通システム』、千倉書房 p.62

表 4 市場スラック仮説のもとになっている業種間比較の表

		個人商店数成長率							
		個人商店数は減少				個人商店数は増加			
		業 種	個人商店 数成長率	相対的 生産性	市 場 成長率	業 種	個人商店 数成長率	相対的 生産性	市 場 成長率
個人商店 相対的 生産性	非 効 率 的	I				II			
		その 他 織 物 ・ 衣 服 ・ 身 の 回 り 品	92	97	3.3	婦 人 ・ 子 供 服	231	85	11.7
		燃 料 小 売 業	83	23	32.4	他 に 分 類 さ れ な い	151	87	7.2
		菓 子 ・ パ ン	79	89	4.0	各 種 食 料 品	142	52	12.0
		中 古 品	79	79	4.1	そ の 他 の 什 器	140	93	6.6
		金 物 ・ 荒 物	72	82	3.5	家 具 ・ 建 具 ・ 畳	119	71	7.9
		農 耕 用 品	72	46	7.6	陶 磁 器 ・ ガ ラ ス 器	119	90	5.7
		く つ ・ は き も の	71	78	3.9	鮮 魚	105	84	5.5
		乾 物	67	89	3.2	米 穀 類	105	98	2.8
		そ の 他 の 各 種 商 品	56	66	5.1	そ の 他 の 飲 食 料 品	103	83	5.1
	効 率 的					野 菜 ・ 果 実	102	86	5.0
						書 籍 ・ 文 房 具	100	85	5.5
		III				IV			
		酒 ・ 調 味 料	92	113	3.8	食 肉	162	121	5.8
		自 転 車	81	120	2.5	洋 服 （ 婦 人 ・ 子 供 服 を 除 く ）	139	139	3.9
						家 庭 用 機 械 器 具	135	115	5.1
						医 薬 品 ・ 化 粧 品	127	116	4.4
						呉 服 ・ 服 地 ・ 寝 具	119	120	3.9

データ源：産業研究所・通産統計協会、戦後我が国商業の長期動向分析、1980。

る。好況には両変数とも右肩上がり、不況期には右肩下がりであることによって景気循環に反応していることがわかる。

一方、図10は景気循環からは独立しているが、やはり両変数間には相関関係が生じていることがわかる時系列データである。好況でも不況でも右肩上がりであることからわかる。

時系列データを使うことによって、どのような原理において両変数に相関関係が生じているのかが一目瞭然である。

ところが景気循環に反応していても、あるいは反応していなくても、どちら

図9 市場成長率と小売店数変化率の時系列データ

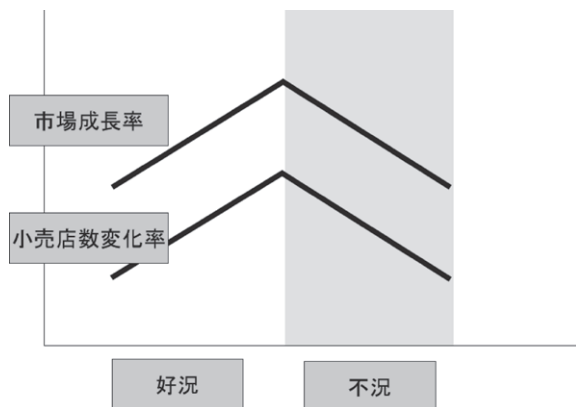
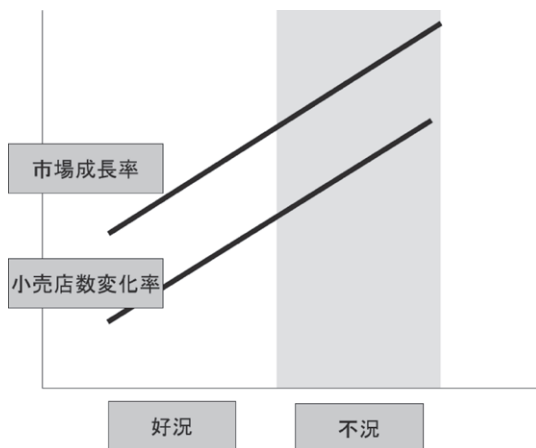


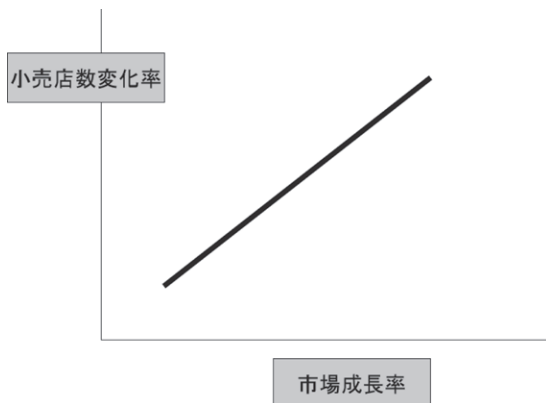
図10 正の相関関係だが景気循環に反応していない場合



にしてもクロスセクションデータでは図11になる。したがってクロスセクションデータを使って検証する限り、景気循環に反応しているから相関関係が生じ

ているのか、あるいは景気循環以外の原因によって相関関係が生じているのかは不明のままなのである。

図11 市場成長率と小売店数変化率のクロスセクションデータ



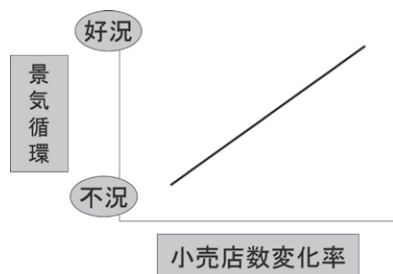
もちろん景気循環を数値化し、一つの軸として計測できれば、その限りではないだろう。図12のように縦軸に景気循環、そして横軸に小売店数変化率を置くことができれば、小売店数変化率が景気循環に反応することはわかる。

