〈経営研究　第4巻　第1号　平成2年9月〉

管理会計における回帰分析について

斎　藤　孝　一

1．はじめに

管理会計における統計的技法は，1960年代に原価の推定ならびにその他の企業活動の予測のために使用されるようになった。[1)] たとえば，特定製品に対する需要，原材料の入手可能性，間接費の額は，回帰モデルを使用して推定される。また，回帰分析は原価を変動費と固定費に分けるためにも使用される。回帰分析は，変数 Y の変動を説明するために別の変数 X_1，$X_2 \cdots X_n$ との関係式を観察値に基づいて推定するが，この関係式は次のように表わされる。

$$\hat{Y} = bo + b_1 X \tag{1}$$

$$\hat{Y} = bo + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \cdots + bnXn \tag{2}$$

原価推定のための回帰分析の主要な問題は単回帰では b_0 と b_1，重回帰では b_0，b_1，$b_2 \cdots b_n$ の回帰係数の決定である。単回帰では Y が総原価を，X が生産量を示す場合，b_0 は固定費を表わし，b_1 は単位当たりの変動費を表わす。重回帰の場合は，b_0 は固定費を表わし，b_1，$b_2 \cdots b_n$ は変動費を表わす。

このような管理会計における回帰分析の使用は，管理会計の伝統的な知識の一部と考えられる。というのはこれらの技法が1960年代の文献で論じられているからである。しかしながら，このような統計的方法を使用する前提に

は，原価と収益が不確実であることの認識が必要である。したがって，管理会計における統計についての議論は，不確実性モデルの第一歩として重要である[2)]。

2．単回帰による原価の推定

Xがある値をとる集団のYの母平均を$\eta(X)$とし，その分散をσ^2とすると，

$$\eta(X) = \beta_0 + \beta_1 X \tag{3}$$

Yにともなう偶然誤差をεとすると，

$$Y = \eta(X) + \varepsilon = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon \quad \varepsilon \in N(0,\ \sigma^2) \tag{4}$$

式(1)は標本回帰式，式(3)は母回帰式である。式(3)または式(4)の母回帰係数β_0とβ_1の最良不偏推定値として，b_0とb_1を求めるためには，観測値Yの回帰推定値$\hat{Y}$からの偏差$e = Y - \hat{Y}$の2乗和を最小にする最小2乗法が用いられる。ここで，標本回帰式を

$$\hat{Y} = \hat{a} + \hat{b}X \tag{5}$$

とした場合の，正規方程式を用いた単回帰の例を表1に示す。基礎データのさまざまな合計，$\sum X$，$\sum Y$，$\sum X^2$，$\sum XY$ならびにnすなわち観察数がこれらの方程式に代入され，$\hat{a}$と$\hat{b}$の値が計算される。

回帰分析では，あるタイプの関係式を想定し，その範囲内で考えることになるが，ここで式(6)のような関係式で表わされるモデルを想定する。単回帰の目的は式(1)で示される従属変数と独立変数の関係を推定することであるが，それは従属変数及び独立変数の値についての過去の観察をもとにして作

表1　単回帰と相関係数
出所：R. W. Scapens, *Management Accounting*, 1985, P. 38

4半期の関接費 £'000 X	生産高 £'000 Y	XY	X^2	Y^2
20	5	100	25	400
16	3	48	9	256
24	7	168	49	576
22	5	110	25	484
18	4	72	16	324
$\Sigma Y = 100$	$\Sigma X = 24$	$\Sigma XY = 498$	$\Sigma X^2 = 124$	$\Sigma Y^2 = 2040$
$n = 5$				

正規方程式

$$(1)\Sigma Y = n\hat{a} + \hat{b}\Sigma X \qquad (1)100 = 5\hat{a} + 24\hat{b}$$

$$(2)\Sigma XY = \hat{a}\Sigma X + \hat{b}\Sigma X^2 \qquad (2)498 = 24\hat{a} + 124\hat{b}$$

$$\hat{a} = 20 - 4.8\hat{b}$$

$$498 = 24(20 - 4.8\hat{b}) + 124\hat{b}$$

$$18 = 8.8\hat{b}$$

$$\hat{b} = 2.05$$

$$\hat{a} = 20 - 4.8(2.05) \qquad \hat{a} = 10.16$$

$$\underline{\hat{Y} = 10.16 + 2.05X}$$

相関係数

$$r = \frac{n\,\Sigma XY - \Sigma X\,\Sigma Y}{\sqrt{n\Sigma X^2 - (\Sigma X)^2}\;\sqrt{n\Sigma X^2 - (\Sigma X)^2}}$$

