



Osaka Gakuin University Repository

Title	クロスセクション分析における共変関係の検証 Analysis of Covariant Relation in Cross-sectional Analysis
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 37 巻第 2 号 : 23-57
Issue Date	2012.03.31
Resource Type	ARTICLE/ 論説
Resource Version	
URL	
Right	
Additional Information	

クロスセクション分析における共変関係の検証

加茂 英司

Analysis of Covariant Relation in Cross-sectional Analysis

Eiji Kamo

ABSTRACT

Covariance is decided by correlation coefficient and standard deviation. In cross-sectional analysis, the standard deviation of market growth rate becomes larger with long term data, and covariant relation of market-slack hypothesis becomes stronger with long term data. Covariance does not reflect average of samples, and the level of market growth rate is not the source of strength of covariance.

Labor elasticity of self-employment hypothesis has standard deviation of market growth rate in its denominator, and the strength of covariance becomes stronger with short term. Its covariance also does not reflect average of samples, and the level of labor elasticity is not the source of strength of covariance.

In order to make average be reflected on the covariance, we should not use cross-sectional analysis, but we should use sequential analysis.

問題意識 なぜ動学クロスセクション分析は答えを見つけることが上手なのか

経済発展度（Cundiff）が流通システムの発達に重要な変数であるという一元的経済発展仮説は、変数間の共変関係を観測することはなかった。その他にも流通システムのほうが経済発展度に貢献するという「逆因果連鎖仮説」（Drucker、McCarthy、Moyers and Hollander）、経済発展度と流通システムの構造には、企業の規模と組織、経営者の態度などの複数の介在変数が存在しているという「介在変数説」（Douglas）、また「包括的な枠組み」（Liander）と変数間の「ウエイト」（Barnes）でも、ついに変数間に共変関係を発見することはなかった（Sethi）。

静学変数を使ったクロスセクション分析はことごとく成功しなかったので、我が国では動学変数を使うことによって容易に変数間の共変関係を発見することになる（風呂1960、田村1986）。あたかも動学クロスセクション分析に真理を発見する効果的な役割が存在するように見えるが、ひとたび共変関係を相関係数と標準偏差に分けてみれば、単に動学変数が持つ特殊な性格によることが判明する。いわば標準偏差の拡大によるみせかけの共変関係であることが本稿の検証で分かったのである。

本稿は半世紀以上にもわたって明らかにされなかった動学変数にまつわる特殊なメカニズムを明らかにし、比較分析研究の問題点はどのようにすれば改善できるかを指摘することを目的としたものである。

第1章 市場成長率を使うと標準偏差が拡大する

共変関係を表す共分散

共変関係の強さを表す共分散は、式1-1のように相関係数と標準偏差で決定される¹⁾。

$$\text{式1-1 } \text{Cov}(M, Y) = \text{Corr}(M, Y) \times \sqrt{\{\text{Var}(M)\}} \times \sqrt{\{\text{Var}(Y)\}}$$

M 小売店数変化率

Y 市場成長率

Cov(M, Y) 小売店数変化率と市場成長率の共分散

Corr(M, Y) 小売店数変化率と市場成長率の相関係数

$\sqrt{\{\text{Var}(M)\}}$ 自己雇用率の標準偏差

$\sqrt{\{\text{Var}(Y)\}}$ 雇用弾力性の標準偏差

1) 共変関係に関する指数には相関係数、偏回帰係数、共分散がある。

共変関係は相関係数だけで表されるわけではなく、標準偏差の情報も必要である。相関係数が高くても標準偏差が小さいと共変関係は弱いし、相関係数が低くても標準偏差が大きいと共変関係は強い。それだけ共変関係の判断には多くの情報量が必要になる。

重回帰分析から算出される偏回帰係数は相関係数と標準偏差の両方の情報を反映している代わりに、他の変数が所与という限定付きの共変関係である。実際の共変関係を表すわけではない。

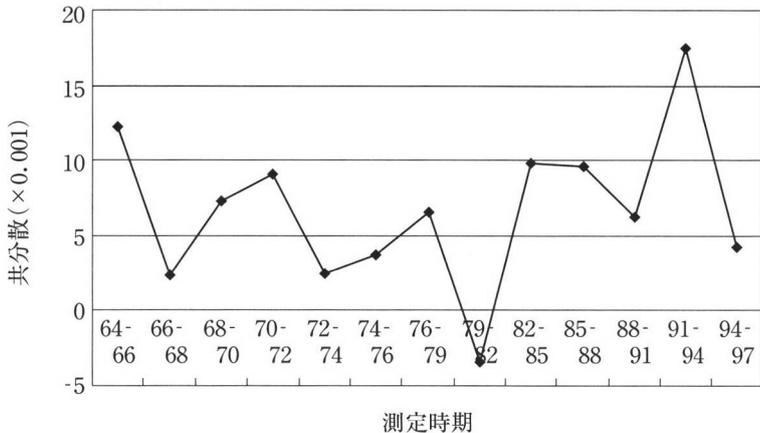
共分散は相関係数と標準偏差の双方を反映しているうえに、他の変数を所与としていないという意味では共変関係を判断するうえで最適指数であるといえる。しかし共分散は単位が異なるだけで値が変わり、数値だけでは比較できないという欠点がある。

相関係数、偏回帰係数、共分散はどれも限定された条件のもとでしか使えない。したがって各指数が使えるかどうかの前提条件の検証もせずにこれらの指数を使う論文があれば、ほぼ間違っているといても良い。本稿で共分散を使っているのは、共分散として算出された数字を使っているわけではなく、単にその傾向だけを使って検証をしているからである。

商業統計の実施年毎における小売店数変化率と市場成長率の共分散の推移についてはグラフ1を見てもらいたい。なお本稿においては、とくに断りがない限り、標準偏差や共分散などの比較分析研究はすべて商業統計からの業種別クロスセクション分析を使っている。

高度経済成長期でも共分散が大きいわけでもないし低成長期でも小さいわけでもない。そもそも相関係数は平均も標準偏差も持たない指数²⁾であり、標準偏差もまた平均からは独立している。共分散が市場成長率の高さや低さを反映しないのは当然である。

グラフ1 商業統計実施年毎の市場成長率と小売店数変化率の共分散は安定している



資料 商業統計

2) 例えば64-66年のデータを使って、小売店数変化率と市場成長率の相関係数を計算すると標準化前も後もどちらの場合も0.84となる。

共変関係がデータの平均を反映しないというメカニズムについては、次のデモデータを使って説明したい。表1は変数1と変数2のデータを示したものであり、左表でも右表でも標準偏差は同じだが平均だけを変えている。両変数とも右表において平均を高くしているのので、例えば左表が低成長期のデータ、右表が高度経済成長期のデータに相当すると考えてもらえばよい。もしくは左表が不況期、右表が好況期のデータに相当することになる。

グラフ2とグラフ3はそれぞれ左表と右表を散布図にしたものであり、両変数間の共変関係の強さが左表でも右表でも同じであることがわかる。異なっているのは平均だけなので、単に近似直線の位置が上下や左右に移動しているだけである。したがってクロスセクションデータを使って比較分析研究をしても、高度経済成長期や景気変動のような平均値を反映することはない。

表1 デモデータ

左表

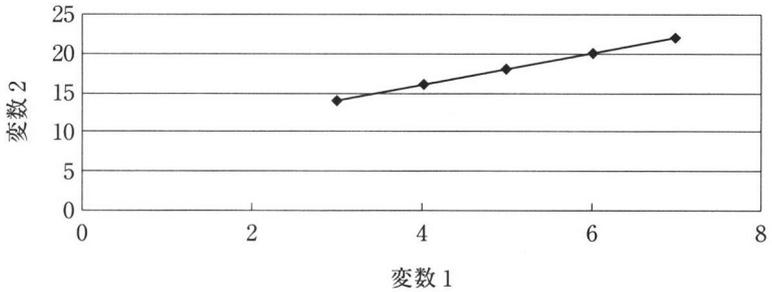
	変数1	変数2
サンプルA	1	12
サンプルB	2	14
サンプルC	3	16
サンプルD	4	18
サンプルE	5	20
平均	3	16
標準偏差	1.3	2.6