したがってなんでもかんでも時系列データを使わなければならないということはない。しかし景気循環は数字に表わすことのできない「潜在変数」なので、軸として表現ができない。そのためにクロスセクションデータでは、景気循環との関係性を分析できないのである。

このように時系列データでわからないからクロスセクションデータを使って関係性を分析しようとしていたのに、クロスセクションデータでも景気循環との関係性を明らかにできない。

商業統計のインターバルが長いばかりに、流通研究は、長期にわたって、景気循環との関係性を検証できないという構造的問題を抱えてきたのである。

図12 景気循環と小売店数変化率のクロスセクションデータ



まとめ

発表された当時の市場スラック仮説は、時系列データからも、そしてクロスセクションデータからも景気循環との関係性を知ることができなかったが、80年代以降の長期不況のデータが手に入った今、私たちは市場成長率と小売店数変化率はともに景気循環に反応することによって相関関係が生じていることを知ることができる。

しかしこの事実から得ることのできる知見とは、単に市場成長率や小売店数変化率が景気循環に反応しているということに過ぎない。つまり市場スラック仮説とは小売店数変化率を景気循環だけで説明しようとしていた仮説であるということになるが、それが可能かといえば答えは明らかに否である。

そこで次の節では、なぜ景気循環だけでは小売店数変化率の水準の高さを検証できないのかを説明したい。

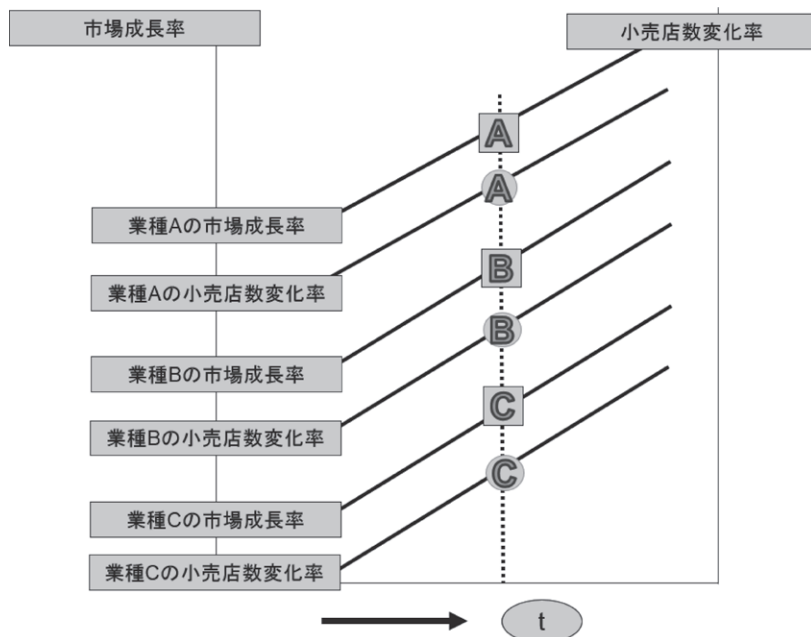
第2節 業種別クロスセクションデータは何を観察していたのか

景気循環というのはきわめて大きな力を持っているので、かりに景気循環に反応しなくなったらという仮定をして話をする 것도 ない。そこで本稿ではあえて市場成長率や小売店数変化率が景気循環に反応しなくなったらという仮定

から始めたいと思う。

図13はどの業種においても、市場成長率と小売店数変化率がともに景気循環に反応することを示したものである。小売店数変化率と市場成長率が景気循環に反応している限り、各業種における時系列データには相関関係が生じることになる。本来、不況で右肩下がり、好況で右肩上がりを書くべきところだが、図を簡略化するために右肩上がりのところだけを描いている。

図13 時系列データでもクロスセクションデータでも正の相関関係

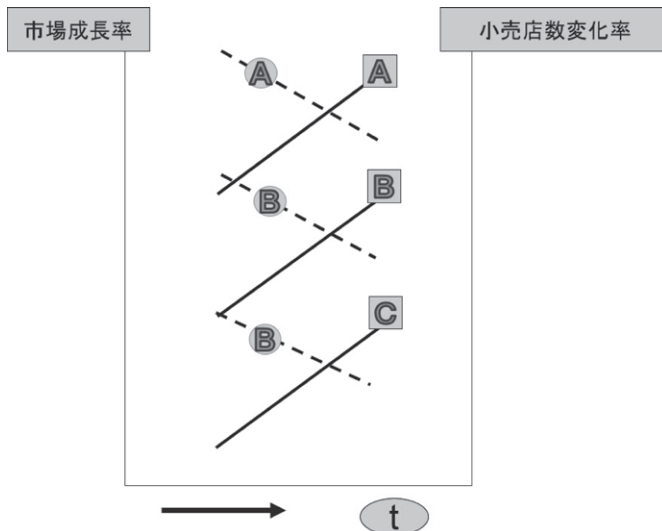


業種別クロスセクションデータによって、相関関係の生じる様子を確認した以上、市場成長率の水準の高い業種ほど、小売店数変化率の水準も高くなっていることはわかっている。

かりに新業態開発が起こったり、あるいは革新的な技術が各業界で起こったりしたと、想定してみよう。この場合、どの業種においても景気循環とは逆方向へ小売店数変化率は変化することになる。つまり各業種において市場成長率は右肩上がりになる一方で小売店数変化率が低下し、両変数の時系列データには負の相関関係が生じる。