$$= \frac{5(498) - (24)(100)}{\sqrt{5(124) - (24)^2}\;\sqrt{5(2040) - (100)^2}} = \frac{90}{\sqrt{44}\;\sqrt{200}}$$

$$\underline{r = 0.96}$$

成される。しかしながら，独立変数は，従属変数における変動を十分に説明することはできない。したがって，従属変数と独立変数に関する方程式は次のようになる。

$$Y = a + bX + e \tag{6}$$

e は誤差項，すなわち X における変動によっては説明できない Y における変動である。

3．誤差項の性質

通常の最小2乗法に基づく回帰分析では，誤差項に関して等分散性と無相関性が仮定される。無相関性の仮定は，時系列データを扱う場合に問題になる。たとえば原価と生産量のデータが多期間にわたって集められる場合，データにおける周期的なあるいは定期的な変動が誤差項に一貫した関係を作り出す。このような場合に，自己相関の問題，また系列相関の問題が存在する。通常の最小2乗法では，回帰係数の推定のかたよりをもたらすおそれがあるので，ダービン・ワトソン比によって仮定の妥当性をチェックすることになる。

図1は原価と生産量の関係についての観測値を表わしている。表面上の値を取れば，きわめて満足な回帰ラインが描かれる。しかし，観察値に付けられた番号が連続した期間の順序であることに気がつけば，生産量が増加したとき（①～③）原価はある比率で増加しており，生産量が連続的に下降したときは（④～⑥）原価は低い比率で下降していることがわかる。単回帰直線がこのような場合に描かれるならば，誤差項の値は独立ではない。

原価と生産量が低いならば，実際原価が期待原価に対して変化するいくつかの範囲が考えられる。たとえば，£1,000の期待原価という生産量の低い水準では，原価の範囲はプラスマイナス £200であるかもしれない。しかしより大きな生産量，たとえば，£100,000の場合には，原価の範囲はプラスマイナス £200より大きいと思われる。たとえば，プラスマイナス £2,000あるいは £20,000かもしれない。このような場合，期待値に近い一定の割合によって考察することが適当であるかもしれない。しかしこれは誤差項の等分

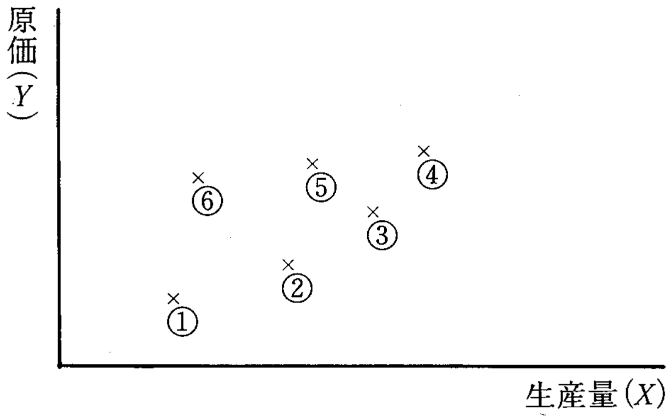

図1
出所：R. W. Scapens, *Management Accounting*, 1985, P. 33

散性を妨げることになる。

4．相関係数

従属変数と独立変数の関係の強さを測定する主要な尺度は，相関係数である。相関係数を計算するための公式には多くのものが知られている。たとえば，

$$r = \frac{\Sigma(X-\bar{X})(Y-\bar{Y})}{\sqrt{\Sigma(X-\bar{X})^2\Sigma(Y-\bar{Y})^2}} \tag{7}$$

$$r = \frac{n\,\Sigma XY - \Sigma X\,\Sigma Y}{\sqrt{n\Sigma X^2-(\Sigma \bar{X})^2}\ \sqrt{n\Sigma Y^2-(\Sigma Y)^2}} \tag{8}$$

