



Osaka Gakuin University Repository

Title	動学比較分析における擬似相関の研究 The Investigation of Spurious Correlation in Dynamic Comparative Model
Author(s)	加茂 英司 (Eiji Kamo)
Citation	大阪学院大学 流通・経営学論集 (OSAKA GAKUIN UNIVERSITY REVIEW OF DISTRIBUTION, COMMUNICATION AND BUSINESS ADMINISTRATION), 第 38 巻第 1 号 : 17-60
Issue Date	2012.09.30
Resource Type	ARTICLE/ 論説
Resource Version	
URL	
Right	
Additional Information	

動学比較分析における擬似相関の研究

加茂 英司

The Investigation of Spurious Correlation in Dynamic Comparative Model

Kamo Eiji

ABSTRACT

So far, the cross-sectional comparison has been used to clarify the one hypothesis can work better than another one. But, cross-sectional comparison can enlarge standard deviation and strengthen intentionally the relation between variables, because covariance depends not only correlation coefficient but on standard deviation. And the cross-sectional comparison can not clarify which hypothesis can work better.

In this meaning we can only know that distribution system is influenced by many variables. In order to know which variable is the most important for the distribution system, we have to have some other way to investigation.

はじめに

流通分野における比較分析研究はなかなか結果が出なかった。「経済発展度」のCundiff(1965)¹⁾から始まり、「34種類の変数」を使ったLiander(1967)²⁾、「91ヶ国の29種類の変数」のSethi(1971)³⁾、これら静学変数を扱う比較分析では共変関係を見つけられなかったことから、我が国では動学変数を使うことによって独自に発達することになる。

市場スラック仮説(1985)⁴⁾が最初に動学変数を使った比較分析研究だと考える人が多いが、自己雇用モデル(1960)⁵⁾こそ、市場スラック仮説よりも四半世紀も以前から流通システム変化率(就業者数変化率)という動学変数を使った動学分析である(第1節)。

つまり動学分析を使えば変数間に強い共変関係が表れることを経験的にわかってはいたが、そのメカニズムについてはわからずじまいだった。共変関係のメカニズムは相関係数と標準偏差によって複雑に変化することを指摘する研究者もおらず、仮説にほころびが生じても、単純に第3の変数のせいにしてしまっていたのである。それが自己雇用モデルでは「物的労働生産性」(荒川⁶⁾、藤本⁷⁾)、

- 1) E.W.Cundiff, "Concepts in Comparative Retailing", *Journal of Marketing*, Vol.29, No.1, 1965, pp. 59-63; G.Wactinambairatchi, "Channels of Distribution in Developing Economics", *Business Quarterly*, Winter 1965, pp.74-82; S.J. Shapiro, op. cit., 1965
- 2) B. Liander et al., *Comparative Analysis for International Marketing*, 1967
- 3) S.P. Sethi, "Comparative Cluster Analysis for World Markets", *Journal of Marketing Research*, Vol.8, No.3, 1971, pp.348-354
- 4) 田村正紀、(1986)、『日本型流通システム』、千倉書房
- 5) 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
- 6) 荒川祐吉、(1969)、『商業構造と流通合理化』、千倉書房、p.114 1.13-14
- 7) 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.31 1.6-7

「店舗数の対雇用弾力性」（荒川⁸⁾）、そして市場スラック仮説では「生業性」（田村⁹⁾）に相当し、結果的にそれぞれの仮説をアドホック仮説にしていたのである。

本当に第 3 の変数が原因となって共変関係の強さが変化しているのであれば、相関係数の変化となって現れる。他の変数との関係性が強くなれば当該変数との相関係数は低くなり、反対に他の変数との関係性が弱くなれば当該変数との相関係数は高くなるからである。

そこで本稿では、最初に相関係数の時系列的推移を調べることにした。そしてわかったことは、確かに相関係数は変化しているが、それにもかかわらず長期にわたって流通システム変化率と市場成長率には強い正の共変関係が見られることであった。つまり相関係数の変化は大きな影響力を持っているとは言えず、むしろ標準偏差の変化こそが変数間の共変関係を観察するうえでは重要な役割を果たしていることであった。

ところがこの標準偏差にはやっかいな性格があることが知られている。同じ変数の標準偏差であっても、その大きさは時系列データとクロスセクションデータでは異なって変化するからである。時系列データでは標準偏差の大きさは刻々と変化をするが、クロスセクションデータでのそれは常に安定している。したがって同じ変数間の共変関係であっても、クロスセクションデータであれば同じ強さのまま推移するが、時系列データであればその強さは強くなったり弱くなったりする。しかもクロスセクション分析の方法如何によって標準偏差を人為的に拡大させるというメカニズムが働く。そのために実際には無相関であってもクロスセクション分析では強い共変関係を観察することになるのである。

伝統的にクロスセクション分析偏重であった我が国の比較分析研究では、クロスセクション分析は常に安定して強い共変関係を観察するという意味で研究者

8) 荒川同上、p. 114 1. 21-22

9) 田村正紀、(2008)、『業態の盛衰』、p. 280、千倉書房

にとって都合の良い方法であった。しかし実際の共変関係を必ずしも反映しないという問題を抱えてきたのである。つまり強い共変関係を観察することができたのは動学変数を使ったからではなく、安定的かつ人為的に標準偏差を拡大させるというクロスセクション分析の性格にあったのである。

第1節 自己雇用モデルは擬似相関

回帰方程式では3つの変数だけで完結する

小売店数変化率 (M)、市場成長率 (Y)、そして小売店数弾力性¹⁰⁾ (P) の3つの変数を使って回帰方程式を計算すると決定係数が0.999になる。決定係数が0.999というのは事実上の1であり、それぞれの式の被説明変数は、二つの説明変数だけで説明できることを示している。式1は1964-66年の商業統計データを使った業種別クロスセクション分析の重回帰式である。小売店数変化率を被説明変数、市場成長率と小売店数弾力性を説明変数にしたものであり、小売店数変化率は市場成長率と小売店数弾力性だけで説明できることを表したものである。式2は市場成長率を被説明変数、小売店数変化率と小売店数弾力性を説明変数にしたものであり、やはり被説明変数は二つの説明変数だけで説明できることを表している。図1をみてもらいたい、3つの変数の間にある3つの異なる共変関係だけで変数間の関係が完結していることになる。

$$\text{式1 } M = -1.033 + 1.283Y + 0.803P$$

$$(0.030) \quad (0.009)$$

$$R^2 = 0.999; \quad N = 27$$

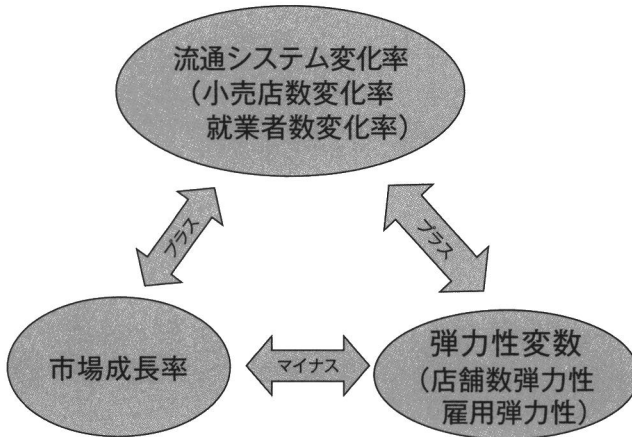
10) 自己雇用モデルでは雇用弾力性を、単純に小売店数変化率を市場成長率で除したものと定義付けている

$$\text{式 2 } Y = 1.291 + 1.241M - 1.598P$$

(0.014) (0.030)

$$R^2 = 0.999 ; \quad N = 27$$

図 1 小売店数変化率、市場成長率、店舗数弾力性の関係



3 つの変数で完結するという関係は、就業者数変化率 (W) と市場成長率 (Y)、そして雇用弾力性¹¹⁾ (L) でも同じである。図 1 では小売店数変化率と就業者数変化率を「流通システム変化率」と名づけ、そして小売店数変化率と雇用弾力性を「弾力性変数」とまとめ、そして市場成長率をあわせた 3 つの変数だけで完結していることを表したものである。

11) 単純に就業者数変化率を市場成長率で除したものである

$$\text{式 3 } W = -1.096 + 0.851Y + 128.539L$$

$$(0.007) \quad (2.883)$$

$$R^2 = 0.999; \quad N = 27$$

$$\text{式 4 } Y = 1.290 + 1.173W - 150.976L$$

$$(0.010) \quad (3.126)$$

$$R^2 = 0.999; \quad N = 27$$

図1を前提に話をすすめれば、流通システム変化率を市場成長率と強い共変関係にあると考える（市場スラック仮説）か、もしくは弾力性変数と強い共変関係にあるかと考える（自己雇用モデル）かの二者択一になる。両仮説は互いに排他的であり、どちらかが正しければどちらかが間違っているという関係になっている。ではどちらの仮説が正しく、どちらの仮説が間違っているのかと言えるのか。

それを知るためには各共変関係の符号に着目すれば十分である。回帰係数は単に他の変数を所与とした場合における条件付の符号を表すものであって、決定係数が1でなければ必ずしも真性相関の符号を保障するものではない。というのも回帰方程式に参入してない変数の擬似相関によって、真性相関の符号を反映していない可能性があるからである。

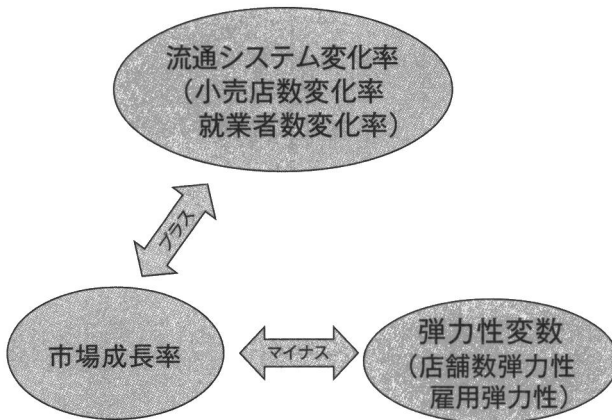
しかし本稿のケースの場合は決定係数が1であり、回帰方程式に参入されていない変数は他にはない。したがって回帰係数がそのまま変数間の真性相関の符号を反映していることになる。