右表

	変数1	変数2
	3	14
	4	16
	5	18
	6	20
	7	22
平均	5	18
標準偏差	1.3	2.6

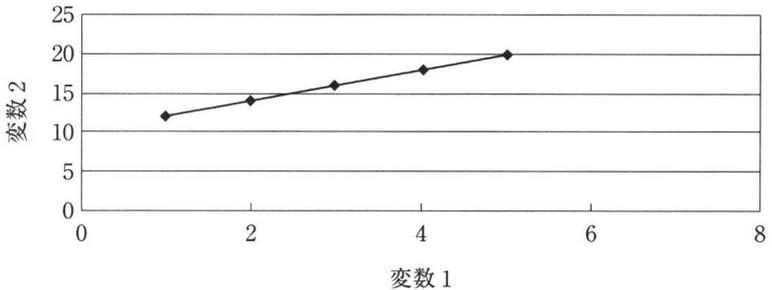
グラフ2 表1（左表）の散布図

左表の数値



グラフ3 表1（右表）の散布図

右表の数値

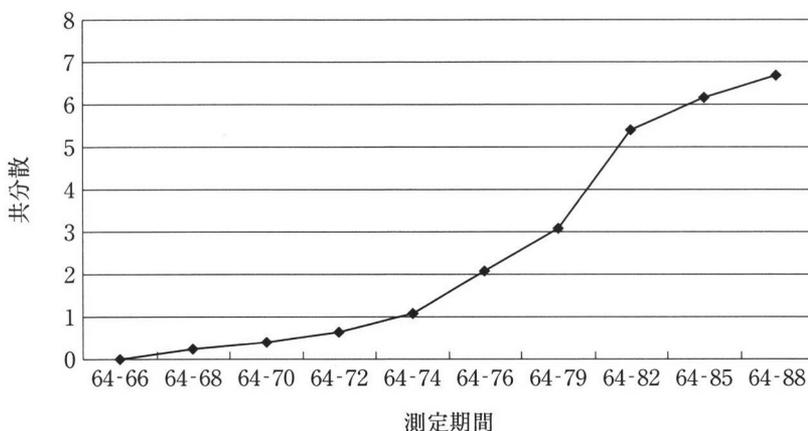


計測期間を変えながら検証する共変関係

そこで動学クロスセクション分析を行う際、データの何が共分散を決定しているのかを、これまで誰も試みなかったまったく異なる方法を使って検証したい。商業統計実施年毎ではなく、1964年を基点にして計測期間を長くしながら共分散を計測するという方法である。

最初に1964-66年の「2年間」のデータ、次に1964-68年の「4年間」のデータというようにしだいに長くする。グラフ4は短期データよりも長期データにおいて共分散が拡大する様子を表している。

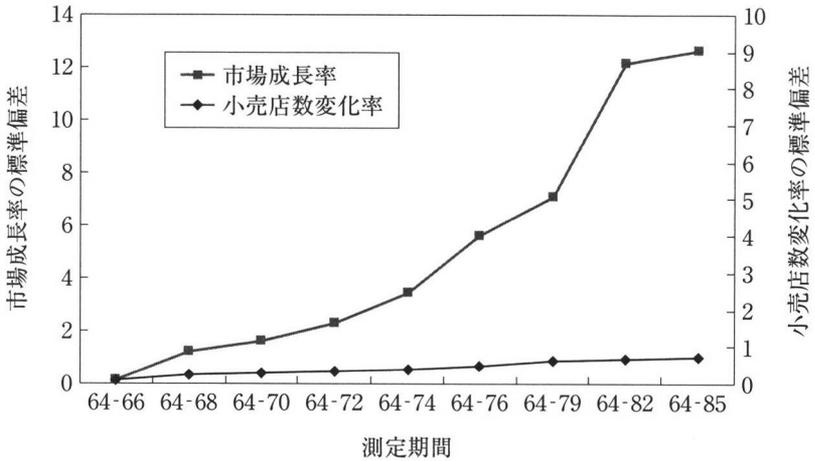
グラフ4 市場成長率と小売店数変化率の共分散は長期データほど拡大する



資料 商業統計

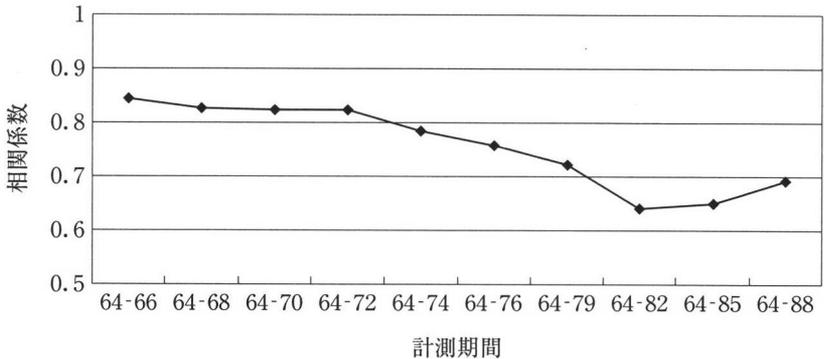
では共分散がなぜ長期データで拡大するのか。小売店数変化率と市場成長率の各標準偏差（グラフ5）、そして相関係数（グラフ6）に分けて調べると、市場成長率の標準偏差がきわめて顕著に計測期間に依存することがわかる。つまり市場成長率の標準偏差の変化が原因となって、共分散は計測期間依存型になるのである。

グラフ5 市場成長率と小売店数変化率の標準偏差



資料 商業統計

グラフ6 小売店数変化率と市場成長率の相関係数は安定している
計測期間別の相関係数



資料 商業統計

一般的に静学変数の標準偏差が安定するという性格は、古くから「平均回帰」という言葉で説明されている。フランシス・ゴルトンが身長の高い親から生まれる子どもの身長は、親ほど高くないということを発見したのは、今から100年以上も前の話である。平均に近くなるということから平均回帰と名付けたものである。平均回帰のおかげで身長という変数の標準偏差は、世代が変わっても一定になるのである。他にも気温や成績など、身の回りの多くの変数の標準偏差が安定しているのはこの原理のおかげである。

グラフ7は業種別クロスセクション分析を使って各時期の市場成長率の標準偏差を調べたものだが、市場成長率の標準偏差もまた平均回帰によって安定していることがわかる。それにもかかわらず、長期データによって拡大するのは動学変数が持つ特有のメカニズムのせいである³⁾。

このメカニズムがわからないと、共分散の変化する原因を安易に平均に求めてしまうことになる。そこで「たまたま」高度経済成長期のデータを使って変数間の共変関係が強ければ、高い市場成長率という平均を原因だと考えてしまう。反対に「たまたま」低い市場成長率の時期のデータを使って共変関係が強いと、低い市場成長率に原因を求めることになる。その結果、因果関係は「偶然性」に影響され、仮説は「理論無き理論化」のプロセスを辿ることになる。

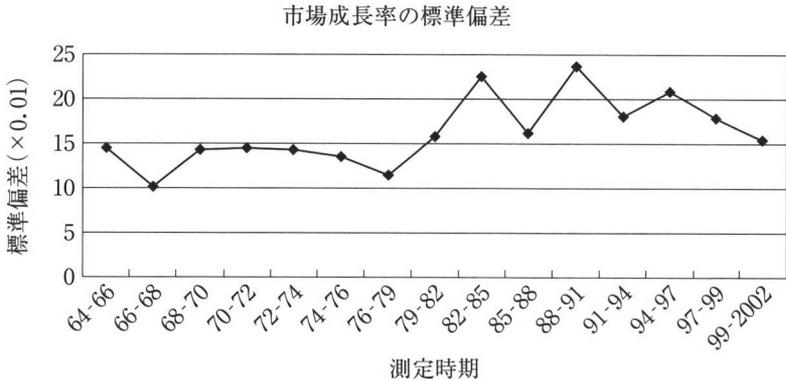
この現象は市場スラック仮説と自己雇用モデルに見られ、市場スラック仮説は「日本経済の異常な経済成長率（＝市場成長率：著者注釈）」⁴⁾という平均に