式(8)の意味は，表1に示される例によって説明される。相関係数は，－1から＋1の範囲にある。＋1の係数は，従属変数と独立変数が完全に正に相関し，－1の係数は，完全に負に相関することを示す。0の相関係数は2つの変数間には線型関係はないことを示す。したがって負の方向あるいは正の方向へゼロからの距離が大きければ大きいほど，2つの変数間の関係は強くな

る。

5．線型モデルの適切性

従属変数と独立変数との間に線型関係がないならば，回帰方程式は図２に示される水兵ラインのように描かれる。その場合回帰方程式は，

$$\hat{Y} = \hat{a} \tag{9}$$

の形をとる。$\hat{a}$ は観察値 Y の平均である。このような場合に，$\hat{b}$ の値は０であり，回帰は説明力をもたない。X のどのような値に対しても Y の最も良い推定値は Y の観察値の平均である。

したがって，次の２つのアプローチが線型モデルの適切性を検定するのに有効である。

(ｉ)回帰方程式における $\hat{b}$ の値はゼロであるという仮説は有意差があるかどうか検定される。

(ⅱ)モデルによって説明される従属変数における変動が分析される（分散分析)。

前者はｔ分布，後者はＦ分布を使用するけれども，単回帰においては，これ

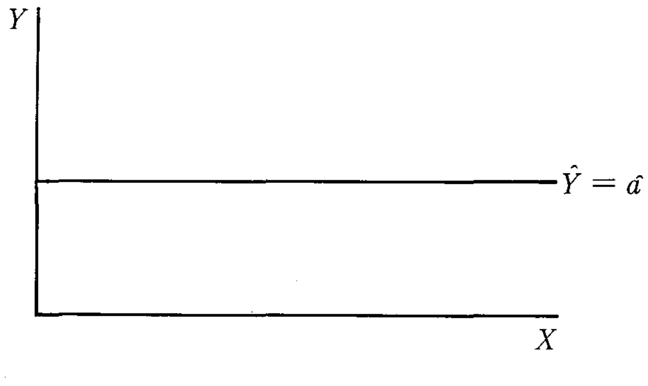

図２
出所：R. W. Scapens, *Management Accounting*, 1985, P. 42

ら二つのアプローチは，同様な結論を導く。また，従属変数と独立変数との関係の強さを評価するときに相関係数の符号（＋，－）を避けるために，r^2 の値が一般に用いられる。重相関の場合には，重決定係数 R^2 が使用される。

6．自己相関

データが時系列データの場合には，一般の回帰分析とは別の注意が必要である。たとえば，あいつぐ時点のデータ間では相関係数（自己相関）がみいだされることが多いので，通常の回帰分析は厳密には適用できない場合がある。このため，ダービン・ワトソン比を計算する。

$$DW = \frac{(\Sigma e_i - e_{i-1})^2}{\Sigma e_i^2} \quad e_i = Yi - \hat{Y}i \tag{10}$$

ダービン・ワトソン比は自己相関の指標であり０から４の範囲の値を取る。２の領域の値は自己相関を示さないが，０あるいは４に進む値は自己相関の可能性を示す。ダービン・ワトソン比は，自己相関が０の場合２となるので，それと著しく離れていれば，別の方法，たとえば一般化した最小２乗法に基づく回帰分析を適用することを考えねばならない。

図３は，時系列誤差項における明確なパターンが存在するので，自己相関の可能性があることを示している。自己相関は推定方程式によって説明されない，したがって誤差項の中に残存する独立変数の中の系統的変動があるために生じる。モデルに追加的な独立変数を加えることによって，誤差項からこのような系統的変動を取り除くことができる。それによって，誤差項は偶然的変動のみを持った方程式を与えることになる。このアプローチは，重回帰の適用を必要とする。誤差項から自己相関を取り除く代替的手段は，たとえば，従属変数と独立変数の絶対値の代わりに時系列の従属変数における変化と独立変数における変化を使用することによって，モデルを修正することである。