符号を確認すると流通システム変化率は市場成長率とも、そして弾力性変数とも正の符号で共変している。異なるのは市場成長率と弾力性変数間の符号だけであり、それだけが負になっているだけである。したがって市場スラック仮説が流通システム変化率と市場成長率には正の符号があると考えていることは真性相関の符号を反映していることになる。実際、この回帰方程式で計算される符号は、

市場スラック仮説が正当性を主張する根拠のひとつになっている。

ところが自己雇用モデルが考えているように流通システム変化率と弾力性変数に負の共変関係があるとすれば、真性相関の符号を反映したものではない。むしろ市場成長率を原因変数とした擬似相関を観察し、仮説化していることになるのである。

図2 流通システム変化率と弾力性変数は市場成長率を媒介にした擬似相関である



自己雇用モデルの研究者はいちように就業者数変化率と雇用弾力性の共変関係の符号を回帰方程式で確認していない。その最大の理由は、自己雇用モデルの研究者が雇用弾力性と自己雇用率の関係だけに着目してきたからに他ならない（図3）。筆者としては、どちらかといえば就業者数変化率と弾力性変数の関係を検証するほうがはるかに重要だと思うのだが、どうして自己雇用モデルの研究者は流通システム変化率と弾力性変数の共変関係についてはそんなに無関心でいられるのだろうか。

図3 自己雇用モデルにおける変数間の関係

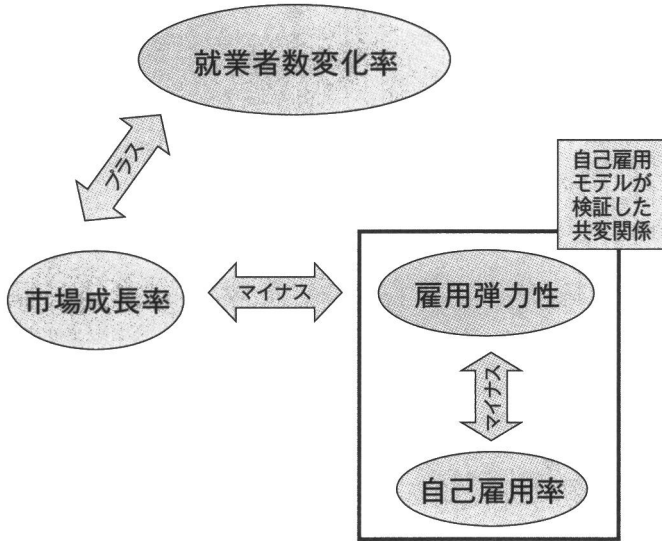


図3を見る限り、自己雇用モデルよりも市場スラック仮説のほうが常に正しいということになる。しかし流通システム変化率が市場成長率によって常に決定されているわけではないことを私たちはよく知っている。この矛盾は、なぜ生じるのか。結論から先に言えば、現実には3つの変数だけで関係しているわけではなく、図3のモデルに誤りがあるからである。

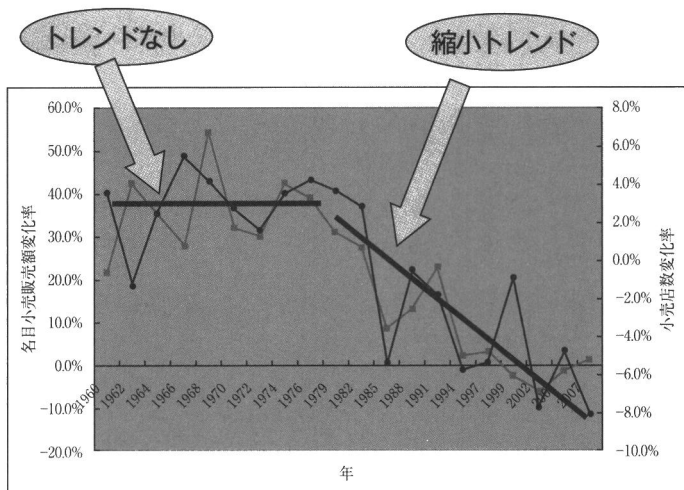
そもそも3つの変数だけで完結していると考えた根拠は、回帰方程式の決定係数が1であったことにあるが、回帰方程式だけでは変数の関係を明らかにできないことを表している。回帰方程式以外で算出できない変数とはどのようなものか、第2節ではその存在をどのような根拠で説明できるのかという話をしたい。

第2節 回帰方程式で算出できない変数を確認する

相関係数は共変関係の影響を与えない

グラフ1は小売店数変化率と市場成長率の時系列的データを見たものだが、大きく分けて二つの異なる時期に分けることが出来る。ひとつは1980年代以降のデータであり、小売店数変化率、市場成長率ともにきわめて急角度で右肩下がりになっている時期である。高度経済成長期から続いた高い水準の時期から、現代のように小売店数変化率、市場成長率ともにマイナス成長にまで、四半世紀をかけて低下していくのである。両変数に強い共変関係が見られる時期があるからこそ市場スラック仮説が誕生するのである。

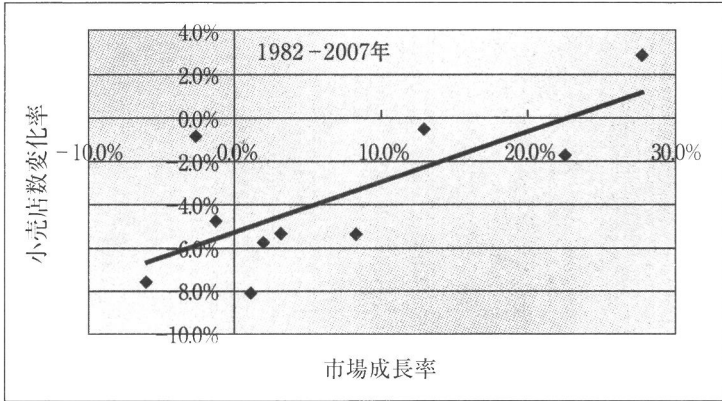
グラフ1 小売店数変化率と市場成長率の時系列変化



出典 商業統計

実際、強い正の共変関係を散布図で確認したものがグラフ2である。両変数間には強い正の共変関係のあることがわかる。

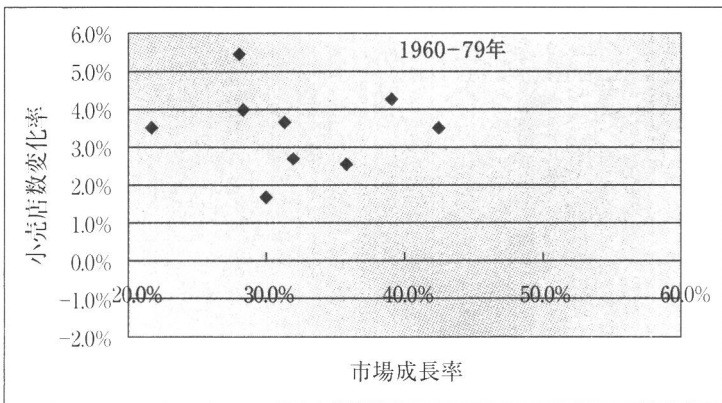
グラフ2 1982～2007年 散布図



出典 商業統計

もうひとつは高度経済成長期から始まって 70 年代を通しての時期である。この時期だけのデータを使って両変数の散布図（グラフ 2）を作ると、小売店数変化率と市場成長率の共変関係がかなり弱くなっていることがわかる。

グラフ3 1960年～79年 小売店数変化率と市場成長率の時系列データは無相関



出典 商業統計

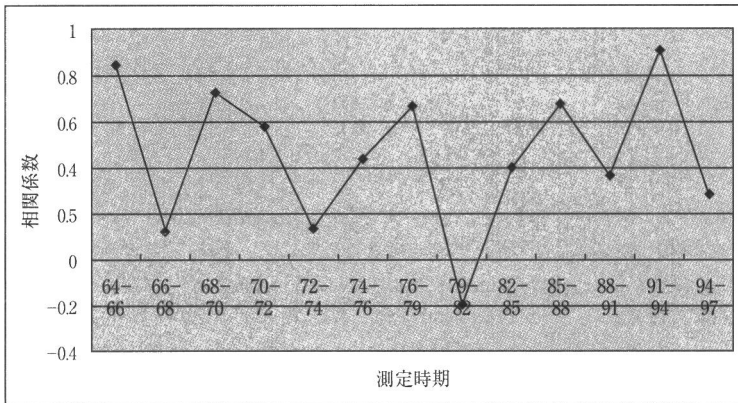
共変関係の強い時期と弱い時期がある場合、かりに第3、第4の変数との関係性が変化した結果であれば、相関係数の変化として観察することができる。そこでクロスセクション分析を使って、相関係数の推移を調べてみることにした。

相関係数の時系列的変化はクロスセクション分析で計算をすることができる。グラフ4は小売店数変化率と市場成長率のそれを表したものだが、これだけ大きく変動しているにもかかわらず、とりたてて共変関係の強さに影響を与えているようには見えない。

というのも80年代後半以降に着目してもらいたいのが、この期間においても相関係数は大きく変動しているが、それでもグラフ1でみたように小売店数変化率と市場成長率の時系列データでは強い共変関係を維持しているからである。