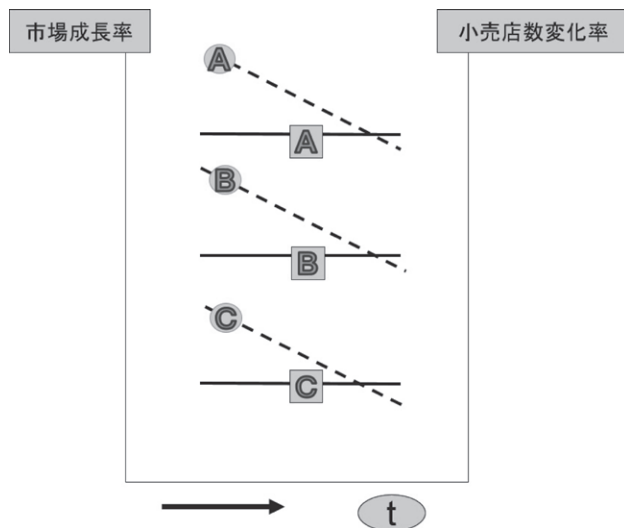
しかしこの変化は、業種別クロスセクションデータに反映される関係性に変化を与えるものではない。したがって市場成長率の高い業種ほど小売店数変化率も高いという構造に変化は無い。つまり図14のように業種別クロスセクションデータにおいては正の相関関係のままである。

図14 時系列データでは負の相関関係、クロスセクションデータでは正の相関関係



同様に時系列データでは無相関だが、クロスセクションデータでは正の相関関係が生じる場合は図15のようになる。

図15 時系列データでは無相関だが、クロスセクションデータでは正の相関関係



時系列データにおける関係性がそれぞれ異なるにもかかわらず、クロスセクションデータにおける関係性は正の符号の相関関係のままであるということは、時系列データは景気循環を通して生じる関係性を反映しているが、業種別クロスセクションデータではそれとは異なる別の関係性を反映していることを示している。

つまり業種別クロスセクションデータを使って説明したところで、市場成長率の高い時期に小売店数変化率も高くなるという時系列的な関係性を示しているわけではない。両データは異なる関係性を反映しているのだが、たまたま同じ

符号の相関関係であったために、業種別クロスセクションデータは時系列データにおける関係性を示していると思いをしていたのである。

もともと市場スラック仮説は景気循環を使って我が国の流通構造の特徴を説明することを目的としていたが、それが検証していたものは景気循環とは無関係の関係性であったことになる。

国別クロスセクションデータが表しているもの

時系列データが反映している関係性とクロスセクションデータが反映している関係性が異なる以上、国別クロスセクションデータでも同じである。時系列データでは正の符号の相関関係でも、国別クロスセクションデータでは必ずしも同じではない。

市場成長率や小売店数変化率が景気循環に反応する性格を持つ国であれば、アメリカやイギリスはもちろん、フランス、イタリア、あるいは中国やインドでも、どの国においても時系列データでは両変数間に正の相関関係が生じる。ここでも図を簡略するために右肩上がりのところだけを描いている。

ところが各国の小売店数変化率の代替的指標として「小売店舗密度」（人口1,000人当たりの小売店舗数）¹⁴⁾をみれば、同じような市場成長率の国でも、国によってかなり水準の異なることがわかる。アメリカ（8.3）、イギリス（6.2）、そしてドイツ（6.7）の店舗密度は低く、フランス（10.3）、イタリア（17.5）のそれは高い。

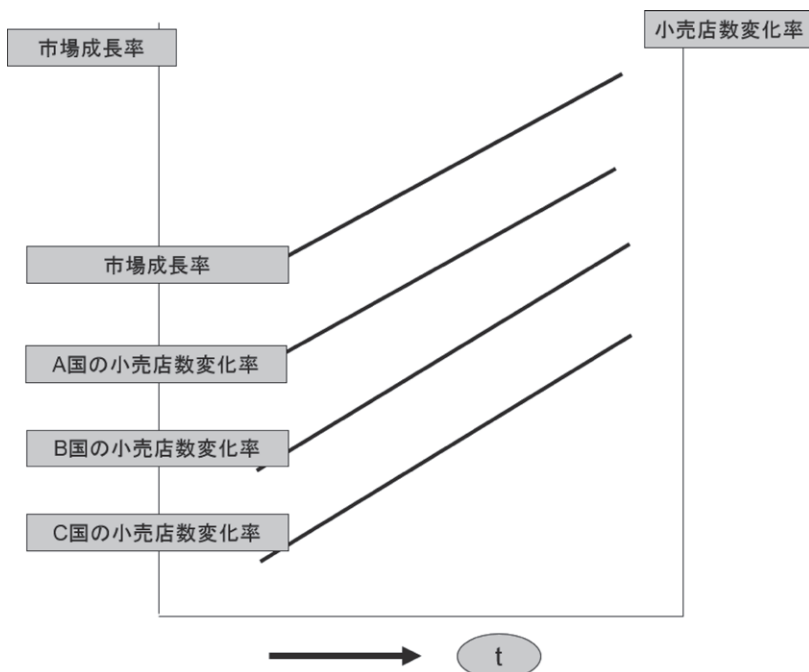
図16では同じような市場成長率の水準の国であれば、市場成長率は共通の1本の線で描くことができる。しかし小売店数変化率の水準が異なるために、それぞれの国の小売店数変化率は異なる水準の線で描いている。国別クロスセクションデータで無相関になるのは、当該データの反映している関係性が時系列

14) 丸山雅祥、『日本市場の競争構造』、創文社、1992、p.21

データの反映しているそれとは異なるからである。

ともに景気循環に反応することによって小売店数変化率と市場成長率には正の符号の相関関係が生じるが、異なる国間ではまったく異なる関係性が顕在化するために、景気循環を使って説明することはできない。したがって市場成長率の高い国では小売店数変化率も高くなるわけではない。その意味で、市場スラック仮説を使って、我が国の流通構造の特徴を説明できるわけではない。

図16 市場成長率との相関関係だけでは、小売店数変化率の水準を決定できない

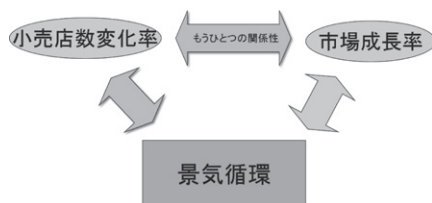


小売店数変化率は多様な変数によって決定される

ひとくちに市場成長率と小売店数変化率の関係性といっても、多様な関係性によって構成されている。図17は、小売店数変化率と市場成長率には複数の関係性のあることを最も単純な形で表したものである。