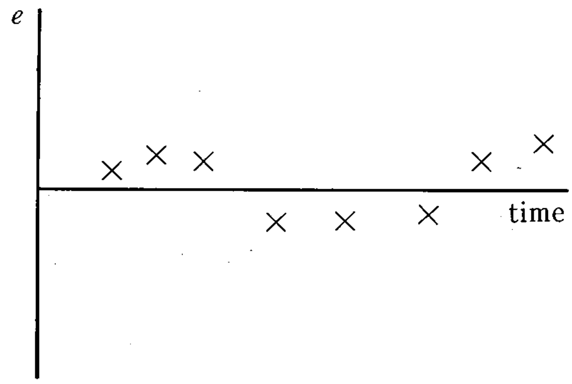

図3
出所：R. W. Scapens, *Management Accounting*, 1985, P. 45

7．分散の不均一

この問題は，誤差項の分散が一定でないときに生じる。図4の誤差項のプロットは，分散の不均一の可能性を示している。その場合，誤差項の大きさは，Yの値の増加と共に増加すると思われる。このような問題は，従属変数において時系列的成長がある時，あるいはインフレーションが従属変数に対する値の大きさを増やすときに存在する。モデルに対する様々な修正が分散の不均一を取り除こうと試みられうる。たとえば，

$$\frac{\hat{Y}}{t} = \hat{a} + b\hat{X} \tag{11}$$

t は時間の尺度であり，時系列の成長の効果を除くために使用される。代わりに従属変数は，価格指標によって引き下げられる。

8．標準誤差の調整

一旦モデルが推定され，その適切性が検定されたならば，そのモデルを使用できるが，さらに次のように検定が考慮されるだろう。「結果として得ら

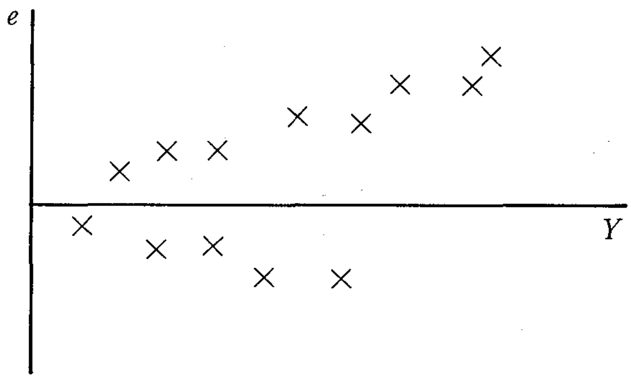

図4
出所：R. W. Scapens, *Management Accounting*, 1985, P. 46

れたモデルは直感的に意味をなすのか。」たとえば，原価と生産量に関する方程式が $\hat{b}$ に対して負の値を示すならば，このモデルを使用する以前に大きな注意が払われるべきである。このような $\hat{b}$ に対する値は，総原価が生産量の増加につれて減少することを示す。このような状態が生じる環境が存在する間は，それらは極めて異常であるだろう。たとえ統計的検定が満足なものと証明されても総原価を減少させるやや異常な環境が合理的であると思われないうちは，このようなモデルは使用されるべきではない。

回帰分析が固定費と変動費を識別するために使用される場合，推定方程式はこれらに対する点推定を提供する。しかし点推定値は全推定値の中の可能な１つに過ぎない。固定費と変動費に対する範囲は $\hat{a}$ と $\hat{b}$ の標準誤差によって決定される。たとえば，95％の信頼率で $\hat{a}$ と $\hat{b}$ の値は推定値の２つの標準誤差内にある。99.8％の信頼率に対しては，プラスマイナス３つの標準誤差が使用される。

回帰分析が従属変数の将来のいくつかの値を予測するために使用されているならば，独立変数に対するいくつかの予測値が所与の場合に，推定方程式は $\hat{Y}$ に対する推定値を決定するために使用される。しかし，Y の特定の予測のための範囲を決定する時に，95％あるいは99.8％の信頼率に対して２ないし３つの標準誤差の経験則が使用される前に標準誤差に対する一定の調整が必要とされる。式⑿の公式は，標本の大きさを反映するために，予測値の

標準誤差すなわち Sf を $\hat{Y}$ の標準誤差 Se を修正することによって計算する。そして，推定方程式を決定するために使用された観察値の平均からの予測値の距離を計算する。

$$Sf = Se\sqrt{1+\frac{1}{n}+\frac{(Xf-\bar{X})^2}{\Sigma\ (Xi-\bar{X})}} \tag{12}$$