そこで小売店数変化率と市場成長率の共変関係は、それぞれの変数の標準偏差の変化によって「自律的に」変化しているのではないかと考えることになる。

グラフ4 小売店数変化率と市場成長率の相関係数の推移



出典 商業統計

標準偏差もまた安定している

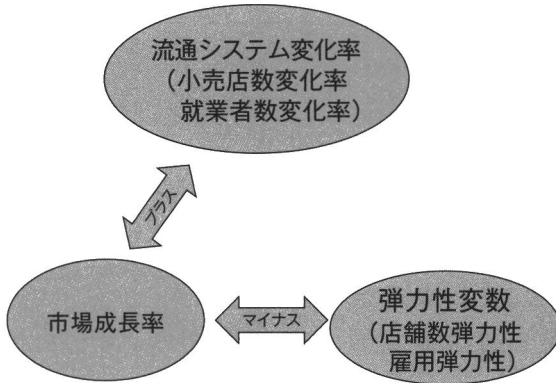
ところが小売店数変化率と市場成長率の標準偏差の推移は、クロスセクション分析では検証できない。というのも実際の標準偏差の変化とは無関係に、クロスセクションデータでは標準偏差が安定してしまうという特殊な性質があるからである。クロスセクションデータで標準偏差が安定してしまうメカニズムは「平均回帰」¹²⁾と呼ばれており、詳細は注釈を見てもraitたいが、「標準偏差安定の法則」でもある。

クロスセクション分析から観察できない以上、標準偏差は時系列データから測定することになるが、標準偏差もまた安定していることは次のような方法で簡単に確認することができる。

図4を見てもraitたいが、もし市場成長率の標準偏差が80年代以降になって急に大きくなり、それが原因で流通システム変化率と市場成長率の共変関係が強くなったとしよう。単に両変数の共変関係が強くなるだけでなく、市場成長率と弾力性変数の共変関係も80年代以降になって強くならなければいけない。ところが弾力性変数もまた安定しているのである。

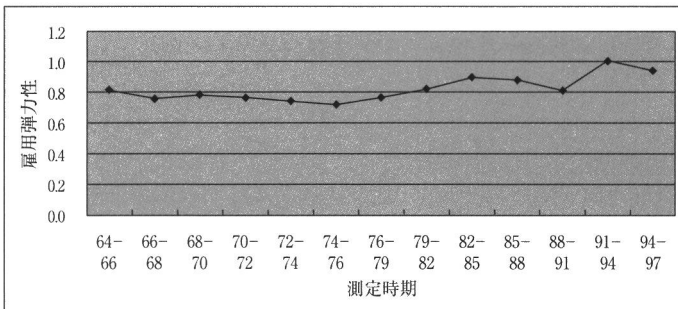
12) フランシス・ゴルトンの論文(1877年)はスイートピーの種子の重量を扱ったものだが、本稿では人間の親子の身長で簡単に説明をしたい。一般に背の高い親(第一世代)から背の高い子ども(第二世代)が生まれることは、よく知られていることである。つまり親の身長と子どもの身長には強い相関関係がある。親子の身長間に強い相関関係があれば、背の高い親(第一世代)から生まれた子ども(第二世代)の身長は親の身長の周りに等しく分布することになる。背の高い親よりもさらに背の高い子どもが一定の割合で生まれることになる。さらに孫(第三世代)の身長は背の高い子どもの身長の周りに分布する。何十、何百先代と続くことによって、数十メートル、数百メートルの人間が誕生することになり、人間の身長のクロスセクションデータにおける標準偏差が広大せざるをえない。しかし実際には背の高い親から生まれる子どもの身長の分布は平均に近づき、共変関係の弱くなることに着目したのが先のゴルトンの研究成果である。平均回帰は相関係数低下の法則だと誤解されるが標準偏差低下の法則である。というのも相関係数の低下であれば背の高い親からも背の低い親からも関係なく同じような身長の子どもが生まれることになるが、実際にはやはり相対的に背の高い親からは相対的に背の高い子どもが生まれるからである

図4 市場成長率の標準偏差が拡大した場合



グラフ5は弾力性変数（雇用弾力性）の推移をみたものである。主要業種の雇用弾力性の平均値を計算したものの¹³⁾だが、80年代以降になっても安定して推移していることがわかる。つまり市場成長率や流通システム変化率とは無相関のままであることがわかる。したがって市場成長率の標準偏差が大きくなっているわけではない、と結論付けることができる。

グラフ5 雇用弾力性の推移

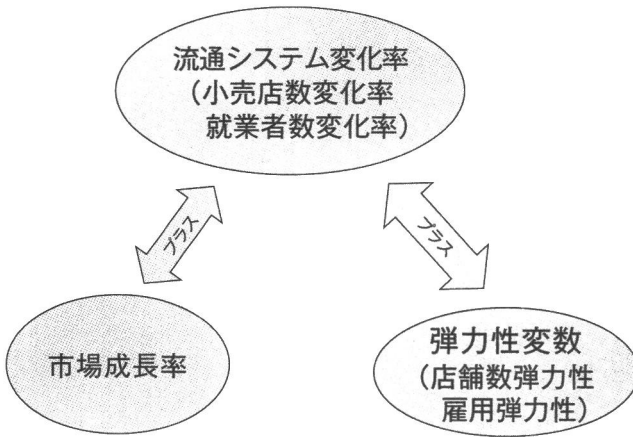


出典 商業統計

13) 就業者数の大きい業種と小さい業種があり、その影響を除去するために各業種の平均をとっている

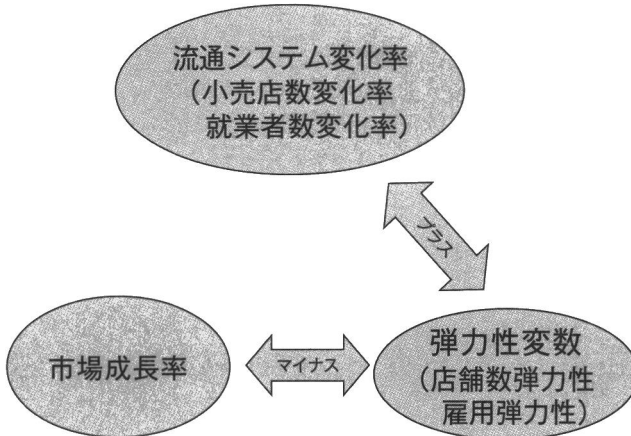
流通システム変化率の標準偏差でも同じである。かりに流通システム変化率の標準偏差が 80 年代以降になって急に拡大し、それが原因となって流通システム変化率と市場成長率の共変関係が強くなったとしよう。この場合も、単に流通システム変化率と市場成長率の共変関係が強くなるだけでなく、弾力性変数との共変関係も強くならなければいけない (図5)。ところが先に見たように、弾力性変数は流通システム変化率や市場成長率と無相関のままである。したがって流通システム変化率の標準偏差が大きくなったわけではないことがわかる。

図5 流通システム変化率の標準偏差が大きくなった場合



弾力性変数の標準偏差が大きくなった場合にも、図6のように流通システム変化率と市場成長率の共変関係は強くなる。しかしこの場合もまた単に流通システム変化率と市場成長率の共変関係が強くなるだけでなく、それら変数は弾力性変数との共変関係を強くならざるをえない。ところが先に見たように両変数は無相関のままなので、やはり弾力性変数の標準偏差が 80 年代に入ってから大きくなったわけでもない。

図6 弾力性変数の標準偏差が大きくなった場合



第3の変数の導入

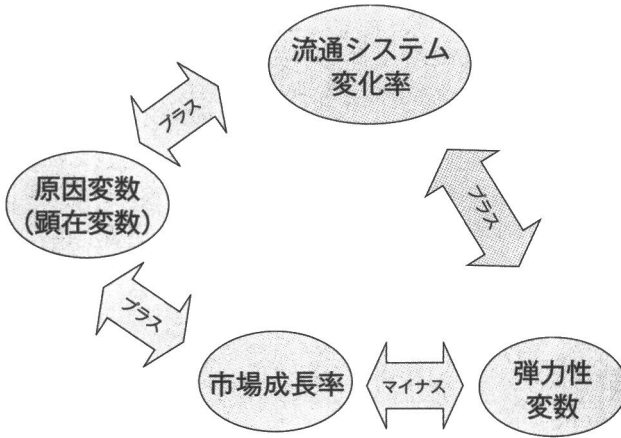
相関係数も標準偏差の大きさも変わらない。つまり何も変化しないにもかかわらず、80年代になって急に流通システム変化率と市場成長率の共変関係が強くなったことは、少なくともこれら3つの変数間の真性相関だけでは共変関係の変化を説明できないことを表している。そこで新たな変数を導入してモデルを再構築しなければならない。

図7は流通システム変化率と市場成長率が何らかの原因変数をはさんで擬似相関になっているようすを表したものである。

擬似相関の場合、流通システム変化率の標準偏差の大きさが変化しても市場成長率との共変関係は強くならない。市場成長率の標準偏差の大きさが変化しても流通システム変化率との共変関係の強さは変わらない。しかし原因変数の標準偏差さえ拡大すれば両変数間の共変関係は強くなり、原因変数の標準偏差さえ縮小すれば両変数間は無相関になる。つまり弾力性変数とは無相関のまま、両変数間の共変関係の強さだけが自立的に変化することになる。あるいは弾力性変数との

共変関係の強さが変化しても、流通システム変化率と市場成長率間の共変関係だけは無相関であることができる。

図7 原因変数を加えた関係図



このように流通システム変化率と市場成長率が何らかの原因変数を媒介にした擬似相関である場合、相関係数を所与とすれば両変数間の擬似相関の強さは、単純に原因変数の標準偏差の大きさだけに依存して変化することになる。そのため時系列データとクロスセクションデータでは同じ変数でも共変関係の強さが異なる。

標準偏差の大きさは時系列データでは大きく変化をしている。実際、高度経済成長期から70年代を通して原因変数の標準偏差は小さかったので、時系列データにおける流通システム変化率と市場成長率は無相関であった。ところが80年代以降になると、何らかの原因によって原因変数の標準偏差が大きくなった。そこで流通システム変化率と市場成長率の時系列データには、正の符号の強い共変関係が見られるようになった。

ところがクロスセクションデータでは原因変数の標準偏差の大きさは安定しているため、高度経済成長期のデータであろうが 80 年代以降のデータであろうが、クロスセクション分析をする限り常に同じ共変関係の強さになる。実際、市場スラック仮説が高度経済成長期から 70 年代初頭にかけてのデータを使いながら、小売店数変化率と市場成長率には強い正の共変関係を観察することができることを発見したことは、業種別クロスセクション分析の検証結果であった。