両変数間には景気循環を通した「疑似相関」が存在する。そして時系列データではその関係性が視覚化される。しかし両変数には「真正相関」もまた存在し、クロスセクションデータではそれを反映するために符号が異なる。

図17 小売店数変化率は複合的な関係の中で決定されるという発想

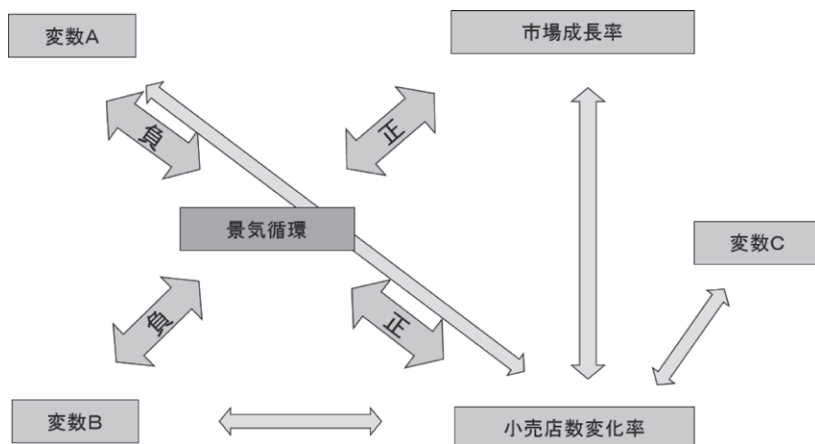


しかしこれでは単に疑似相関と真正相関という概念でしか説明できないために、実態にそぐわない。そこで図18は小売店数変化率や市場成長率以外にも景気循環に反応している変数をいくつか描き、景気循環を通した関係性を矢印で描いた。またそれ以外の関係性は細い線で描いている。

図18から市場成長率と小売店数変化率の関係だけを抜き出したものが、図19である。景気循環を通した関係性だけでなく、変数Aを介した関係性、変数Bを原因変数とした関係性など、両変数間には様々な異なる関係性が存在することになる。

時系列データは景気循環を介した関係性を反映したものであり、○○別クロスセクションデータは変数Aを介した関係性を視覚化させたもの、そして××別クロスセクションデータは変数Bを介した関係性が顕在化したものである。

図18 さらに複雑な関係性の中で決定されるという発想



なおどの関係性も疑似相関であるかのように書き方をしているが、それぞれの関係性が真正相関であるか疑似相関であるかは重要なことではない。市場成長率と小売店数変化率には複数の関係性があり、観察の方法が異なることによって異なる関係性を観察しているということが重要なことなのである。

小売店数変化率と市場成長率の間には様々な関係性が存在しており、それぞれのデータはそのなかのひとつの関係性を反映しているに過ぎない。そしてそれぞれが異なる符号を持つために、データごとに異なる関係性が生じることを示している。比較分析研究とは唯一無二の関係性を抽出するのではなく、複層的に構成されている関係性の中からひとつだけを抽出する方法論なのである。

図19 時系列データでは正の相関関係だが、クロスセクションデータでは無相関

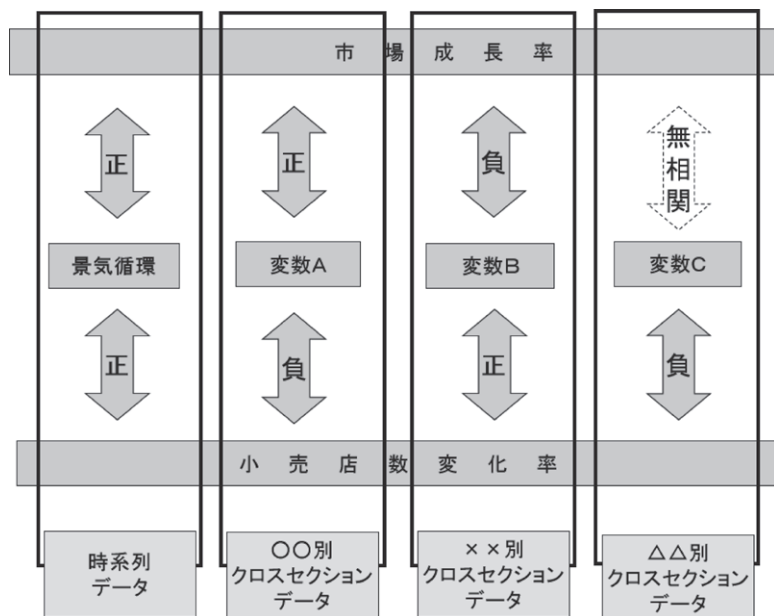
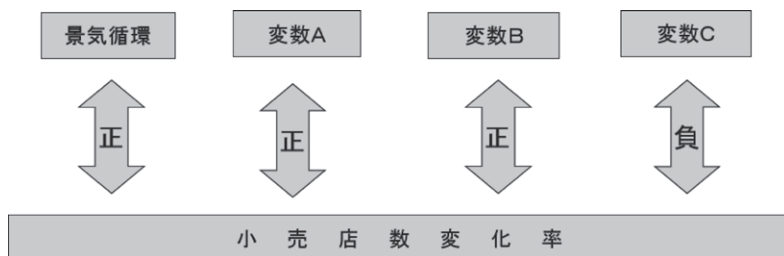