3) 業種Aの2年間の市場成長率をa、業種Bの2年間の市場成長率をbとしよう。両業種間の市場成長率の差異は64-66年、66-68年とも2年間では $(a-b)$ だが、4年間になると市場成長率の差異は $(a-b)^2$ になる。2年間を1期とすれば、t期では $(a-b)^t$ になる。a>bのもとでは $(a-b)^t > (a-b)^{t-1}$ であり、市場成長率の差異は長期データほど拡大し、標準偏差もまた長期データほど拡大する。反対に標準偏差が拡大しないためには、成長業種の成長率が平均を下回らなければならないが、ここまでの急激な変化は平均回帰が想定する以上のものである。

4) 田村正紀(1986)、『日本型流通システム』、千倉書房、p.65 1.9-10

強い共変関係の原因を求め、自己雇用モデルは「不況」という平均に弱い共変関係の原因を求めることになる。

グラフ7 各時期の市場成長率の標準偏差は安定し、平均回帰が見られる



資料 商業統計

自己雇用モデルもまた市場成長率の標準偏差を使っている

市場成長率の標準偏差のメカニズムを使うという意味では、自己雇用モデルも市場スラック仮説とまったく同じ内容である。自己雇用モデルが使う変数に雇用弾力性⁵⁾があるが、同仮説では雇用弾力性は就業者数変化率を市場成長率で除したものと定義付けている。雇用弾力性の標準偏差は就業者数変化率

5) 雇用弾力性には2通りの計算方法がある。一般的には雇用弾力性は「(今回調査の就業者数変化数 - 前回調査の就業者数) ÷ (前回調査の就業者数)」 ÷ 「(今回調査の年間販売額 - 前回調査の年間販売額) ÷ 前回調査の年間販売額」である。しかしもとも自己雇用モデルは単純に就業者数変化率 ÷ 市場成長率としているので、本稿ではその単純方式を採用している。

の標準偏差を市場成長率の標準偏差で除したものとして計算することができるので、共分散の計算式に市場成長率の標準偏差を含む。

両仮説に差異があるとすれば、市場スラック仮説では市場成長率の標準偏差は分子にあるので長期データほど共変関係が強くなるが、自己雇用モデルでは市場成長率の標準偏差は分母にあるので、短期データであるほど共変関係が強くなるという点だけである。式2-3は、自己雇用率が仮説の証明に使っているところの自己雇用率と雇用弾力性の共分散の式であるが、市場成長率の標準偏差は分母にあることがわかる。

$$\text{式2-1 } \text{Cov}(S, E) = \text{Corr}(S, E) \times \sqrt{\text{Var}(S)} \times \sqrt{\text{Var}(E)}$$

$$\text{式2-2 } \text{Cov}(S, Z/Y) = \text{Corr}(S, X/Y) \times \sqrt{\text{Var}(S)} \times \sqrt{\text{Var}(X/Y)}$$

$$\text{式2-3 } \text{Cov}(S, Z/Y) = \text{Corr}(S, X/Y) \times \sqrt{\text{Var}(S)} \times \sqrt{\text{Var}(X)} \\ \div \sqrt{\text{Var}(Y)}$$

X	就業者数変化率
S	自己雇用率
E	雇用弾力性
Cov(S, E)	自己雇用率と雇用弾力性の共分散
Corr(S, E)	自己雇用率と雇用弾力性の相関係数
$\sqrt{\text{Var}(S)}$	自己雇用率の標準偏差
$\sqrt{\text{Var}(E)}$	雇用弾力性の標準偏差
$\sqrt{\text{Var}(Z)}$	就業者数変化率の標準偏差

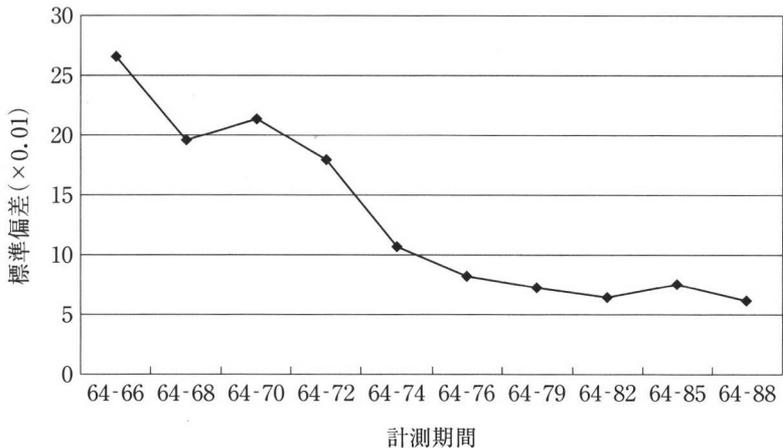
市場成長率に依存する仮説を「アドホックな仮説」⁶⁾ (石井) と呼んで批判し

6) 石井淳蔵(1996)、『商人家族と市場社会』、有斐閣 p.65 1.19-20

たのは自己雇用モデルの支持者だが、自己雇用モデルも同じなのである。反対からみれば市場成長率の標準偏差が持つ特殊な性格を利用しないと研究者が期待するような共変関係を得られないということでもあり、流通研究におけるクロスセクション分析は結局のところ同じ内容の仮説にならざるをえないのである。

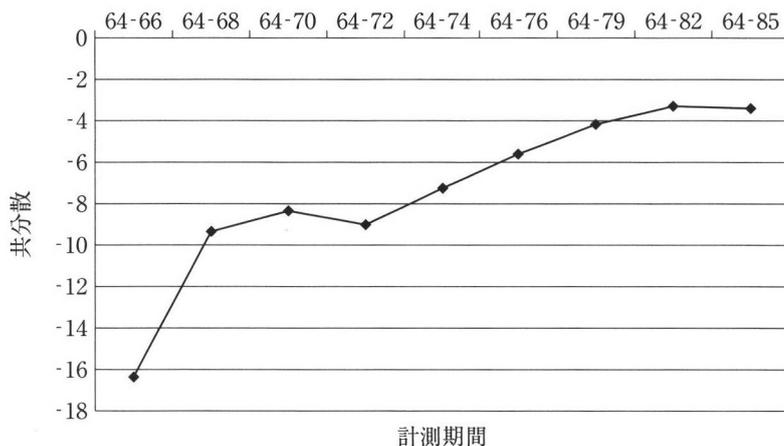
自己雇用モデルにおける共変関係のメカニズムを確認するために雇用弾力性の標準偏差の変化を表したものがグラフ8である。そして自己雇用率と雇用弾力性の共分散の変化を表したものがグラフ9である。グラフ9をみると右肩上がりの形になっているが、共分散の数値がマイナスであることに注意してもらいたい。つまり絶対値は短期データの方が大きく、共変関係も短期データで強くなっているのである。

グラフ8 雇用弾力性の標準偏差は短期データで大きい



資料 商業統計

グラフ 9 自己雇用率と雇用弾力性の共分散の絶対値は短期データで大きい



資料 商業統計

共変関係の強さの原因を平均にあると考えてしまうのは自己雇用モデルでも同じである。市場スラック仮説の市場成長率に相当するのは景気変動である。その結果、自己雇用モデルもまた、市場スラック仮説と同じく「理論無き理論化」というプロセスを辿ることになる⁷⁾。

7) 市場スラック仮説と自己雇用モデルの違いは、市場スラック仮説では市場成長率に依存し、自己雇用モデルでは市場成長率に依存しないという見方が一般的だが、そうではない。市場スラック仮説は高度経済成長期のデータだけを使って検証しているので、小売店数変化率と市場成長率の共変関係が強くなるという側面を強調することになる。高度経済成長期や低成長期のような「長期的変動」をデータソースとして網羅しにくいからである。かりに低成長期のデータをも検証していれば、低成長期では市場成長率に対して非弾力的だという側面をも主張していたであろう。自己雇用モデルは景気変動という「短期的変動」を使うので、好況期と不況期の両極面を説明することができる。その意味では不況期の非弾力性と同様に好況期の弾力性も観察している。ただ不況期のメカニズムがあまりにも印象的なためにその側面だけを強調することになっただけである。したがって両仮説とも弾力的な面と非弾力的な面の両方を持っているので同じである。