同じ時期の同じ変数間のデータであっても、時系列データでは無相関だが、クロスセクション分析では強い共変関係を観察することになるのは、単に両分析方法で原因変数の標準偏差の大きさが異なるからなのである。

潜在変数の導入

原因変数といっても第 3 の変数を導入すれば、流通システム変化率、市場成長率、そして弾力性変数を使った回帰方程式の決定係数は 1 にならない。ところが原因変数が「潜在変数」¹⁴⁾であれば、その限りでは無い。

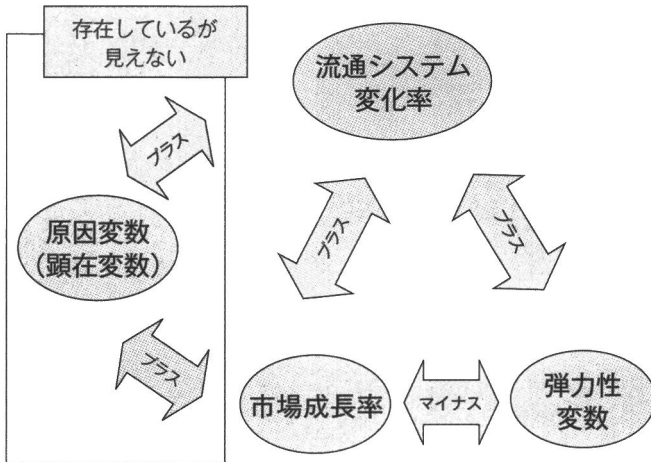
潜在変数は、観測される多くの変数の背後に潜み、変数間の関係に大きな影響を与えているとはいうものの、回帰方程式に反映されることのない仮説的な性格を持つ変数である。代表的なものには、ライフスタイル、モラル、価値観、そして景気などがある。好景気によって多くの経済指数が好転し、不景気によって多くの経済指標が悪化することは経験的によく知られているが、それにもかかわらず景気そのものを数値化するモデルが存在しないのは、景気が潜在変数だからである。景気を推測する場合でも景気そのものを数値化するというよりも、あくまでも GDP や失業率、鉱工業生産指数などの他の経済指数を使って推測するという形をとることも、景気が潜在変数であることを示すものである。したがって従来の変数だけを取り扱う一般線形モデルとは異なり、本稿は潜在変数をも扱う「共分散構造分析」としての性格を持つことになる。

そこであらためて原因変数を潜在変数として描いたものが図 8 である。実際に

14) 豊田秀樹、前田忠彦、柳井晴夫、(1992)、『原因を探る統計学』、講談社 p.102

は流通システム変化率と市場成長率は何らかの原因変数を媒介にした擬似相関になっており、その共変関係の強さは原因変数の標準偏差の変化だけによって自律的に変化する。ただ原因変数が潜在変数であるため回帰方程式に反映されず、あたかも流通システム変化率は市場成長率によって決定されているようにしか見えない。

図8 潜在変数を媒介にした擬似相関になっている



第3節 強い共変関係は動学変数特有の現象では無い

クロスセクション分析に生じるトリック（1）

クロスセクションデータでは標準偏差の大きさが安定し、共変関係の強さも安定するということがわかったが、共変関係の強さの安定は必ずしも常に強いことを表すわけではない。常に無相関であるという場合も含むのである。実際、静学変数を使った国際比較分析は国別クロスセクション分析だが、なかなか共変関

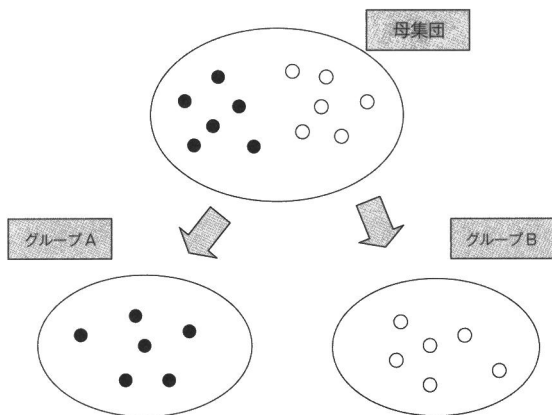
係を観察できなかったのである。そこでクロスセクションデータではどのようなメカニズムで標準偏差の大きさが決定するかを説明したい。

時系列分析とは異なり、クロスセクション分析はサンプルをグルーピングして共変関係を検証することになるが、ここではグルーピングだけで当該変数の標準偏差がどのように変化するかを示したい。

図9は12個のサンプルで構成されているデータである。話を簡単にするために変数には2種類しか存在せず、互いに正の共変関係があるとしよう。この場合、サンプル黒丸（●）はどちらの変数も指数が高い、そしてサンプル白丸（○）はどちらの変数も指数が低い。

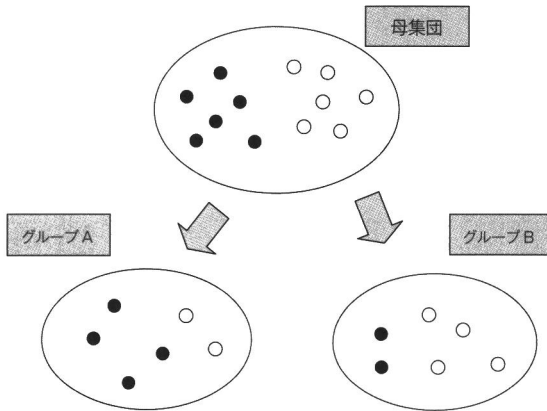
一般にクロスセクション分析をする際には、図9のように指数の大きなサンプルばかりを集めたグループAと、指数の小さなサンプルばかりを集めたグループBに分けることを想定している。このグルーピングでは、各変数の標準偏差は大きいために、変数間には強い共変関係が生じる。

図9 標準偏差が最大になるクロスセクションデータ



クロスセクション分析では、必ずしも黒丸と白丸をきれいに分けられない。図10のように黒丸はグループAには4個、グループBには2個。白丸はグループAには2個、グループBには4個入っている。この場合、グループAの平均指数とグループBの平均指数の差異は小さくなり、各変数の標準偏差は小さくなる。

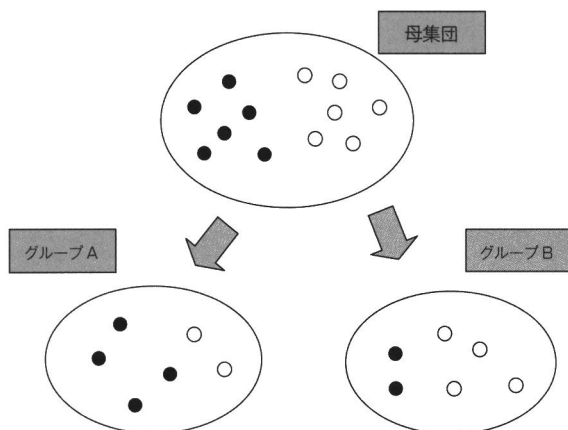
図10 黒丸と白丸をきれいに分けきれないクロスセクションデータ



本来の標準偏差はサンプル数を重要視するので単なるグルーピングだけでは変化しないが、クロスセクション分析ではサンプル数を無視するので比較分析研究特有の「トリック」が生じることになる。そして標準偏差が小さくなれば、変数間の共変関係はどうしても弱くなる。

このトリックを極端にしたものが図11である。どちらのグループにも黒丸と白丸が同じ数だけ入っていれば、両グループの平均指数は等しくなり、各変数の標準偏差はゼロになる。そして変数間は無相関になる。このようにクロスセクション分析ではグルーピングによって共変関係の強さが変化してしまうという性格がある。

図 11 標準偏差がゼロになるクロスセクションデータ



クロスセクション分析に生じるトリック（2）

ところがこれまでの説明では、クロスセクションデータの標準偏差は実際の標準偏差よりも小さくなることしかわからない。標準偏差が拡大するためにはまた別のメカニズムを紹介しなくてはならない。クロスセクション分析ではサンプル数を無視するので、当然ながら図 12 のようにグループ A にサンプルが二つしか入っていない場合もある。

母集団に最初から黒丸が 1 つしか存在しない場合（図 13）でも、グループ A には少数のサンプルしか入らない。特に母集団がほとんど白丸ばかりで構成されているにもかかわらず、グループ A に少数のサンプルが入ると、標準偏差は顕著に拡大することになる。

図12 グループAとグループBのサンプル数が異なる

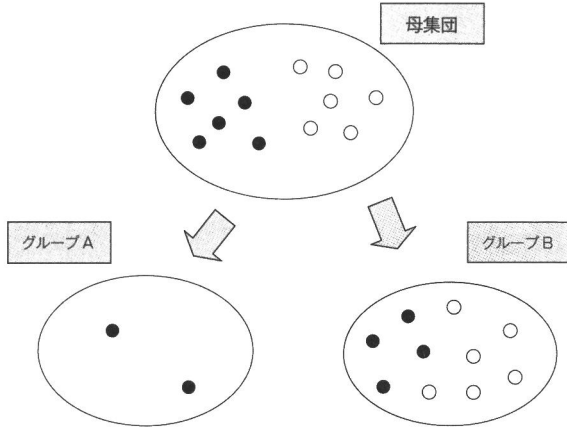
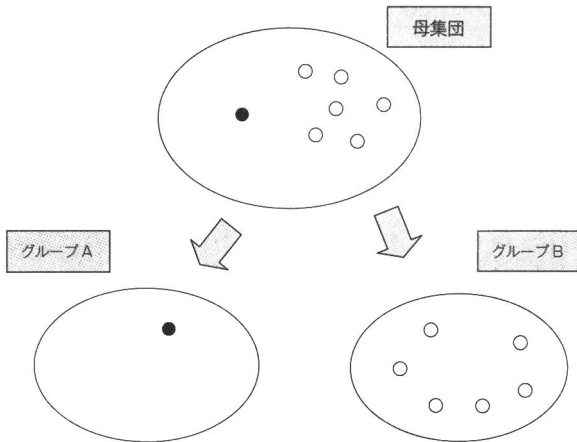