図20 時系列データとクロスセクションデータにおける変数の関係性



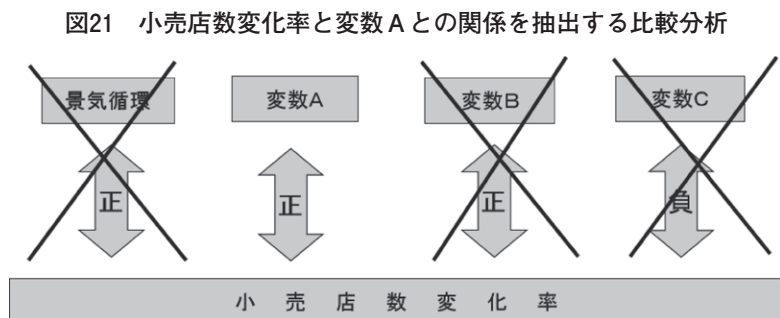
小売店数変化率と、それに直接に関係する部分だけを残せば、図20のように小売店数変化率は単に景気循環の影響を受けているだけでなく、多様な変数の

影響を受けていることがわかる。決して景気循環だけによって決定されるわけではなく、多種多様な変数によって決定される。

まとめ

科学の実験では異なるサンプル間の条件を、細心の注意を払って揃える。これらの作業の目的は、他の関係性を人為的に排除することによって、目的とする関係性だけを明らかにすることにある。

社会科学では実験は使えないが、「重回帰分析」という便利な方法がある。その原理は実験と同じで、不必要な関係性を排除することによって、目的とする関係性の符号だけを明らかにすることにある。

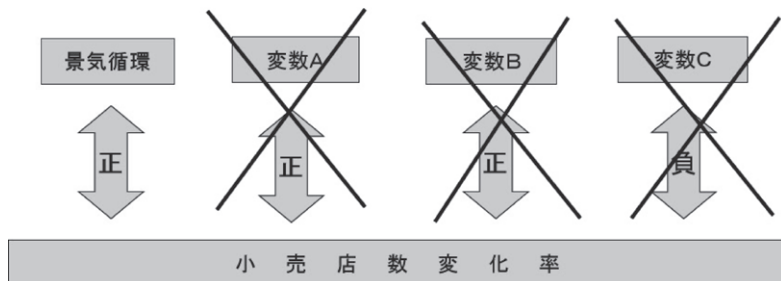


しかし景気循環だけは人為的に排除できない。景気循環は数字に表わすことのできない潜在変数だからである。

したがって、重回帰係数は単に景気循環を通した関係性の符号を明らかにしているだけということになる。小売店数変化率と市場成長率は景気循環に対して互いに正の相関関係があるために、結果的に両変数間には正の相関関係が生じるのだということを示しているだけなのである。そしてそれは単に時系列

データを見れば済むことでもあり、たいていの場合、私たちが経験的に知っていることでもある。

図22 小売店数変化率と景気循環との関係性を抽出する比較分析



第3節 自己雇用モデルと市場スラック仮説は表裏一体

自己雇用モデルは市場スラック仮説に対する概念であると理解されてきた。市場スラック仮説が店舗数、自己雇用モデルは就労問題。市場スラック仮説が流通構造は市場成長率に反応すると考え、自己雇用モデルは市場成長率に対して非弾力的。

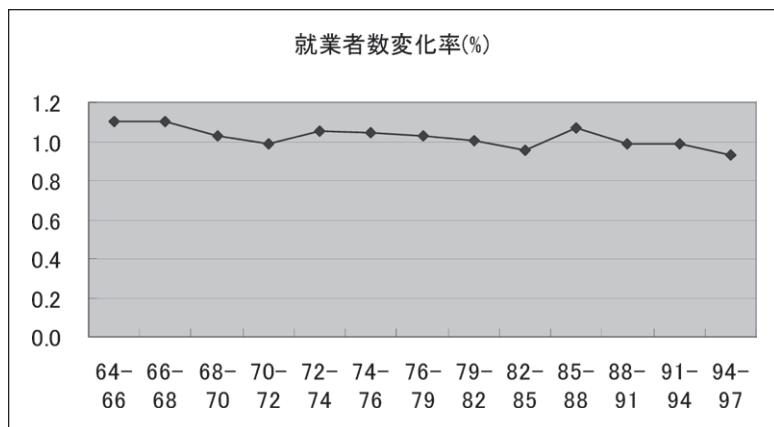
しかし自己雇用モデルもまた我が国の流通構造を景気循環との関係性だけで説明しようとしているという意味では、市場スラック仮説と全く同じなのである。

就業者数変化率は景気循環から独立している

グラフ3は、自己雇用モデルが関心を持っていた小売業界の就業者数変化率の時系列データである。他の経済的変数の多くが80年代から大きく右肩下がりになるのに対し、就業者数変化率は安定して推移していることに注目してもらいたい。

市場スラック仮説が小売店数変化率の景気循環に反応している様子を正しく

グラフ 3 我が国の就業者数変化率



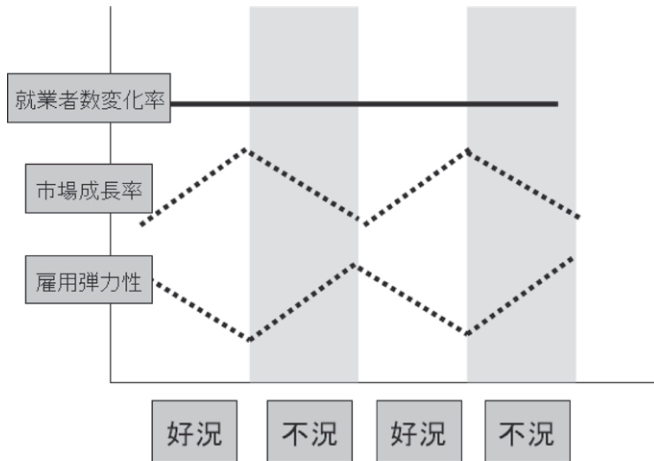
観察していたのと同じように、自己雇用モデルもまた就業者数変化率が景気循環から独立している様子を正しく観察していた。