短期データの限界

長期データであるほど共変関係が強くなる市場スラック仮説と異なり、短期データほど共変関係が強くなる自己雇用モデルの場合、特有の問題が生じる。商業統計は最短でも2年間よりも短期データを得られないために、どうしても強い共変関係を観察できないのである。

1969年に荒川が検証したときには「自己雇用率の高い小売商業よりもむしろ（自己雇用率の低い：著者追記）卸売商業において大幅な弾力性の低下が見られる」⁸⁾（荒川）として、自己雇用率と雇用弾力性に共変関係が見られないことを指摘している。また「従業者数弾力性の低さと自己雇用という経営形態との間にかなりに関連関係があるという仮説はストレートには確認されない」⁹⁾（藤本）、同様に石井は共変関係の弱いサンプルを「異常値」¹⁰⁾と呼んでやはり共変関係の弱さを指摘している。

強い共変関係を観察できなければ他の原因を考えることになるのも、一般的な誤った方法である。荒川は「自己雇用のドミナントな作用の後退を示唆する」¹¹⁾（荒川）とし、「物的労働生産性」「店舗数の対雇用弾力性」（荒川、藤本）という第3、第4の新しい変数を持ち出すことになる。

しかし自己雇用率と雇用弾力性の共変関係は短期データさえ手に入れば、強い共変関係を観察することができるのはグラフ7で確認済みである。共変関係を観察することだけが目的であれば単純に測定期間を短くすればよいが、商業統計を使う限りでは2年間よりも短いデータが手に入らない。

同じように商業統計のデータを使っている風呂もまた自己雇用率と雇用弾力

8) 荒川祐吉、(1964)、『商業構造と流通合理化』、千倉書房 p.120 1.12-139

9) 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

10) 石井 上掲書 p.147 1.5

11) 荒川 上掲書 p.120 1.19-20

性との間に強い共変関係を観察できないはずである。いったいどのようにして風呂だけが強い共変関係を観察しているかといえば、どうも単純な勘違いがあったようである。

簡単に紹介すると、「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」となっている。カッコ内は当時の自己雇用率であり、自己雇用率の高い織物や自転車で雇用弾力性が高いため、両変数間に負の共変関係を確認していることになっている。

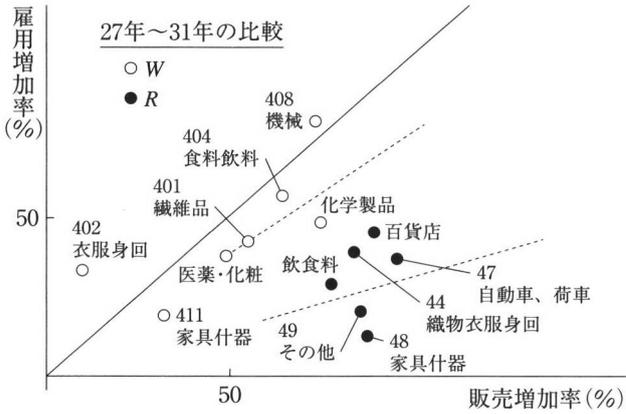
しかしこの検証方法には基本的な間違いがある。グラフ10は風呂論文の中に掲載しているものだが、X軸が市場成長率（風呂の言葉では販売増加率）、Y軸が就業者数変化率（風呂の言葉では雇用増加率）の散布図である。グラフの中に書かれた「斜めに引かれた点線」がなぜ存在しているかを考えて欲しい。点線よりも下にあれば雇用弾力性が低く、この点線よりも上にあれば雇用弾力性が高いと判断するためのものである。実際に数字を使って雇用弾力性を計算しているのではなかったのである。

グラフの斜めの線から雇用弾力性を正しく判断できるかどうかを実際のデータで確認してみよう。風呂が使った時期のデータではなく1964(昭和39)年から66(昭和41)年のデータだが、同様に散布図を作った（グラフ11）。

各業種群はほぼ垂直の一直線上に並んでいるので、斜めの線で区切るとすればどこにでも引くことが出来る。例えば飲食料品と織物衣服身回品の間にひいてみよう。判断材料がこのグラフだけであれば「家具・什器」、「その他」、「飲食料品」、「織物・衣服・身回品」、「自転車」の順番に雇用弾力性が高いということになる。

しかし実際に雇用弾力性を計算してみれば高い順番に「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」に

グラフ10 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



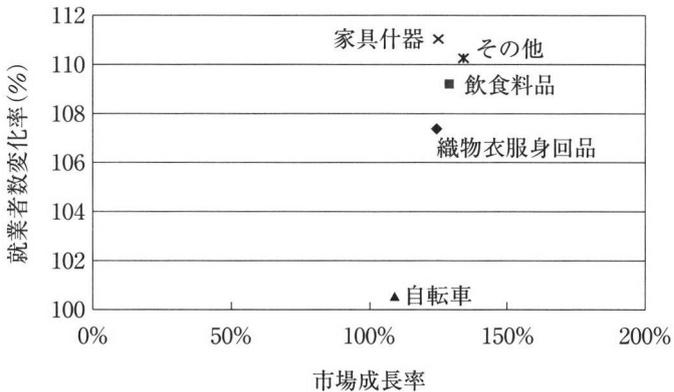
(資料) 商業統計表、商業統計速報(昭33)

(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

グラフ11 市場成長率と就業者数変化率の散布図



なる。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。雇用弾力性は散布図から目視で判断できるものではないことがわかる。

念のためにこれを当時の自己雇用率のデータ(1966年)と比較してみよう。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%)の順に自己雇用率は高くなっているのも、自己雇用率の高い自転車で雇用弾力性もまた高いことがわかる。自己雇用率と雇用弾力性に負の共変関係はなく、自己雇用モデルはちょっとした勘違いから始まったと言えるだろう。

第2章 雇用弾力性よりも市場成長率の寄与率が高い

寄与度と寄与率

共分散が相関係数と標準偏差だけで決定するといっても、あくまでも真性相関のそれに過ぎない。真性相関だけで現実の共変関係が決定されるわけではなく、変数間には他の変数を媒介にした擬似相関による影響を受けることのほうが一般的である。そして擬似相関の影響力のほうが強ければ真性相関の共分散とは異なる共変関係になる。例えば真性相関の符号が正でも、擬似相関の符号が負であれば、共変関係全体としての符号は負になるかもしれない。

実際、筆者が調べたところ、小売店数変化率や就業者数変化率と市場成長率との共変関係は、長期データほど共分散が大きくなるという真性相関を反映するが、弾力性変数とは短期データほど共変関係が強くなるという真性相関を反映するわけではない。そこで変数間の「寄与率」という考え方を導入する必要がある。

目的変数に対してそれぞれの説明変数には寄与率がある。いわば影響力の割

合を意味する指数である。当該変数の寄与率が高ければ変数間の共変関係は真性相関を反映する。しかし当該変数の寄与率が低ければ共変関係は真性相関を反映しない。その結果、市場成長率の寄与率が高いために市場成長率との真性相関は共変関係に反映されるが、弾力性変数の寄与率は低いために真性相関は共変関係に反映されない。といっても他の変数を媒介にした擬似相関となるとほうもない数にのぼり、とうてい検証そのものが不可能であるような印象を持ってしまう。しかし動学変数の場合、それらはきわめてシンプルな構造になっているのである。