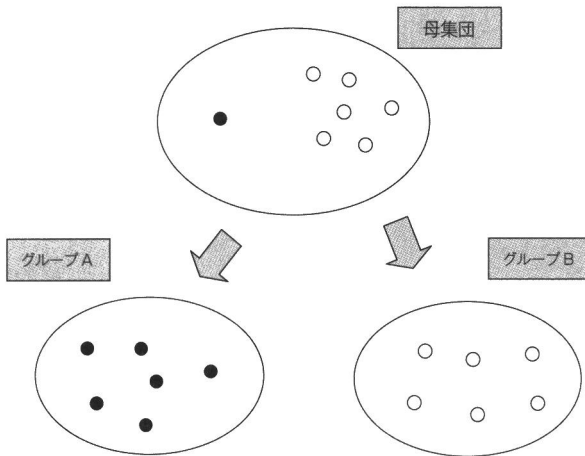
図13 標準偏差は人為的に拡大する(1)



クロスセクション分析ではサンプル数を無視するので、実際にはグループAのサンプル数が1であっても、あたかもあたかもグループAのサンプル数がグルー

ブBのそれと同じくらいあるように見え(図 14)、変数間の共変関係は強くなる。各変数の標準偏差を人為的に拡大する作業を無意識のうちにしているからである。

図 14 標準偏差は人為的に拡大する (2)



しかし流通システム変化率や市場成長率などの標準偏差を拡大しても真性相関が強くなるわけではないことは、既に紹介したとおりである。同じ原理によって原因変数の標準偏差も拡大しており、そのために擬似相関が強くなっているのである。流通システム変化率と市場成長率の関係のように、真性相関よりも擬似相関のほうが強い変数間の関係においては、クロスセクション分析は擬似相関の共変関係を強くするのである。

クロスセクションデータを使った比較分析研究という方法論は、標準偏差を人為的に拡大させて実際の共変関係を強化している以上、二つの変数に何らかの関係があるのかないのかを明らかにするだけである。つまり共変関係の有無を確認することだけがクロスセクション分析の機能であり、当該共変関係が相対的に他

の共変関係に比べて強いかどうかを確認することはできないのである。

その意味で、市場成長率こそが流通システムを決定すると考える市場スラック仮説、弾力性変数こそが流通システムを決定していると考ええる自己雇用モデル、それぞれの仮説は互いにクロスセクション分析を使って自らの仮説こそが正しいと主張してきたが、どの仮説が有力なのかは、もっと多様な方法論を使って初めて明らかにすることができるのである。

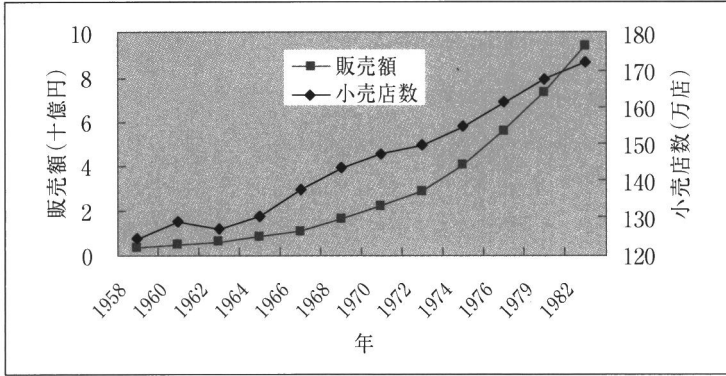
単にサンプル数が少ないという理由だけでクロスセクション分析を時系列分析の代替的方法として使うことはできず、両分析方法に代替性がないことは動学比較分析だけでなく静学変数間でも同じなのである。

静学比較分析と動学比較分析

小売店数変化率と市場成長率が原因変数を媒介にした擬似相関であることは、小売店数変化率の静学変数である「小売店数」、そして市場成長率の静学変数である「販売額」もまた何らかの原因変数を持つ擬似相関であることを示している。

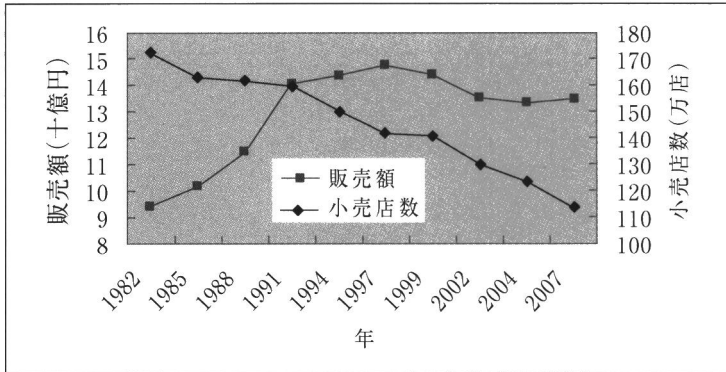
グラフ6（1958-82年）とグラフ7（1982-2007年）は、どちらも販売額と小売店数の時系列データである。高度経済成長期から70年代を通した時期の販売額と小売店数は正の符合の強い共変関係を示しているが、80年代以降の両変数は無相関である。つまり静学変数の原因変数の標準偏差は高度経済成長期においては大きく、80年代以降に小さいことを示している。

グラフ6 静学変数（販売額と小売店数）の推移（1958—82）



出典 商業統計

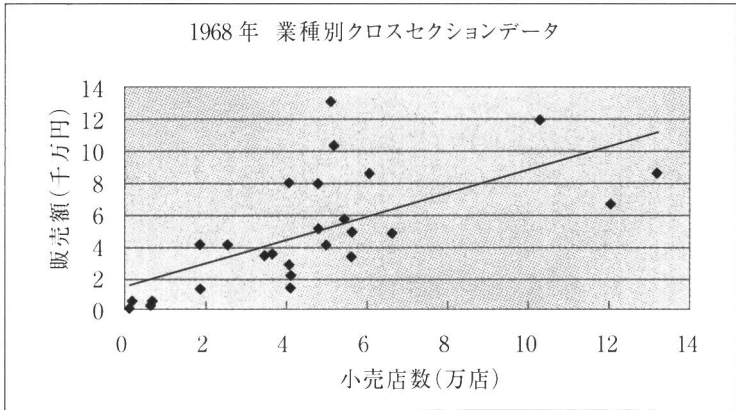
グラフ7 静学変数（販売額と小売店数）の推移（1982—2007）



出典 商業統計

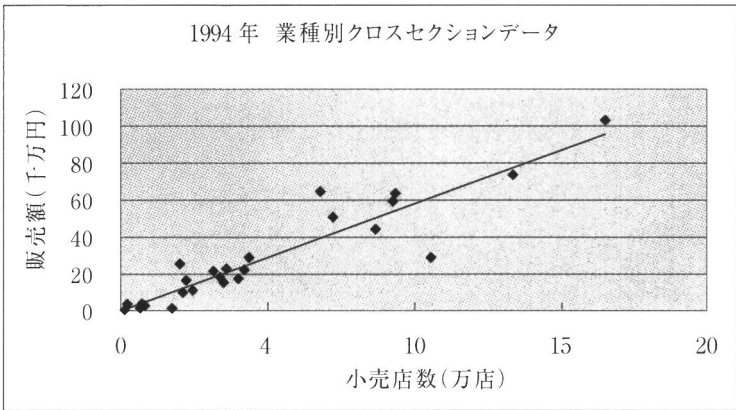
ところが時系列データでは共変関係の強い 1968 年のデータでも、無相関のさなかの 1994 年においても、クロスセクションデータでは同じように強い正の共変関係になっている。クロスセクションデータにおいては原因変数の標準偏差が安定するために、共変関係の強さも安定しているのである。

グラフ8 静学変数（販売額と小売店数）の業種別クロスセクションデータ（1968年）



出典 商業統計

グラフ9 静学変数（販売額と小売店数）の業種別クロスセクションデータ（1994年）



出典 商業統計

クロスセクション分析と時系列分析のつじつま

両分析方法には代替性がないため、クロスセクションデータを使って時系列データを説明することもできないし、同様に時系列データを説明するためにクロスセクションデータを使うこともできない。

ところが長い間、このメカニズムがわからないために流通研究ではきわめて頻繁に、クロスセクション分析と時系列分析は互いに代替的に使われてきた。時系列データにおける共変関係に着目してはクロスセクションデータと比較し、クロスセクションデータを参考にしては時系列データと合致しているかを確認するという習慣は、日常茶飯的に行われてきた。そのため、様々な矛盾が生じるのは当然であった。

特に顕著だったのは市場スラック仮説をめぐる議論である。弾力性変数とは異なり、小売店数変化率や市場成長率の時系列データは、きわめて簡単に手に入るからである。それどころか、あまりにも簡単に手に入るために、断片的な情報だけで判断することも多かった。

とりわけ 80 年代後半のバブル経済は、市場スラック仮説にとって絶好の再検証の機会を与えることになった。「我が国のバブル期に、はたして小売商店数は増加しただろうか」¹⁵⁾ (石井)、また「日本の小売商店数は、その総計において、1985 年以降に減少過程に入った」¹⁶⁾ (田村)。どちらも時系列データを根拠にした再検証だが、バブル期の市場成長率は高度経済成長期のそれに比べて明らかに低く、むしろこの頃になってやっと小売店数変化率と市場成長率には強い共変関係が表れることになったことには誰も気がつかないのである。誤った認識を根拠にして根本的にメカニズムの異なる分析方法を比較するのだから、当然のごとく矛盾が生じることになる。

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

16) 田村正紀、(2008)、『業態の盛衰』、千倉書房、p. 275 1.