ここで，Xf は独立変数の値であり，そのためには従属変数の予測が必要である。この値が回帰方程式を推定するために使用された値の平均からかなりの距離があるならば，結果としての予測は平均により近い場合よりもより不確実であると思われる。式(12)における平方根の第２項1/n は，標本の大きさに対し予測の標準誤差を調整する。回帰に使用された観察値の数，すなわちn が小さければ小さいほど，項1/n は大きくなり，予測の標準誤差はより大きくなる。一旦，予測の標準誤差が計算されたならば，Y の予測に対する範囲は，95％（あるいは99.8％）の信頼水準で $\hat{Y}$ の点推定に近い Sf の２（ないし３の）標準誤差を得ることによって計算される。

9．重回帰による原価の推定

重回帰は，２つ以上の独立変数と１つの従属変数を持つモデルを推定するために使用される。たとえば，３つの製品を生産する企業の場合，３製品のそれぞれの総原価及び生産に関するモデルは次のように示される。

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \varepsilon \tag{13}$$

ここで Y は３製品の総原価，β_0 は総固定費，β_1，β_2，β_3 は変動費である。

単回帰に関して先に議論された原則と問題は，また，重回帰にもあてはまる。しかし，重回帰に関しては，さらにいくつかの問題がある。重回帰は回帰分析の他の問題のいくつかを克服する可能性を提供する。自己相関の議論

においては誤差項に残る系統的変動のいくつかを除くため，追加的変数がモデルに加えられることが示された。生産された製品の重量，使用された直接労働時間等のような変数が回帰方程式に加えられる。

10. ダミー変数

重回帰は，ダミー変数として知られている人工変数の可能性を提供する。この変数は限られた数の変数のみをとる。たとえば０か１。ここで図５をみてみよう。

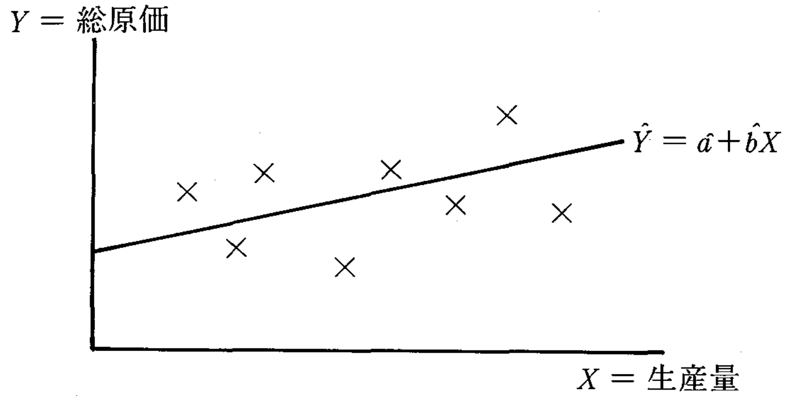

図5
出所：R. W. Scapens, *Management Accounting*, 1985, P. 49

図５には単回帰の直線が引かれている。しかし，単回帰において自己相関が発見されたならば，また推定直線の上に位置する Y の値が冬季における原価と関連し，下に位置する Y の観察値が夏期における原価であることに注意するならば，原価の発生に季節的変動があると結論づけられる。修正されたモデルの公式は次のように示される。

$$Y = \hat{a} + \hat{b}_1 X + \hat{b}_2 S \tag{14}$$

式⒁は重回帰を使用して推定される。ダミー変数 S は観察値が夏期におけるものならば０の値をとり，冬季におけるものならば１の値をとる。夏期と冬期における原価はその時次のように示される。

$$
\begin{aligned}
&\text{夏期：}\hat{Y}=\hat{a}+\hat{b}_1X \\
&\text{冬期：}\hat{Y}=(\hat{a}+\hat{b}_2)+\hat{b}_1X
\end{aligned}
\tag{15}
$$

夏期において変数 S は 0 の値をとる。ここで $\hat{a}$ と $\hat{b_1}$ は生産の固定費と変動費である。一方，冬期では変数 S は，固定費に加えられる追加的な定数 $\hat{b_2}$ が与えられている場合，1 の値をとる。すなわち，冬季の活動に関しては追加的な固定費をとる（たとえば追加的光熱費)。このような手続きは，固定費における季節的変動に関する自己相関を修正することができる。

11. 多重共線性

重回帰の場合にのみ存在する多重共線性の問題は，独立変数自身が相関するときに生じる。ここで表 2 のデータをみてみよう。製品 X の生産性が増加するにつれて，製品 Y と Z の生産量が直接的な割合で増加する。3 製品すべての比例的増加による原価の増加を識別することはできるけれども，どの製品の生産の増加が，どのように原価を増加させたかを識別することはできない。製品 X，Y，Z と総原価とを関係づけた方程式は，製品ミックスが変