自己雇用モデルがいかに就業者数変化率に関心を持っていても、就業者数変化率は景気循環に反応していないために、仮説化に使えない。そこで自己雇用モデルは、景気循環に反応する変数として、「雇用弾力性」に目をつける。これであれば安心して仮説化に利用することができるからである。

雇用弾力性が景気循環に反応する変数であることは、次のように説明することができる。雇用弾力性とは市場成長率を分母に、そして就業者数変化率を分子に持つ変数である。市場成長率が景気循環と同じ方向に反応し、就業者数変化率は景気循環に対して安定しているので、図23のように雇用弾力性は景気循環と反対の方向に反応することになる。

景気循環と反対の方向に反応するというのがポイントで、そのために景気循環と同じ方向に反応する変数との間には負の符号の相関関係が生じることになる。

図23 我が国の就業者数変化率、市場成長率、雇用弾力性の時系列推移

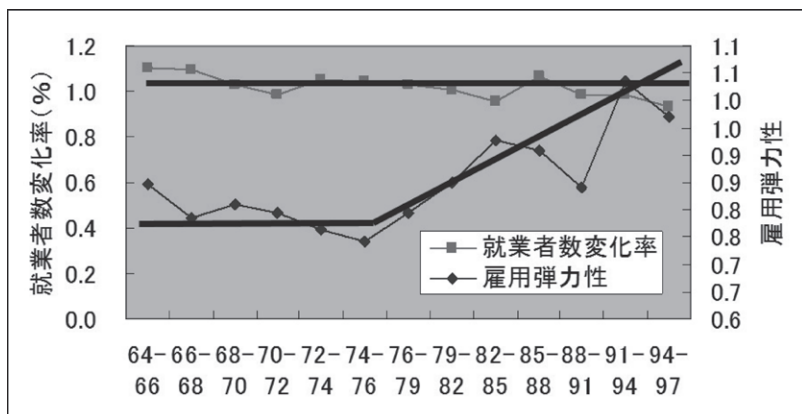


実際、グラフ4の雇用弾力性の長期変動を検証してみれば、やはり景気循環と反対方向に反応していることがわかる。高度経済成長期には安定して推移しているが、80年代以降になると右肩上がりになっている。

雇用弾力性と比較する変数だが、景気循環に反応する変数であればなんでもいいというわけにはいかない。というのも、景気循環に反応することがよく知られている変数を使うことはできないからである。「有効求人倍率」や「鉱工業生産指数」など、景気循環に反応することが広く知られている変数を使っても、景気循環に反応しているから相関関係の生じるのは当たり前だと一蹴されるだけである。

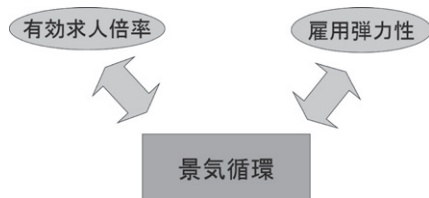
そこで自己雇用モデルの研究者が着目した変数は「自己雇用率」という、「得体のしれない」変数であった。かりに自己雇用率が景気循環に反応する変数であれば、自己雇用率と雇用弾力性には相関関係が生じることになり、それを使って仮説化できるからである。

グラフ 4 雇用弾力性の長期変動は景気循環に反応している



出典 商業統計

図24 有効求人倍率では仮説化はできない

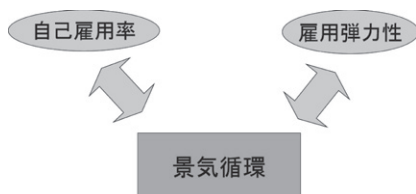


ところがグラフ 5 の自己雇用率の時系列データを見れば、景気循環に反応していないのである。

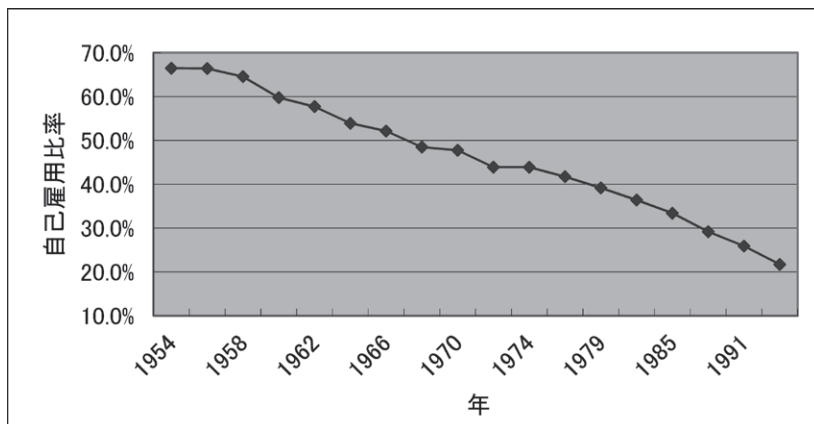
景気循環の長期変動に反応するためには、高度経済成長期には安定して推移し、80年代以降の低成長期に右肩下がりもしくは右肩上がりに変化しなければならないが、現実の自己雇用率は一貫して右肩下がりなので、景気循環に反応していないことになる。

雇用弾力性が景気循環に反応し、自己雇用率が景気循環に反応していない以

図25 自己雇用率と雇用弾力性の関係性



グラフ 5 自己雇用率の時系列データは右肩下がり



出典 商業統計

上、両変数は無相関である。とても「自己雇用は雇用変動の伸縮性をかなりの程度で阻害する要因のひとつとなりうる」¹⁵⁾と主張することはできない。

むしろ景気循環に反応しているのは、「自己雇用率の変化率」のほうである。グラフ6を見れば、その長期変動は高度経済成長期を通じて安定して推移し、80年代から以降は一気に右肩下がりに低下している。つまり自己雇用率の