この時にクロスセクション分析と時系列分析とは根本的に異なる観察方法であるという問題意識に向っていればよかったが、我が国の比較分析研究は矛盾を発見したときには第3の変数を導入して問題処理をしてしまう。「生業性」という第3の変数を導入したのは、このときであった。

ここまでの検証結果をまとめると次のようになる。

- 1) 原因変数の標準偏差によって擬似相関の強さは変化する
- 2) クロスセクション分析では標準偏差の大きさは安定し、共変関係の強さも安定する
- 3) 時系列分析では標準偏差の大きさは変化し、共変関係の強さも変化する
- 4) クロスセクション分析と時系列分析は互いに代替しない
- 5) 研究者は、変化する時系列分析よりも安定したクロスセクション分析を好する

第4節 自己雇用モデルの構造

自己雇用モデルの構造

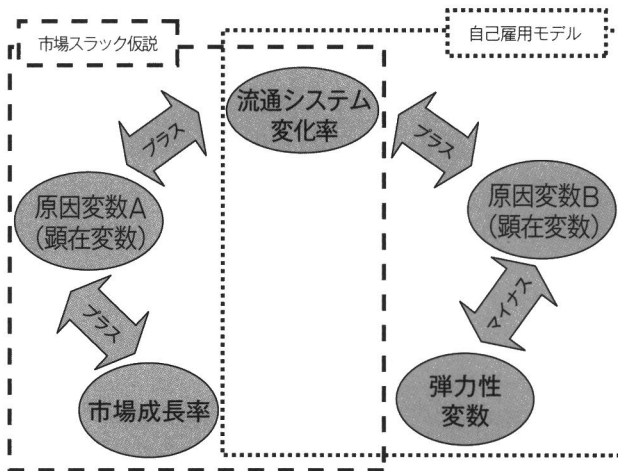
そもそも弾力性変数が市場成長率を媒介にして流通システム変化率と擬似相関になっていると考えた根拠は、原因変数になりえる変数は市場成長率しかないと思いついていたからである(図8参照)。しかし原因変数の候補として潜在変数を考えるのであれば、市場成長率以外の何らかの原因変数であるかもしれない。そこで市場スラック仮説が検証している変数間の関係と、自己雇用モデルが検証している変数間の関係をあらためてまとめたものが図15である。

実際、流通システム変化率と市場成長率が無相関であるさなかの高度経済成長期にも、自己雇用モデルの研究者は流通システム変化率と弾力性変数には強い共変関係があると考えている以上、流通システム変化率と弾力性変数の共変関係もまた自律的に変化していることになる。したがって市場成長率を媒介にしている

というよりも、他の何らかの潜在変数を媒介にした擬似相関になっている。

市場スラック仮説と自己雇用モデルのそれぞれの共変関係がともに自律的に変化する以上、互いに排他的な関係というわけではない。したがって流通システム変化率が影響を受けているのは単独の変数ではなく、原因変数Aや原因変数Bのように複数の変数によって同時に決定されていることを意味している。そして何らかの原因によってそれらの標準偏差の大きさが変化するとき、時系列データにおける共変関係の変化として私たちの目に入るのである。

図 15 市場スラック仮説と自己雇用モデルの概念図

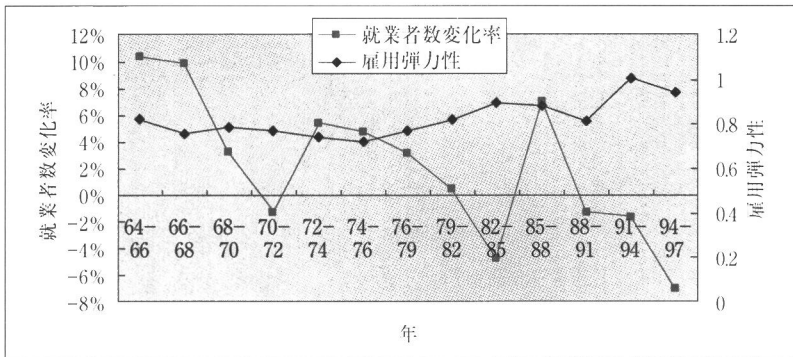


流通システム変化率と弾力性変数もまた何らかの原因変数をはさんだ擬似相関である以上、その強さの変化のメカニズムは流通システム変化率と市場成長率間のそれと全く同じように次のように変化する。

- 1) 原因変数の標準偏差によって擬似相関の強さは変化する
- 2) クロスセクション分析では標準偏差の大きさは安定し、共変関係の強さも安定する
- 3) 時系列分析では標準偏差の大きさは変化し、共変関係の強さも変化する
- 4) クロスセクション分析と時系列分析は互いに代替しない
- 5) 研究者は、変化する時系列分析よりも安定したクロスセクション分析を愛好する

自己雇用モデルの研究者はこれまで関心を示してこなかったが、雇用弾力性の時系列データを検証したものが前述のグラフ5であった。それに就業者数変化率の推移を重ね合わせたものがグラフ10である。小売業の就業者数変化率は時々的情勢を反映して変動が大きいのが特徴である。とりわけ最近では就業者数変化率が恒常的にマイナスである状態が続いている。ところがそれに対して雇用弾力性はほとんど変わらない。きわめて安定して推移しているのである。つまり就業者数変化率と雇用弾力性の時系列分析は無相関である。実際には無相関である以上、雇用弾力性の低さを原因にして就業者数変化率の高さを説明することはできないのである。

グラフ10 就業者数変化率と雇用弾力性の時系列データ



出典 商業統計

自己雇用率と雇用弾力性のクロスセクションデータは無相関

就業者数変化率と雇用弾力性の共変関係、そして自己雇用率と雇用弾力性の共変関係。自己雇用モデルはどちらにも負の符号の強い共変関係があることを根拠にして仮説化したものである。

雇用弾力性が安定していることから、どちらの共変関係も無相関であることは既に指摘したことだが、実はクロスセクション分析でさえ、あまりはっきりした共変関係は見られない。そしてその片鱗は、自己雇用モデルの研究史の中であちこちに現れている。

クロスセクション分析の共変関係は安定しているので、時期によって共変関係の強さが変化することは考えられない。ところが風呂は自己雇用率と雇用弾力性の共変関係を確認しているというのに、荒川や藤本が次のように共変関係が弱いといっている¹⁷⁾のはどうしてだろうか。

「雇用変動の硬直性に対する「自己雇用」のドミナントな作用の後退を示唆するものと考えざるを得ない」（荒川祐吉、(1964)、『商業構造と流通合理化』、千倉書房 p.120 1.19-20)

「従業者弾力性の低さと自己雇用という経営形態との間にはあまりに相関関係があるという仮説はストレートには確認されない」（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.31 1.5-6)

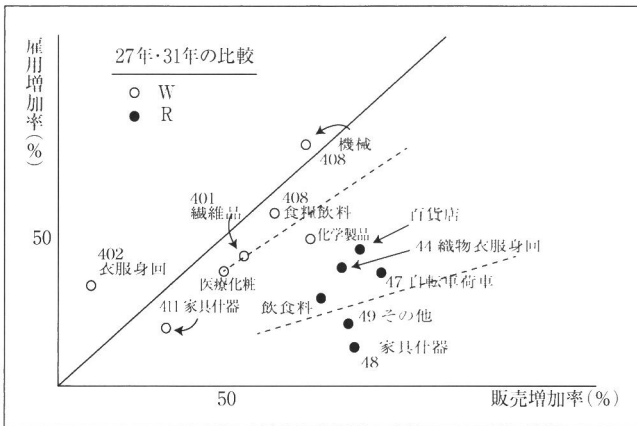
たとえ共変関係の強さが変化しても「物的労働生産性」という第3の変数を導入すればよいという解決方法は我が国の比較分析研究では慣例的にされてきたが、クロスセクション分析の共変関係の強さが変化することは統計学におかし

17) 石井は「異常値」（石井淳蔵、(1996)、『商人家族と市場社会』、有斐閣 p.147 1.5）と呼んでいるが、自己雇用モデルの他の研究者とは雇用弾力性の計算方法が異なっているからだと思われる

い。実際、筆者が風呂の検証を再確認してみたところ、強い共変関係など最初からなかったことがわかった。

グラフ 11 は風呂論文の中に掲載しているものをそのまま転載したものである。X 軸が市場成長率（風呂の言葉では販売増加率）、Y 軸が就業者数変化率（風呂の言葉では雇用増加率）の散布図である。風呂はこの表によって自己雇用率と雇用弾力性の共変関係を確認したと考えているが、注意すべきは雇用弾力性を計算した形跡がないことである。あくまでもグラフ上に書いた各業種群の位置関係だけから雇用弾力性を「推測」しているのである。これでは正確な共変関係の判断ができないのは当然である。

グラフ 11 自己雇用モデルが根拠にした自己雇用率と雇用弾力性の相関関係を示すグラフ



(資料) 商業統計表, 商業統計速報 (昭33)

(註) W-卸売業 R-小売業

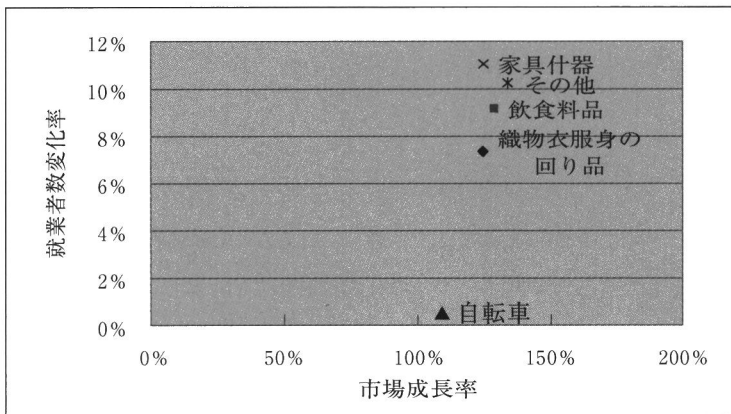
I, II, IIIは比較期間

出典 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. (216)116

その推測方法とは次のようなものである。グラフ11の中に「斜めに引かれた点線」がある。どうやらこの点線よりも下であれば雇用弾力性が低く、この点線よりも上であれば雇用弾力性が高いと判断しているのである。そして「織物・衣服・身回品（54%）、自転車・荷車（67%）など自己雇用率の相対的に小さなグループの雇用増加反応（＝雇用弾力性：筆者注）は高く、逆に自己雇用率の大きい家具・建具・什器（75%）、その他（77%）などのグループの雇用増加反応は低く示された」（カッコ内の数字は当時の自己雇用率）と判断し、自己雇用率と雇用弾力性にある負の符号の共変関係を確認したことになる。なおサンプルは業種ではなく業種群なので、これは業種群別クロスセクション分析である。