式3-1を見てもらいたい。商業統計（1964年から66年）を使い、就業者数変化率を目的変数、そして市場成長率と雇用弾力性を説明変数にして重回帰分析を行ったものである。注目してもらいたいのは、決定係数（ R^2 ）が0.999になっていることである。0.999というのは事実上の1ということである。つまり就業者数変化率は雇用弾力性と市場成長率という2つの説明変数だけで決定されることを表している。

$$\text{式3-1 } X = -1.096 + 0.851 Y + 128.539 E$$

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

$$R^2 = 0.999; \quad F = 374.602; \quad N = 27$$

X = 就業者数変化率、Y = 市場成長率、E = 雇用弾力性

同様に式4-1は市場成長率を目的変数、そして就業者数変化率と雇用弾力性を説明変数にしたものだが、これもまた決定係数は1である。

$$\text{式4-1 } Y = -4.887 + 0.086 W - 19.868 E$$

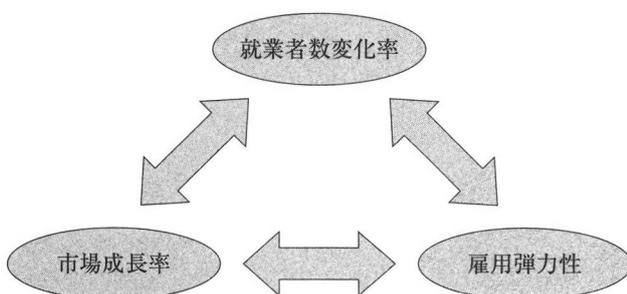
$$(0.003) \quad (2.628)$$

$$R^2 = 0.999; \quad F = 374.602; \quad N = 27$$

Y = 市場成長率、W = 就業者数変化率、E = 雇用弾力性

式3-1と式4-1から、就業者数変化率、市場成長率、そして弾力性変数の3つの変数だけで完結していて、他の変数は全く関係の無いことがわかる（図1）。したがって就業者数変化率と市場成長率の共変関係は両変数間の真性相関と、弾力性変数を媒介にした擬似相関の僅かに2つの共変関係だけで決定されていると言える。

図1 3つの変数だけで完結している



就業者数変化率と市場成長率の真正相関、そして雇用弾力性を媒介にした擬似相関、この2つの共変関係を比較する。式5-1は就業者数変化率(X)と市場成長率(Y)の真性相関の共分散(Cov(X, Y))だが、相関係数(Corr(X, Y))に就業者数変化率(X)の標準偏差(以下、単にV(X))と雇用弾力性の標準偏差(以下、単にV(Y))を乗じたものであることを表している。

$$\begin{aligned} \text{式5-1 } \text{Cov}(X, Y) &= \text{Corr}(X, Y) \times \sqrt{\text{Var}(X)} \times \sqrt{\text{Var}(Y)} \\ &= \text{Corr}(X, Y) \times V(X) \times V(Y) \end{aligned}$$

一方、雇用弾力性(E)を媒介にした擬似相関は、就業者数変化率(X)と雇用弾力性(Y)の真性相関(式6-1)、そして雇用弾力性(E)と市場成長率(Y)の真性相関(式7-1)で構成されている。そして雇用弾力性の標準偏差は就業

者数変化率の標準偏差を市場成長率の標準偏差で除したもので、次のように書き直すことができる。

$$\begin{aligned}\text{式6-1 } \text{Cov}(X, E) &= \text{Corr}(X, E) \times V(X) \times (V(X) / V(Y)) \\ &= \text{Corr}(X, E) \times V(X)^2 / V(Y)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\text{式7-1 } \text{Cov}(E, Y) &= \text{Corr}(E, Y) \times (V(X) / V(Y)) \times V(Y) \\ &= \text{Corr}(E, Y) \times V(X)\end{aligned}$$

雇用弾力性を媒介にした擬似相関は式6-1と式7-1を乗じて計算できるが、相関係数どうしは就業者数変化率と市場成長率の相関係数としてまとめられ、就業者数変化率の標準偏差の3乗と、分母に市場成長率の標準偏差が残る（式8-1）。

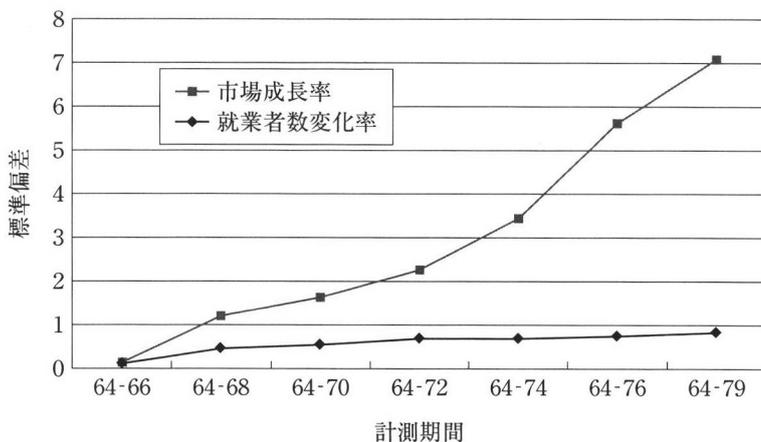
$$\begin{aligned}\text{式8-1 } \text{Cov}(X, E) \times \text{Cov}(E, Y) &= \{ \text{Corr}(X, E) \times V(X)^2 / V(Y) \} \times \{ \text{Corr}(E, Y) \times V(X) \} \\ &= \{ \text{Corr}(X, Y) \times \text{Corr}(E, Y) \} \times V(X)^3 / V(Y) \\ &= \text{Corr}(X, Y) \times V(X)^3 / V(Y)\end{aligned}$$

真性相関と擬似相関の比率を計算するために式5-1を式8-1で除すると、相関係数と就業者数変化率の標準偏差の2乗が相殺されて消え、最終的に両変数の標準偏差の比の2乗だけが残る（式7-1）。つまり真性相関と擬似相関の強さの比はきわめて単純な式になり、就業者数変化率と市場成長率のそれぞれの標準偏差の比だけで決定されることになる。

$$\begin{aligned}\text{式9-1 } \text{Cov}(X, Y) / \{ \text{Cov}(X, E) \times \text{Cov}(E, Y) \} &= \{ \text{Corr}(X, Y) \times V(X) \times V(Y) \} / \{ \text{Corr}(X, Y) \times V(X)^3 / V(Y) \} \\ &= V(Y)^2 / V(X)^2 \\ &= (V(Y) / V(X))^2\end{aligned}$$

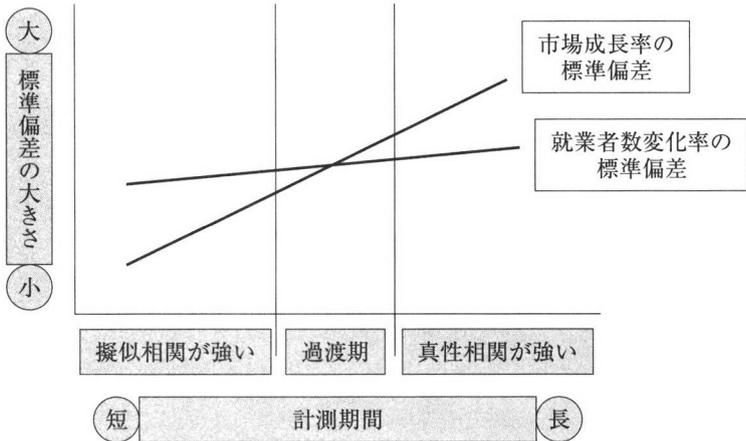
そこで就業者数変化率と市場成長率の標準偏差が測定期間の長さによって、どのように変化するかを調べたものがグラフ12である。1964年を起点にして測定期間を長くしたものだが、市場成長率の標準偏差は長期データに敏感に反応して拡大するが、就業者数変化率の標準偏差の反応は鈍い。