表 2

製品			総原価
X	Y	Z	(£)
50	20	10	1650
60	24	12	1800
70	28	14	1950
80	32	16	2100
90	36	18	2250

出所：R. W. Scapens, *Management Accounting*, 1985, P. 51

わらないならば，原価の合理的予測を提供しうるけれども，3 製品に対する変動費の個々の推定値は，それらが非常に小さい変化からの推定を含むので，

極めて信頼性が低い。

12. 間接費の予測モデル

表３は説明のためのデータである。活動の様々な指標と共に，最近12ケ月間の間接費が示されている。このデータは間接費と活動水準を関係づける方程式を推定するために使用される。４つの入手可能な活動尺度（すなわち，生産量，直接労働時間，機械運転時間，重量）の様々な組み合わせを使用して多くの可能性が検討される。推定方程式と関連する統計が表４に示されている。最善の方程式を選択するためにまず，関係の強さと線型モデルの適切性を示す R^2 と F 分布をみよう。また，方程式によってもたらされる予測の信頼区間に直接影響を与えるので，$\hat{Y}$ の標準誤差をみよう。

表４に示される最初の４つのモデルは，活動の４つの尺度のそれぞれを順に使用する単回帰である。R^2（あるいは単回帰の r^2）に対する値は，モデル２と３が高い。したがって次のステップはモデル５をみることである。すなわち，モデル２と３における従属変数である活動の２つの尺度，直接労働時間と機械運転時間を含んだモデルである。この合成モデルの R^2 値0.654は２つの単一モデルに対する実質的な改善である。

しかし追加的変数がモデルに加えられる時はいつも，R^2 は増加する。これは，新しい変数がモデルの説明力に加わるためである。不幸にも，各追加的変数はモデルの係数を推定するための自由度を減少させる。調整後 R^2 は自由度の減少を考慮するために計算される。調整後 R^2 によってもモデル５はモデル２と３に対して改善を示している。さらに，モデル５はまた F 値と $\hat{Y}$ の標準誤差とによってもモデル２と３よりすぐれている。次の問題は，重さや生産数量の導入がモデルを改善するかどうかである。モデル６と７はモデル５よりも高い R^2 値を持ち，また調整後 R^2 値もまた増加するが，モデル７の場合にはほんの少しだけである。モデル６と７はモデル５より低い F 値を持つけれども，モデル６の場合の差は小さい。モデル５と６の F 値

は99％の信頼率で有意である。したがって，モデル5と6はモデル7よりすぐれているように思われる。

しかしながら，モデル5と6の間の選択はさらに考慮を必要とする。モデル6がモデル5より低い $\hat{Y}$ の標準誤差を持つので，モデル6が選ばれるべきである。

次に，活動の4指標全部を含んだモデル8を検討する。モデル8はモデル6より低い調整後 R^2 値と低い F 値，大きい標準誤差 $\hat{Y}$ を持っている。モデル8はまたモデル5よりも高い調整後 R^2 値と低い F 値とを持っている。しかし全体としてみた場合，モデル8がモデル5や6に比べて改善であるとは思われない。モデル6の場合，全変動費は正の符号を持ち，正の固定費がある。しかし，直接労働時間と機械運転時間に対するtの値は3に近い。それは99％の信頼率での直線関係を示している。また定数及び重量のt値は多少低い。

しかし，モデル5における定数と変数のt値は，より満足であるように見える。実際は，4つの重回帰モデル（すなわちモデル5，6，7，8）の直

表3

間接費/月	生　産　量	直接労務費	機械運転時間	重　　量
£　12500	1000	4090	750	15000
18000	1075	3700	1725	23000
16000	1130	3750	875	21800
19200	1060	5350	2050	20050
11800	1050	1600	1660	12000
14900	1080	3100	1720	17000
17600	1010	3320	1950	16000
13800	1080	2940	1550	19300
15400	1020	2980	1100	13900
14200	1050	2500	1240	21400
13000	1010	4100	960	13250
16500	1060	4150	1470	14100