そこで推測が正しいかどうかを確認したい。データは1964（昭和39）～66（昭和41）年のデータである。グラフ12では各業種群はほぼ垂直の一直線上に並んでいる。風呂の方法で推測すれば、「家具・什器」、「その他」、「飲食料品」、「織物・衣服・身回品」、「自転車」の順に雇用弾力性が高くなっていることになる。

グラフ12 市場成長率と就業者数変化率

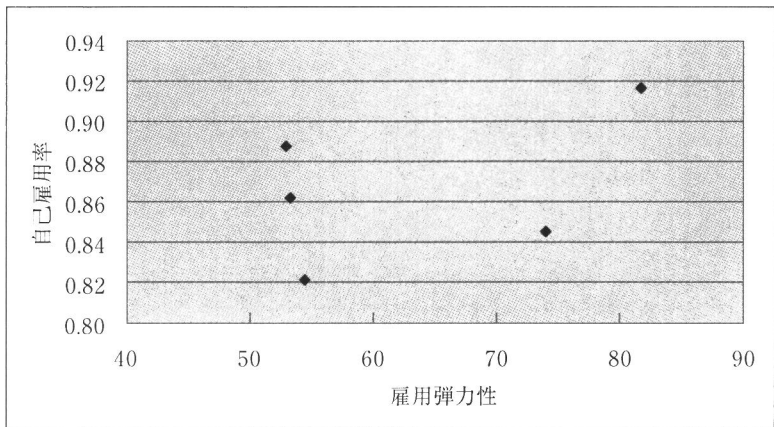


出典 商業統計

しかし実際に雇用弾力性を計算してみれば「自転車0.917」、「家具什器0.888」、「織物衣服身回品0.862」、「飲食料品0.845」、「その他0.822」の順番に高くなっている。つまり最も雇用弾力性が低く見えていた「自転車」は実際には最も雇用弾力性の高い業種群であり、雇用弾力性が比較的に高く見えていた「その他」は、実際には最も雇用弾力性の低い業種群である。要するに雇用弾力性はあらためて計算をして見ないとわからないものであって、散布図から目視で判断できるものではない。

このデータを使ってあらためて自己雇用率と雇用弾力性の散布図を作ったものがグラフ13である。1966年の自己雇用率は自転車(81.7%)、織物衣服身回品(53.3%)、家具什器(52.9%)、飲食料品(73.9%)、その他(54.5%)だが、自己雇用率と雇用弾力性は無相関であることがわかる。

グラフ13 風呂が調べた雇用弾力性と自己雇用率は無相関

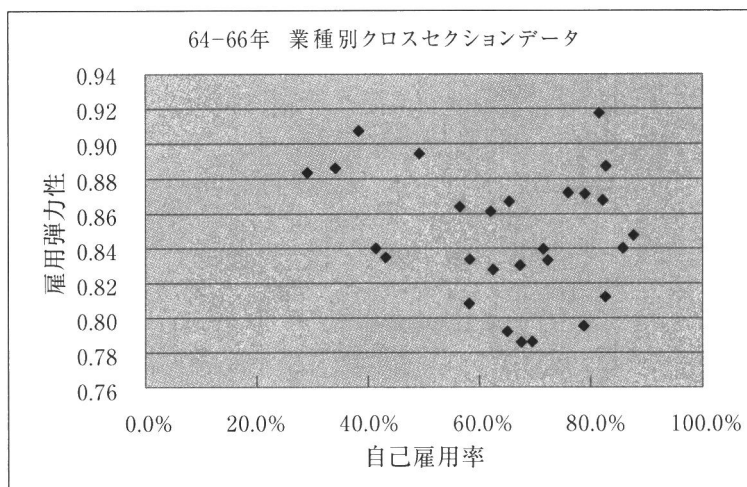


出典 商業統計

サンプル数の多い業種別クロスセクション分析でみたものがグラフ14だが、

やはり無相関である。標準偏差をさらに拡大する方法があれば何らかの共変関係が表れるのかもしれないが、少なくとも雇用弾力性に関する従来の比較分析研究を振り返る限り、時系列データであろうがクロスセクションデータであろうが無相関もしくは共変関係の弱いデータしか手に入らないのが現実なのである。

グラフ 14 自己雇用率と雇用弾力性は無相関
(1964-66年業種別クロスセクションデータ)



出典 商業統計

就業者数変化率と雇用弾力性もまた無相関

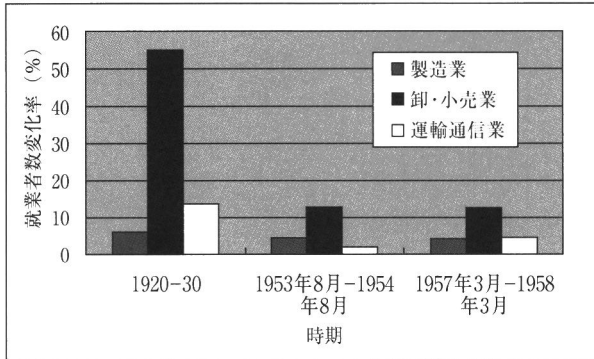
自己雇用モデルは自己雇用率と雇用弾力性の関係以上に、就業者数変化率と雇用弾力性の共変関係を証明しなければならない仮説である。ところが自己雇用モデルの研究者は、就業者数変化率と弾力性変数の共変関係の検証には消極的であった。唯一の例外は風呂（1960）論文のなかにあるが、サンプル数は商業と製造業の僅かに2であり、とても比較研究とは呼べないものである。

簡単に紹介すると、1952年（昭和27）～1958（昭和33）年では製造業よりも商業の雇用弾力性が低い¹⁸⁾ことを最初に指摘する。次に、同時期のそれらの就業者数変化率を比べると、商業の就業者数変化率が高くなっている（グラフ15）。これだけの検証によって就業者数変化率と雇用弾力性には負の強い共変関係¹⁹⁾があることを検証したことになるが、サンプル数が僅かに2では、無相関であっても一定の割合で同じ結果が出ることになる。そこで筆者自身、業種別クロスセクション分析を使って上記の検証を確認してみたが、無相関である結果しか得られなかった（グラフ16）。

18) 掲載している期間がなぜか52-54年と56-58年だけであり、54-56年のデータが無いのはそもそも自己雇用モデルでは不況期には就業者数変化率と雇用弾力性の負の共変関係が弱くなることを言いたいからであり、好況期に相当する54-56年は不要だった。ただし景気循環は月単位で変化をするのに対して、商業統計は2年に1回というペースで実施されるので、どうしても不況期だけのデータを抜き出すことができないという問題が生じる。第2循環の不況期は1954年1月から1954年11月の10ヶ月。朝鮮戦争特需の後の「反動不況」であり、この時期に相当する商業統計のデータを52-54年のデータとしているのである。そして第3循環の不況期は1957年6月から1958年6月の12ヶ月。神武景気の後の「鍋底不況」であり、この時期に相当する商業統計のデータを56-58年のデータとしているのである。54年実施の商業統計は9月1日、そして56年以降の商業統計は7月1日に実施されているので確かに不況期は反映されているが、そもそも不況期の月数は少ないので好況期と混在しているのが実情である。したがって不況期だけの期間というよりも、不況期を含む期間を比較対象にしたものである。1952-54年と1956-58年のデータの平均値における、製造業と商業の雇用弾力性を比較すると、商業のそれが低くなっていることがわかる

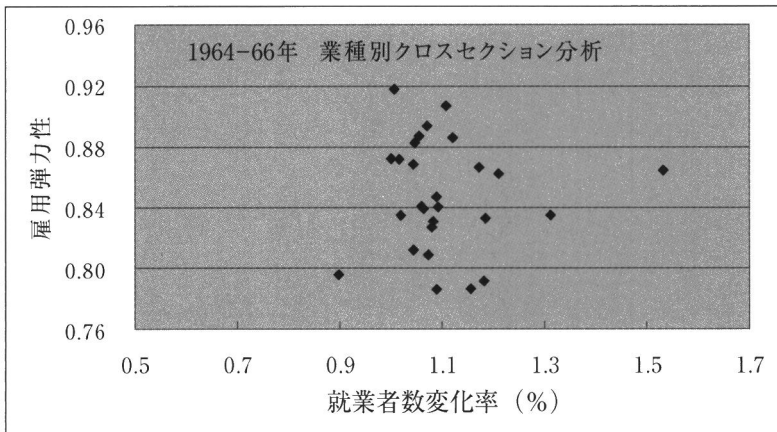
19) 自己雇用モデルでは就業者数変化率と雇用弾力性には負の共変関係があると考えているので雇用弾力性の低い商業の就業者数変化率は高い。ところが不況期には負の共変関係は無くなると考えているので、結果的にデータ上の商業の就業者数変化率は低くしなければならないが、グラフではそうはなっていない。これは自己雇用モデルの特有の言葉使いの問題があるからで、不況期ではどのセクターでも就業者数は減少すると想定している。我が国の景気変動に関係なく就業者数は急増したが、アメリカでは不況期には失業率が高くなったからである。不況期の就業者数「変化」率は、就業者数「減少」率と解釈しなければならない。不況期の「就業者数減少率が低い」と状況は、例えば製造業の減少率がマイナス5%で、流通業のそれがマイナス2%であるような状態である。ところが、このような状況では、普通は就業者数変化率が高いと呼ぶ。したがって好況、不況にかかわらず、商業の就業者数「変化」率は常に高くなることを想定しているのである

グラフ 15 不況期における業種別就業者数変化率



風呂論文 p. 114 を筆者がグラフ化したもの

グラフ 16 就業者数変化率と雇用弾力性のクロスセクションデータも無相関



出典 商業統計

そもそも自己雇用モデルの研究者が就業者数変化率と弾力性変数の共変関係の検証に消極的だった理由は、はっきりした共変関係を観察することが出来なかったからではないだろうか。