グラフ12 市場成長率と就業者数変化率の標準偏差（測定期間別）

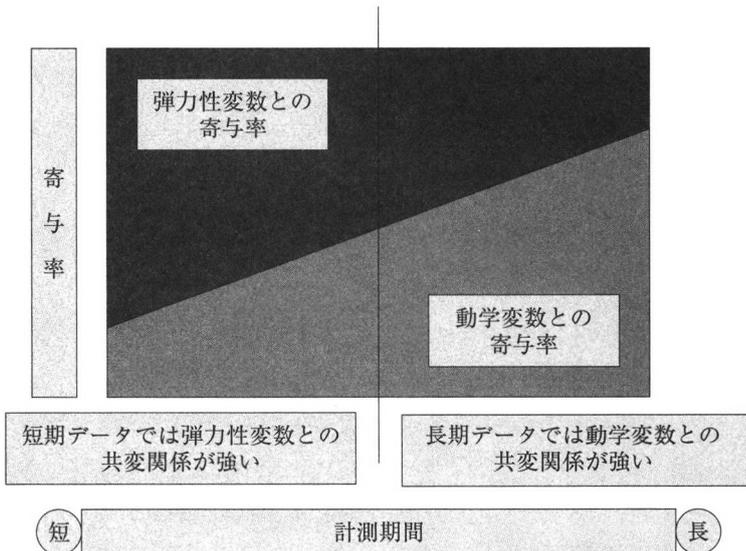


この変化の様子は単に長期データで市場成長率の標準偏差の方が大きくなるというだけでなく、短期データでは市場成長率の標準偏差の方が小さくなるということを表している。そこで両変数の標準偏差をグラフ13のように表現することができる。長期データで市場成長率の標準偏差が大きくなるので、式9-1から長期データを使えば真性相関が強くなり、短期データを使えば擬似相関のほうが強くなると判断ができる。その中間には過渡期と呼ばれる時期があり、真性相関と擬似相関が拮抗してどちらが強いのかははっきりしない時期がある。

グラフ13 市場成長率の標準偏差と就業者数変化率の標準偏差



グラフ14 市場成長率と弾力性変数の寄与率の推移



真性相関が強くなるということは就業者数変化率と市場成長率が強い共変関係になり、市場成長率の寄与率が高くなることを意味している。グラフ14は市場成長率の寄与率の変化をみたものだが、長期データほど市場成長率の寄与率が高くなる様子を表したものである。

市場成長率の寄与率が長期データで高くなるとはいえ、商業統計から入手できる最短のデータである2年間において、市場成長率の寄与率が十分に高いかどうかはまったく不明である。2年間のデータがグラフ14の長期データに相当するのであれば、既に就業者数変化率に対して市場成長率の寄与率は高く、長期データであるほど共変関係が強くなるという両変数の真性相関の特徴は共変関係に反映されることになる。しかし、2年間のデータがグラフ14の短期データに相当するのであれば、2年間のデータでは市場成長率の寄与率が低いために、両変数間の真性相関が長期データで強くなるという性格があるとしても、実際の共変関係がそれを反映しないのである。

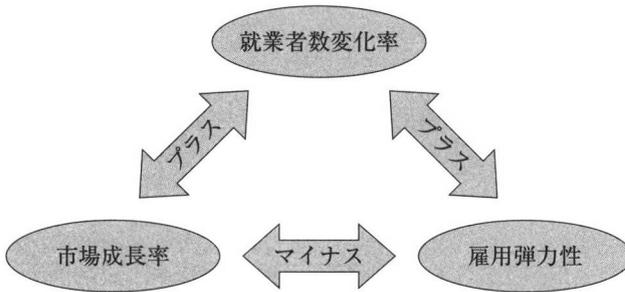
一般に2年間のデータにおける寄与率がどれくらい高いか低いかを確認することは決して簡単な作業ではない。ところが流通研究の場合、ある特殊な事情の為に寄与率の高さを簡単に確認することができる。その事情とは真性相関と擬似相関の符号が異なっているということである。

再び式4-1を見てもらいたいだが、市場成長率を目的変数にした場合の雇用弾力性の偏回帰係数の符号は負である。これは就業者数変化率を所与にした時に市場成長率と雇用弾力性の共変関係の符号が負であることを表す。つまり市場成長率と雇用弾力性の真性相関の符号が負であるということを表している。市場成長率の高い成長業種は省人材型の産業構造をしていたので成長率の割に就業者数変化率が低かったからかもしれない。あるいはあまりに高い成長率のために人材を確保できなかったからかもしれない。市場成長率の低い斜陽産業では人材が多すぎたため高コスト体質になって成長が抑えられたからかもしれない。成長のペースが遅かったために、結果的に豊富な雇用機会を与えることに

なったのかもしれない。

したがって就業者数変化率、市場成長率、そして雇用弾力性の3つの変数の共変関係は図2のように表現することができる。

図2 市場成長率と弾力性変数の共変関係の符号は負である



市場成長率と雇用弾力性の真性相関が負であるということは、雇用弾力性を媒介にした就業者数変化率と市場成長率の擬似相関全体の符号が負であるということになる。

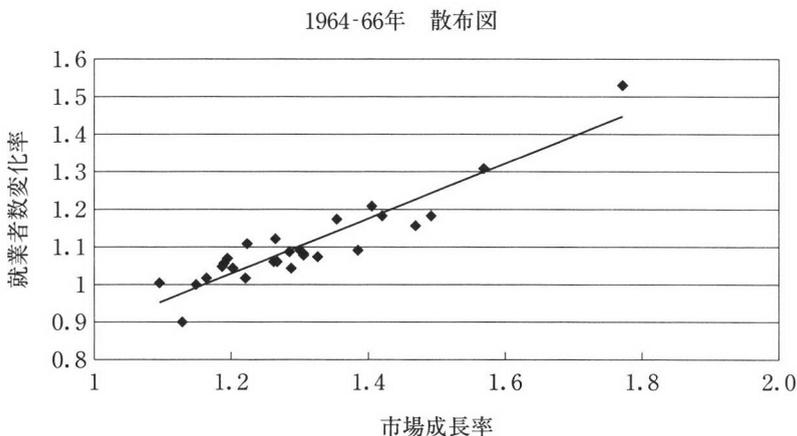
就業者数変化率と市場成長率の真性相関の符号が正であることは既にわかっているのですが、真性相関が強ければ共変関係の符号は正になる。反対に真性相関が弱くなると擬似相関と拮抗して無相関、もしくは負の共変関係であり、少なくとも正の強い共変関係になることはない。

そこでグラフ15は1964-66年の2年間のデータを使って就業者数変化率と市場成長率の共変関係を調べた散布図であるが、共変関係は明らかに正のそれであることがわかる。したがって2年間のデータで既に共変関係は真性相関を反映しており、就業者数変化率に対して市場成長率の寄与率が高い状態であると判断することができる。

市場成長率の寄与率は長期データほど高くなることがわかっているのです、商

業統計を使う限りでは就業者数変化率は常に市場成長率と強い共変関係になっていると判断することができる¹²⁾。そして市場成長率の寄与率が高いからこそ、就業者数変化率と市場成長率の共変関係が長期データほど強くなるという真性相関の性格は共変関係に反映されるのである。

グラフ15 就業者数変化率と市場成長率の散布図



資料 商業統計

12) 比較分析研究は、一般的に各データソースから入手する最も短期データを使って行うことが多い。例えば毎年実施されるようなデータソースであれば年単位。あるいは10年ごとに実施されるようなデータソースを使う場合には10年単位で比較分析研究を行う。したがって各データソースがどれくらいの短期データを提供できるかという事実は、目的変数が動学変数と共変関係を強めるか、それとも弾力性変数との共変関係を強めるかということを決定することになる。あるいは比較的に短期間のデータで動学変数間に共変関係が生じるような組み合わせの動学変数もあれば、20年、30年という長期になってはじめて共変関係が生じるような組み合わせの動学変数もあるだろう。就業者数変化率と市場成長率という組み合わせは比較的に短期間のデータでも共変関係となる組み合わせの動学変数である。しかしいずれにせよ十分に長期データを使うことが出来れば、動学変数間には必ず強い共変関係が表れることになる。

なお商業統計が長期データから短期データまでの全てを網羅しているわけではないということを視覚化したものがグラフ16である。

就業者数変化率を小売店数変化率に置き換えても、原理は全く同じである。まず小売店数変化率と市場成長率、そして店舗数弾力性で完結していることは、式10-1、式11-1の決定係数が共に0.999になっていることからわかる。また小売店数変化率と市場成長率、小売店数変化率と店舗数弾力性には正の符号の真性相関があり（式10-1）、市場成長率と店舗数弾力性の真性相関の符号は負（式11-1）であるところから、3つの変数の共変関係の符号は図3のようにになっている。小売店数変化率と市場成長率の真性相関の符号は正である。また弾力性変数を媒介にした擬似相関の符号は負である。