15) 風呂勉 (1960)、「商業における過剰就業と雇用需要の特定」神戸商科大学論集 通巻第37-39号、p.114-116-17

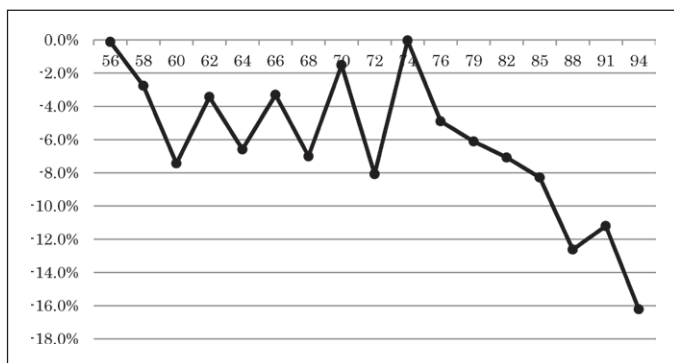
変化率が景気循環に反応していることがよくわかる。

したがって雇用弾力性と自己雇用率変化率には負の符号の、きわめて強い相関関係が生じる。むしろ自己雇用モデルは、雇用弾力性と自己雇用率変化率の関係性を根拠にして作るべきだったのである。

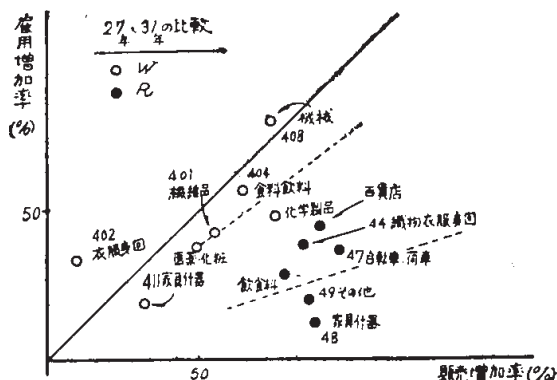
ではなぜ自己雇用モデルは、雇用弾力性と自己雇用率が無相関であるということがわからなかったのか。流通研究者がそのことに関心がなかったとは言えないだろう。関心はあったと思うが、やはり商業統計を使う限り、これらの変数が景気循環に反応するというデータを得られなかったからである。

市場スラック仮説の証明においては、商業統計を使うからこそ景気循環と「関係のあること」がわからなかったことを紹介した。それと同じように、商業統計を使うからこそ景気循環と「関係のないこと」もわからない。それくらい、商業統計を使う限り、正しく観察できない。

グラフ 6 自己雇用率の変化率は景気循環に反応している



そこで仕方なく、自己雇用モデルの研究者たちも、こぞってクロスセクションデータを使うことになる。グラフ7は風呂、表5は藤本、そして表6は石井の検証したものだが、どれもクロスセクションデータを使っていることがわかる。

グラフ7 自己雇用率と雇用弾力性のグラフは業種群別クロスセクションデータ¹⁶⁾

(資料) 商業統計表、商業統計速報 (昭33)

(註) W=卸売業 R=小売業 I, II, IIIは比較期間

表5 業種群別クロスセクションデータ¹⁷⁾

	昭和45～47年	昭和47～49年	昭和49～51年	昭和51～54年
製 造 業	0.023	1.303	-1.214	-0.033
商 業	0.439	0.397	0.866	0.776
卸 売 業	0.244	0.144	0.362	0.283
小 売 業	0.256	1.333	0.380	0.523
431 百貨店	0.465	1.203	2.214	1.451
44 繊維・衣服・身のまわり品	11.000	1.400	3.000	6.100
45 飲 食 料 品	5.094	-4.625	3.952	2.190
47 自動車・自転車等	2.073	7.083	0.853	1.770
48 家具・建具・じゅう器	12.231	-0.174	1266.667	3.154
49 そ の 他	2.378	0.789	2.899	1.126

(資料) 通産省『工業統計表』、『商業統計表』

16) 風呂勉 (1960)、「商業における過剰就業と雇用需要の特定」神戸商科大学論集 通巻第37-39号

17) 藤本寿良 (1983)、「わが国商業における就業構造について」大阪経済大学中小企業経営研究所報「経営経済」 p.22

しかし業種別クロスセクションデータが反映する関係性と、時系列データが反映する関係性の異なることは既に紹介したとおりである。かりにクロスセクションデータにおいて相関関係のあることを示したところで、時系列データにおける関係性を示したことにはならないのである。

就業者数変化率は何によって決定されているのか

小売店数変化率が景気循環に反応していることに着目したところで我が国の流通構造を説明できなかったのと全く同じように、就業者数変化率が景気循環から独立していることに着目したところでやはり我が国の流通構造を説明できない。