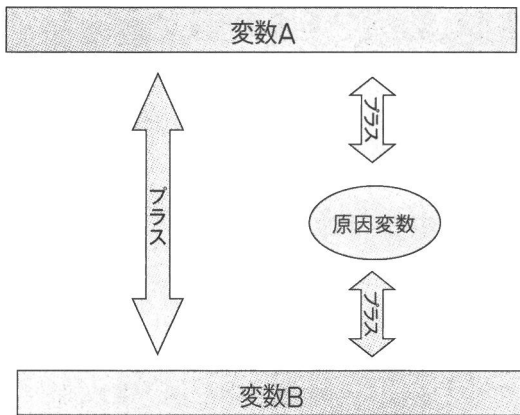
第5節 擬似相関の場合の共変関係

流通研究の本当の問題点

原因変数が顕在変数であれば、流通システム変化率と当該原因変数を「直接に」比較分析すればよい。ところが原因変数が観察できない潜在変数であれば、一貫して「間接的に」比較分析研究をすることを余儀なくされることになる。流通研究の本当の問題とは、擬似相関の共変関係を対象にしなければならないという問題である。その最初のハードルは、真性相関が強いのか、それとも擬似相関が強いのかを判断することであった。

そこで図16では変数Aと変数Bの間に真性相関と擬似相関がそれぞれひとつずつ存在する場合を描いた。単に共変関係の強さだけをみている限り、真性相関が強いのか擬似相関が強いのかを判断することはできない。

図16 真性相関と擬似相関のどちらが強いかわからない



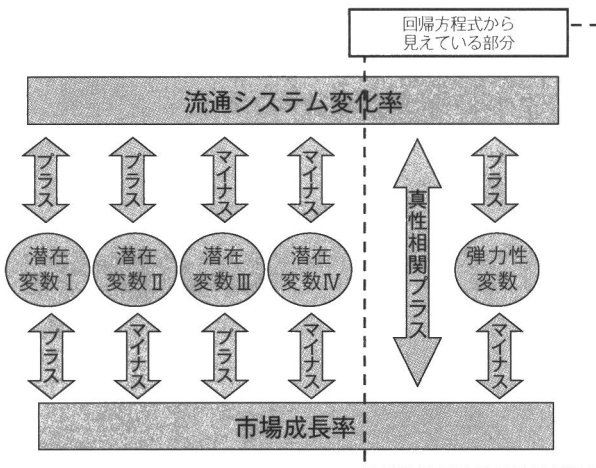
共変関係の強さだけでは判断できなければ、符合だけが唯一の手がかりである。かりに真正相関の符合と擬似相関の符合が異なれば、どちらが強いかを判断する

ことができるからである。その意味で、流通システム変化率と市場成長率間の共変関係の場合、真性相関の符合が正であり、弾力性変数を媒介にした擬似相関の符合が負。そして実際の共変関係の符合が正なので、真性相関が強いと判断していたに過ぎない。

ところが回帰方程式でみえていた相関関係以外に、擬似相関には潜在変数を原因変数とした擬似相関のあることを知ってしまった以上、符合だけではどの相関関係が強いのかは判断できないことになる。

図 17 は流通システム変化率と市場成長率間の相関関係を描いたものである。真性相関に加え、弾力性変数を原因変数にした擬似相関、さらには潜在変数を原因変数にした擬似相関が存在している。しかも潜在変数はひとつとは限らないので、複数のそれを描いたものである。流通システム変化率と市場成長率という一組の変数間にはこれだけの多くの相関関係があり得るのである。

図 17 流通システム変化率と市場成長率の場合



符合が正であるものだけでも、真性相関、潜在変数 I を原因変数とした擬似相関、そして潜在変数 IV を原因変数とした擬似相関の 3 つもあるので、符合だけではどれかが強いかということは判断できない。ではどうやって真性相関が強いか、あるいは擬似相関のほうが強いかを判断をするのか。

そこで本稿では相関係数と標準偏差というさらに詳細なツールを使って、共変関係の強さが変化するなかでそれらがどのように変化しているかということを調べた。すると観察している流通システム変化率、市場成長率のそれぞれの相関係数や標準偏差が安定しているなかで、共変関係の強さだけが変化している事実を確認したのである。この場合、真性相関であることが却下され、潜在変数を媒介にした擬似相関であると判断できることになる。

擬似相関であることが分かった以上、変数間の共変関係の強さは原因変数の標準偏差の大きさによって決定される。そして時系列データでは標準偏差の大きさが変化して共変関係の強さも変化するが、クロスセクションデータでは標準偏差の大きさは安定して共変関係の強さも安定することがわかった。かりにクロスセクションデータでは強い共変関係を常に観察したとしても、それは統計的なトリックに過ぎないのである。

反対にクロスセクションデータで無相関であるという検証結果しか手に入らなくても、変数間に共変関係が無いという拠所にもならないことを表している。本稿の冒頭に数々の国際比較研究がことごとく変数間の共変関係を観測できなかったことを紹介した。そのことによって静学変数を使った比較分析研究は役に立たないと判断されることになった。

しかし国別クロスセクションデータでは標準偏差を拡大することが出来なかっただけであり、現実の標準偏差が大きければ時系列データでは強い共変関係があるかもしれないのである。時系列データとクロスセクションデータで異なる検証結果が出るのは、動学変数も静学変数も同じである。それにもかかわらず静学変数を却下し、動学比較分析研究だけが有用であると判断したことは誤りだっ

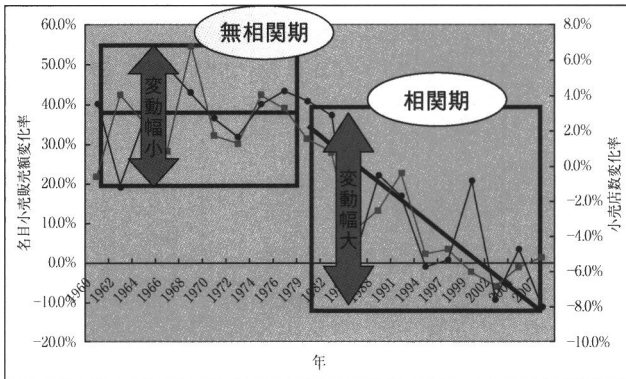
たのである。

流通システム変化率は市場成長率で決定されるか

擬似相関であるといえ、流通システム変化率と市場成長率に正の符合の強い共変関係が存在する以上、市場成長率を使って小売店数変化率の高さを説明できるのではないか。この考え方は必ずしも正しいは言えない。グラフ 17 はグラフ 2 を修正したものであり、無相関期と共変関係の強い時期に分けたものである。

着目したいのは無相関期と相関期の各変数の変動幅である。無相関期の変動幅が小さいために全体的に小売店数変化率は市場成長率によって決定されているように見える。つまり高度経済成長期の小売店数変化率が高いのは市場成長率が高いからである、というように見える。しかしかりに無相関期の変動幅のほうが大きくなれば、小売店数変化率と市場成長率は全体的に無相関になるだろう。

グラフ 17 無相関期と相関期の変動幅の差異

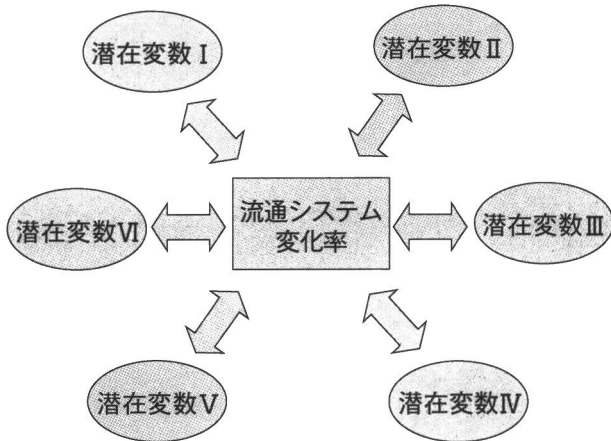


最後に

図 19 は流通システム変化率を中心に図 17 を書き直したものである。いま

はまだ潜在変数Ⅰの標準偏差が大きいので流通システム変化率は潜在変数Ⅰによって決定されているようにしか見えない。しかし潜在変数Ⅱの標準偏差が拡大すれば、流通システム変化率は潜在変数Ⅱと強い負の共変関係になる。つまり流通システム変化率を決定するのは単独の変数ではなく、常に夥しい数の複数の変数の影響のもとにあると考えられるのである。

図19 流通システム変化率と複数の潜在変数



その中でも注目すべきは、流通システム変化率と市場成長率の原因変数となっていた潜在変数であろう。しかしこの潜在変数とはどのような性格の変数かについて、本稿では常に注意深く言及しないまま進めてきた。その最大の理由は潜在変数が測定できないから検証が難しいからである。ただそこに何かがあるということはわかっても、どのようなものかはあらためて検証しなければわからない。

しかし潜在変数は静学変数である小売店数と販売額にもあり、その動学変数の小売店数変化率と市場成長率にも存在しているとすれば、全者の潜在変数が「社会の構造変化」であり、後者が「社会の構造変化の変化率」ではないだろうかと

筆者は考えている。

高度経済成長期には社会の構造変化率は同じ様な水準だったので標準偏差が小さかったが、80年代以降になると構造変化の変化率が落ちてきている。そのため標準偏差が小さくなったのでは無いだろうか。いずれにせよ機会をあらためて検証していきたいと考えている。

以上。

参考文献

- 荒川祐吉、(1964)、『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)、『日本型流通システム』、千倉書房
- 田村正紀、(2008)、『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」
- 豊田秀樹、前田忠彦、柳井晴夫、(1992)『原因を探る統計学』、講談社
- 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
- 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 Economics”, Business Quarterly, Winter 1965, pp. 74-82; S. J. Shapiro, op. cit., 1965
- B. Liander et al., Comparative Analysis for International Marketing, 1967
- Charles Nelson and Charles Plosser (1982) “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series.” Journal of Monetary Economics 10: 139-162.
- S. P. Sethi, “Comparative Cluster Analysis for World Markets”, Journal of Marketing Research, Vol. 8, No. 3, 1971, pp. 348-354