グラフ16 商業統計から得られるデータでは市場成長率の寄与率が高い

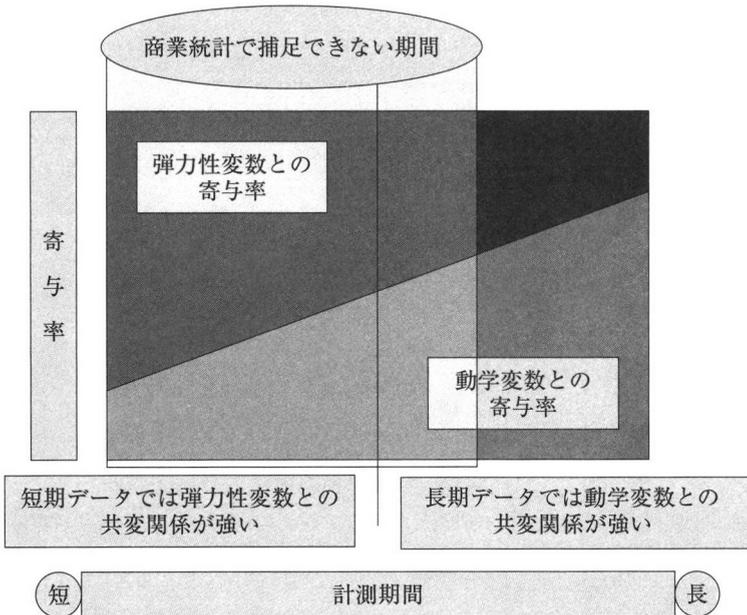
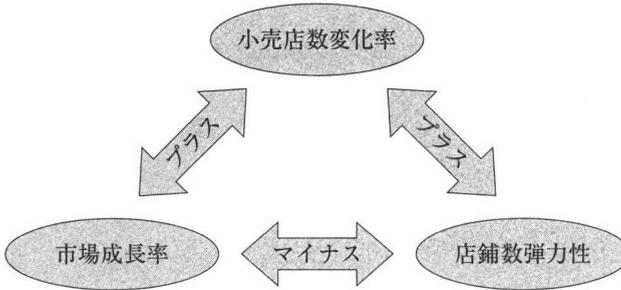


図3 小売店数変化率、市場成長率、店舗数弾力性の関係



$$\text{式10-1 } M = -1.096 + 0.803Y + 1.283P$$

(0.009) (0.028)

$$R^2 = 0.999$$

M = 小売店数変化率、Y = 市場成長率、P = 小売店数弾力性

$$\text{式11-1 } Y = 1.291 + 1.241M - 1.598P$$

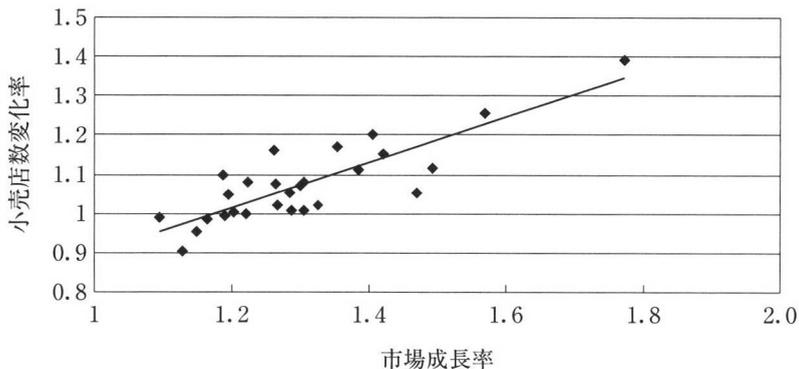
(0.014) (0.030)

$$R^2 = 0.999$$

グラフ17は2年間のデータを使った小売店数変化率と市場成長率の散布図だが、やはり両変数間には正の共変関係があることがわかる。商業統計を使う限り、小売店数変化率に対しては市場成長率の寄与率が高いことがわかる。市場成長率の寄与率が高い以上、長期データであるほど小売店数変化率と市場成長率の共変関係が強くなるという真性相関の性格が、共変関係に表れることになる。市場スラック仮説が観察していた小売店数変化率と市場成長率の強い共変関係は、確かに両変数間の真性相関であった。

グラフ17 小売店数変化率もまた市場成長率と強い共変関係にある

1964-66年 散布図



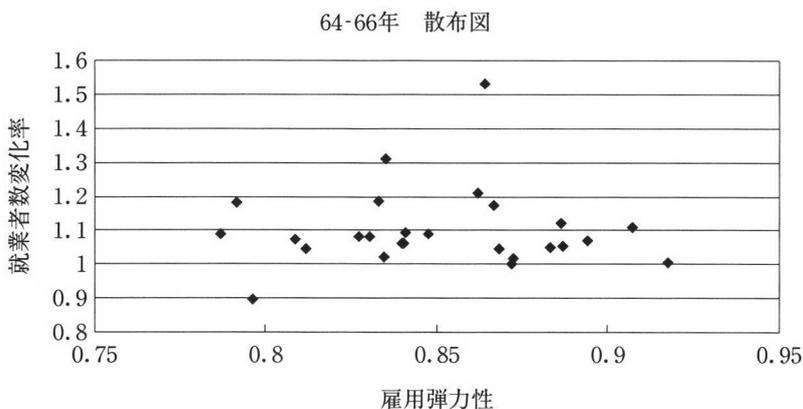
資料 商業統計

雇用弾力性を使った共変関係が表れない原因

就業者数変化率に対して市場成長率の寄与率が高いという事実を反対から見れば、雇用弾力性の寄与率は低いというである。そして寄与率が低い以上、いくら就業者数変化率と雇用弾力性の真性相関に短期データで強くなるという性格があっても、共変関係には反映されることはない。

実際、筆者は就業者数変化率と雇用弾力性についても計測期間を変えながら両変数間の共分散を計算してみたが、短期データほど共分散が拡大するという真性相関の性格を観察することができなかった。むしろ共変関係らしきものは一貫して存在せず、計測期間を変えても「無相関」と言うべき状態にあることを観察している。就業者数変化率と雇用弾力性の共変関係を業種別クロスセクション分析で確認したものがグラフ18である。きわめて無相関の状態であることがわかる。

グラフ18 2年間のデータでも就業者数変化率と雇用弾力性の共変関係は弱い



資料 商業統計

本研究の初期段階では、短期データであるほど両変数の共変関係は強くなるのではないかと考えていたので、この現象が不思議で仕方なかったのだが、いまとっては雇用弾力性の寄与率が低いからだということがわかる。

もちろん2年間よりも短期間のデータが得られれば、就業者数変化率に対する雇用弾力性の寄与率は高くなると思われる。その際には就業者数変化率と雇用弾力性の正の真性相関は共変関係に強く反映される可能性がある。

商業統計を使う限り就業者数変化率と雇用弾力性は無相関であるにもかかわらず、自己雇用モデルは何を根拠にして両変数間に負の共変関係があると考えたのだろうか。といっても自己雇用モデルの研究者は就業者数変化率と雇用弾力性の共変関係の研究にはほとんど関心がなかったようで一人の研究者を除いては誰もその検証を行っておらず、唯一の例外が風呂(1960)論文のなかで見られる。

表2は風呂論文からの引用である。データとしては製造・商業間、卸・小売

間、そして業種群とあるが、比較をしているのは製造業と商業間だけである。業種間では無相関だったからだと思われるが、もともと自己雇用モデルというのは製造、商業というセクター間の雇用弾力性の差異を利用して作った仮説なので、その比較だけで十分だと考えたものだと思う。まずは不況期¹³⁾だけのデータによって製造業の雇用弾力性が商業のそれよりも低いことを確認している。