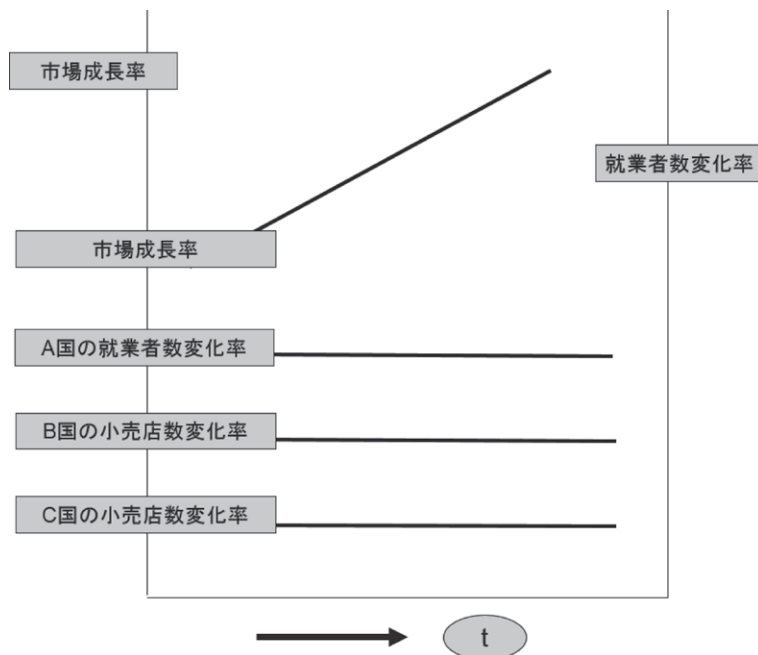
図26は、どの国の就業者数変化率も景気循環に反応しないことを示したもの

表6 甲種乙種別クロスセクションデータ¹⁸⁾

	雇用弾力性の逆数			賃金率(限界収入)		
	小売業集計	乙種商店	甲種商店	小売業集計	乙種商店	甲種商店
	万円	万円	万円	万円	万円	万円
1962年	17.357	∞ (-102.933)	8.017	3.006	∞ (-10.880)	1,955
1964	3.849	7.502	2.666	843	987	809
1966	2.398	3.952	1.770	611	588	613
1968	3.617	7.858	2.612	1,285	1,503	1,254
1970	4.255	7.807	3.199	1,881	1,814	1,896
1972	5.510	—	—	3,033	—	—
1974	9.753	47.969	5.153	7,412	20,694	5,956
1976	5.655	8.042	4.133	5,678	4,482	6,283
1979	4.881	8.967	2.371	4,614	6,025	4,329
1982	3.382	11.927	2.127	4,990	9,313	4,354
1985	∞ (-12.052)	∞ (-0.097)	2.654	∞ (-19.370)	∞ (-81)	6,043
1988	1.500	∞ (-2.236)	1.043	2,514	∞ (-1,887)	2,391
1991	14.968	∞ (-0.108)	2.354	30,351	∞ (-104)	6,272

18) 石井淳蔵（1996）、『商人家族と市場社会』、有斐閣 p.146

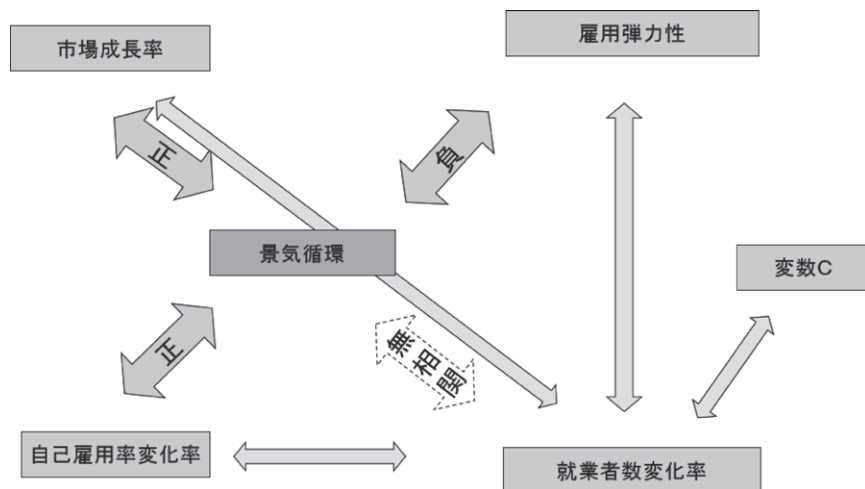
図26 就業者数変化率が景気循環に反応しないとしても



である。しかし景気循環から独立しているだけでは、就業者数変化率の水準の高い国もあれば、その水準の低い国もあるのは当然である。つまり景気循環から独立していることだけでは、我が国の就業者数変化率の高さを説明できないのである。

市場成長率、雇用弾力性、自己雇用率変化率、そして就業者数変化率の関係を表したものが次の図27である。就業者数変化率はたとえ景気循環から独立していても、他の様々な変数から影響を受けながら変化をしており、複雑な関係性の中でその水準が決定される。景気循環との関係性だけで、就業者数変化率の高さを説明したことにはならないのである。

図27 就業者数変化率は多様な変数によって決定されている



まとめ

多くの研究者は商業統計に対して、「何ができるか」という観点からしか眺めることはないだろう。しかし本稿は、商業統計に対して「何ができないか」という観点から眺めることによって、新しい知見を得ようとした内容になっている。商業統計から得られるデータからは、景気循環との関係性を正しく観察することはできない。そのために景気循環を通して相関関係が生じているに過ぎないのに、特別な関係があるように錯覚をしてしま。反対に相関関係が無いにもかかわらず、あたかも相関関係があるかのように思い込む。

どんな道具にもそれを使って検証できることと、できないことがあるだろうし、それがわかってはじめてそのデータを使いこなせるものである。つまり商業統計ではできないことがあるから「使えないデータソース」なのではなく、そのできないことを知ることによって「使えるデータソース」になりえるのである。

以上。

参考文献

- 荒川祐吉 (1964)、国民経済雑誌第110巻第1号、1964年7月『商業構造と流通合理化』、千倉書房
- 石井淳蔵 (1996)、『商人家族と市場社会』、有斐閣
- 田村正紀 (1986)、『日本型市場システム』、千倉書房
- 田村正紀 (2006)、『業態の盛衰』、千倉書房
- 藤本寿良 (1983)、「わが国商業における就業構造について」大阪経済大学中小企業経営研究所報「経営経済」
- 風呂 勉 (1960)、「商業における過剰就業と雇用需要の特定」神戸商科大学論集 通巻第37-39号
- 丸山雅祥 (1992)、『日本市場の競争構造』、創文社
- E.W. Cundiff, “Concepts in Comparative Retailing”, Journal of Marketing, Vol.29, No.1, 1965, pp.59-63; G. Wactinambaiaratchi, “Channels of Distribution in Developing”
- S.P. Douglas, “Patterns and Parallels of Marketing Structures in Seven Countries”, MSU Business Topics, Vol.19, No.2, 1971, pp.38-48
- S.P. Sethi, “Comparative Cluster Analysis for World Markets”, Journal of Marketing Reserch, Vol.8, No.3, 1971, pp.348-354
- B. Liander et al., Comparative Analysis for International Marketing, 1967