表2 製造業と商業の雇用弾力性の比較

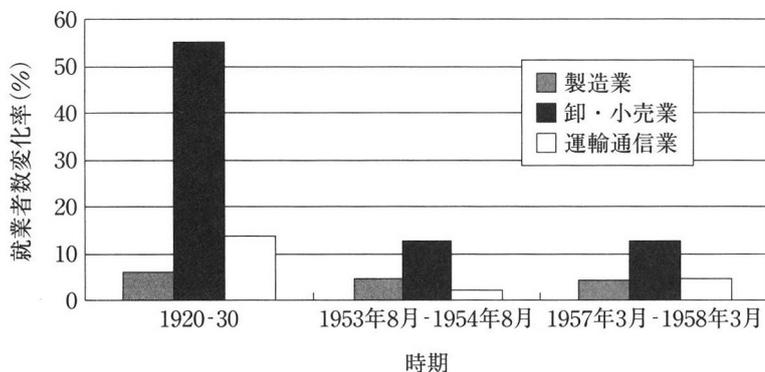
	52-54年	56-58年	平均
製造業	0.45	0.20	0.32
商業	0.19	0.22	0.21
卸売業	0.11	0.14	0.13
小売業	0.49	0.55	0.52
百貨店	0.20	0.21	0.20
衣服・織物・身回	0.69	0.59	0.64
飲食料	0.44	1.02	0.74
自転車	0.87	1.58	1.22
家具・建具・什器	0.62	1.17	0.39
その他	0.50	0.14	0.82

出典 風呂(1960)論文から引用

13) 1954年1月から1954年11月の10ヶ月は朝鮮戦争特需後の「反動不況」であり、1957年6月から1958年6月の12ヶ月は神武景気後の「鍋底不況」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する。したがって不況期だけというよりも、不況期を含む期間を比較対象にしたものである。

次に製造業と商業（卸小売業）の各就業者数変化率を比較する。グラフ19によれば商業の就業者数変化率が高い。つまり雇用弾力性の低い商業の就業者数変化率は高く、雇用弾力性の高い製造業の就業者数変化率は低い。これだけを見れば確かに雇用弾力性と就業者数変化率には負の共変関係¹⁴⁾が存在していることになる。

グラフ19 不況期における業種別就業者数変化率



風呂(1960)のp. 114の表を筆者がグラフ化したもの

14) 自己雇用モデルでは就業者数変化率と雇用弾力性の負の共変関係は不況期には緩くなると思っているので、結果的にデータ上の商業の就業者数変化率は低くなければならない。しかし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。

しかしサンプル数が商業と製造業では、比較分析研究のサンプル数は僅かに2でなる。これでは無相関であっても2分の1の確率で負の共変関係になってしまう。比較分析研究にはならない。

自己雇用率と雇用弾力性の共変関係が、雇用弾力性をサンプルから目視で判断できないにもかかわらず判断できているという勘違いから生じたことは前述のとおりである。雇用弾力性と就業者数変化率の共変関係も勘違いである。どちらの共変関係も勘違いから始まったものが自己雇用モデルなのである。

最後に

本稿で明らかにしたことは、商業統計のデータを使ってクロスセクション分析で検証する限り、小売店数変化率や就業者数変化率のような流通システムの変化を表す変数は市場成長率と強い共変関係になるということである。

現実の流通システムは市場成長率と無相関である。高度経済成長期には確かに小売店数変化率は高かったが、バブル期に高いわけでは無かった。また歴史的にはアメリカの大恐慌で小売店数が激増するという事例もある。矛盾すると思われるこれらの事実は、クロスセクション分析における共変関係と、時系列分析における共変関係が異なるものだからである。

クロスセクション分析における共変関係は、単に変数間の「線形関係」を明らかにするだけであり、線形関係というのは平均が存在しない関係のことである。強い共変関係にある2つの変数の平均をずらしても近似直線が上下や水平に移動するだけであり、共変関係にはまったく影響を与えない。したがって小売店数変化率と市場成長率にどれだけ強い線形関係が見られることを証明しても、それぞれの変数の平均間の共変関係を示しているわけではない。

そこで高度経済成長期や景気変動という平均の情報を比較分析研究に反映させるためにはクロスセクション分析ではなく、データの平均値そのものをサン

ブルにした時系列分析を使わなければならない。

といっても従来の時系列分析が全く役に立たないことを私たちは経験的によく知っている。不況期にも好況期にも共変関係を観察し、むしろ時系列分析が役に立たないことを知っているからこそ流通研究はクロスセクション分析を中心に発展することをあえて選択してきたのである。

しかし時系列分析そのものの問題というよりも、時系列分析が持っている「非定常性」に問題があることがしだいにわかってきた。知らないうちに標準偏差が変化するためにその変化によって「見せかけの相関」が生じ、低い相関であっても高い共変関係が生じる。したがって非定常性の回避は、Fuller (1976)、Dickey and Fuller (1979, 1981)、Nelson and Plosser (1981)、小瀧 (1988) 以後、時系列分析においてきわめて重要な問題であることがわかってきたのである。

その意味では林周二の『流通革命』は典型的な非定常的な仮説になっている。「販売額」と「小売店数」といった静学変数を使った比較分析研究であり、静学変数は高度経済成長期や大恐慌などのように、社会が大きく変化するときに標準偏差が急拡大する。そして標準偏差の拡大を原因として販売額と小売店数には見せかけの共変関係が生じる。この見せかけの共変関係を仮説化したものが流通革命である。

あらためて非定常性を除去して筆者が試算したところによれば、販売額と小売店数には共変関係は存在せず、無相関であることがわかっている。詳細は機会を改めて発表することにするが、流通システムのような複雑なシステムは単一の変数によって決定されるのではなく、様々な原因によって「複合的に」作られるものであるということが推測される。したがって高度経済成長が長期に渡って続いても、我が国の流通構造が英米のそれに近いものになるというわけではないのである。

以上。

資料 商業統計

参考資料

- 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
- 小瀧光博、(1988)、「自己回帰モデルにおける非定常性と推測」、広島大学年報
経済学 第9巻 1988-93-31
- 川崎研一、(1995)、「景気の谷の設定について—その役割と限界—」(ESP、
経済企画協会)
- 後藤一郎、(1991)、『アメリカ卸売商業の展開』、千倉書房
- 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
- 林周二、(1966)、『流通革命』、中央公論新社
- 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
- Barnes, W. N., (1980), "International Marketing Indicators", European Journal
of Marketing, Vol.20, No.2, pp.90-136.
- Cundiff, E. W., (1965), "Concepts in Comparative Retailing", Journal of
Marketing, Vol.29, No.1, pp.59-63; G.Wactinambaiaratchi, "Channels of
Distribution in Developing Economics", Business Quarterly, Winter 1965,
pp.74-82; S. J. Shapiro, op.cit., 1965.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A., (1979), distribution of the estimators for
autoregressive time series with a unit root, Journal of the American Statistical
Association Vol.74, 427-431.

- Dickey, D. A. and Fuller, W. A., (1981), Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, Vol.49, No.4, 1057-1072.
- Douglas, S. P., "Patterns and Parallels of Marketing Structures in Seven Countries", *MSU Business Topics*, Vol.19, No.2, 1971, pp.38-48.
- Drucker, P. F., (1958), "Marketing and Economic Development", *Journal of Marketing*, Vol.22, No.1, pp.29-33.
- Fuller, W. A., (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley, New York.
- Liander, B. et al., (1967), *Comparative Analysis for International Marketing*.
- McCarthy, E. J., (1963), Effective "Marketing Institutions for Economic Development", S. A. Greyser, ed., *AMA Proceedings*.
- Moyer, R. and Hollander, S. C, ed., *Markets and Marketing in Developing Economies*, 1968.
- Nelson, C. R. and C. I. Plosser, (1982), Trends and random walks in macroeconomics time series: Some evidence and implications, *Journal of Monetary Economics*, Vol.10, No.2, 139-162.
- Sethi, S. P., (1971), "Comparative Cluster Analysis for World Markets", *Journal of Marketing Research*, Vol.8, No.3, 1971, pp.348-354.