出所：R. W. Scapens, *Management Accounting*, 1985, P. 52

表 4

	X_1	X_2	X_3	X_4		DW	$Fstat$	R^2 $(adjR^2)$
1	Units				$Y = -2050 + 16.43\,(x_1)$ (2334.1) (−0.104) (0.878)	2.956	0.772	0.071 (−0.021)
2	DLH				$Y = 10562 + 1.36\,(x_1)$ (1969.2) (4.932) (2.265)	2.199	5.134	0.339 (0.273)
3	M/CH				$Y = 10955 + 3.016\,(x_1)$ (2005.5) (5.262) (2.143)	1.997	4,592	0.314 (0.246)
4	WT				$Y = 9777 + 0.317\,(x_1)$ (2077.6) (3.322) (1.896)	2.780	3.596	0.264 (0.190)
5	DLH	M/CH			$Y = 6269 + 1.366\,(x_1) +$ (1500.9) (2.829) (2.975) $+3.019\,(x_2)+$ (2.866)	1.944	8.527	0.654 (0.577)
6	DLH	M/CH	WT		$Y = 3598 + 1.220\,(x_1) +$ (1322.6) (1.493) (2,962) $+2.729\,(x_2) + 0.207\,(x_3)$ (2.901) (1.894)	2.645	8.516	0.761 (0.672)
7	DLH	M/CH	Units		$Y = -8249 + 1.393\,(x_1) +$ (1471.1) (−0.654) (3.092) $+2.854\,(x_2) + 0.139\,(x_3)$ (2.739) (1.169)	2.226	6.372	0.704 (0.594)
8	DLH	M/CH	WT	Units	$Y = 2283 + 1.229\,(x_1) +$ (1413.1) (0.156) (2.724) $+2.726\,(x_2) + 0.198\,(x_3) + 0.137\,(x_4)$ (2.710) (1.292) (0.091)	2.656	5.597	0.761 (0.625)

方程式の左辺の（　）は $\hat{Y}$ の標準誤差，右辺の（　）はそれぞれのパラメータに対する t 統計量である。
Units：生産量，DLH：直接労働時間，M/CH：機械運転時間，WT：重量，DW：ダービン・ワトソン比
出所：R. W. Scapens. *Management Accounting,* 1985, P. 53

接労働時間及び機械運転時間は一貫して有意な t 値を持っている。さらにモデル 5 のダービン・ワトソン比は極めて 2 に近い。それは自己相関がないことを示している。一方，モデル 6 のダービン・ワトソン比は 2 から多少離れている。2.645のダービン・ワトソン比は自己相関の可能性を示すが，明確

な証拠は提供しない。

モデル5と6の選択は実際はまったく困難である。モデル5の個々の係数

表5

Y	X	r	r^2 ($adjR^2$)
WT	DLH	0.284	0.034 (−0.062)
WT	M/CH	0.59	0.025 (−0.072)
M/CH	DLH	0.001	0.000 (−0.099)

WT：重量，DLH：直接労働時間，M/CH：機械運転時間

出所：R. W. Scapens. *Management Accounting,* 1985, P. 56

表6

Model 6

$$\hat{Y} = 3598 + 1.220(\mathrm{DLH}) + 2.729(\mathrm{M/CH}) + 0.207(\mathrm{WT})$$

間接費/月 (Y_1)	$\hat{Y}i$	$\hat{e}_i = Y_i - \hat{Y}_i$
£ 12500	£ 13754	£ −1254
18000	17604	396
16000	15095	905
19200	19891	−691
11800	12576	−776
14900	15610	−710
17600	16298	1302
13800	14880	−1080
15400	13127	2273
14200	14483	−283
13000	13976	−976
16500	15606	894
		$\sum_i \hat{e}_i = 0$

出所：R. W. Scapens. *Management Accounting,* 1985, P. 57

はより信頼できると思われる。しかし全体的な方程式として見た場合，モデル6は極めて魅力的に見える。多分，最も適切な結論は次のとおりであろう。すなわち，回帰方程式が間接費の予測に必要な場合，モデル6が2つのうちではよい（特に$\hat{Y}$のより低い標準誤差を持っているので）。一方，モデル5は固定費と変動費の推定値が意思決定に必要な場合に良いと思われる。

どちらのモデルが選ばれようと，それが回帰分析の仮説を満足させるかどうかを検定することは重要である。そうでないならば，代替的モデルが考慮されるべきである。

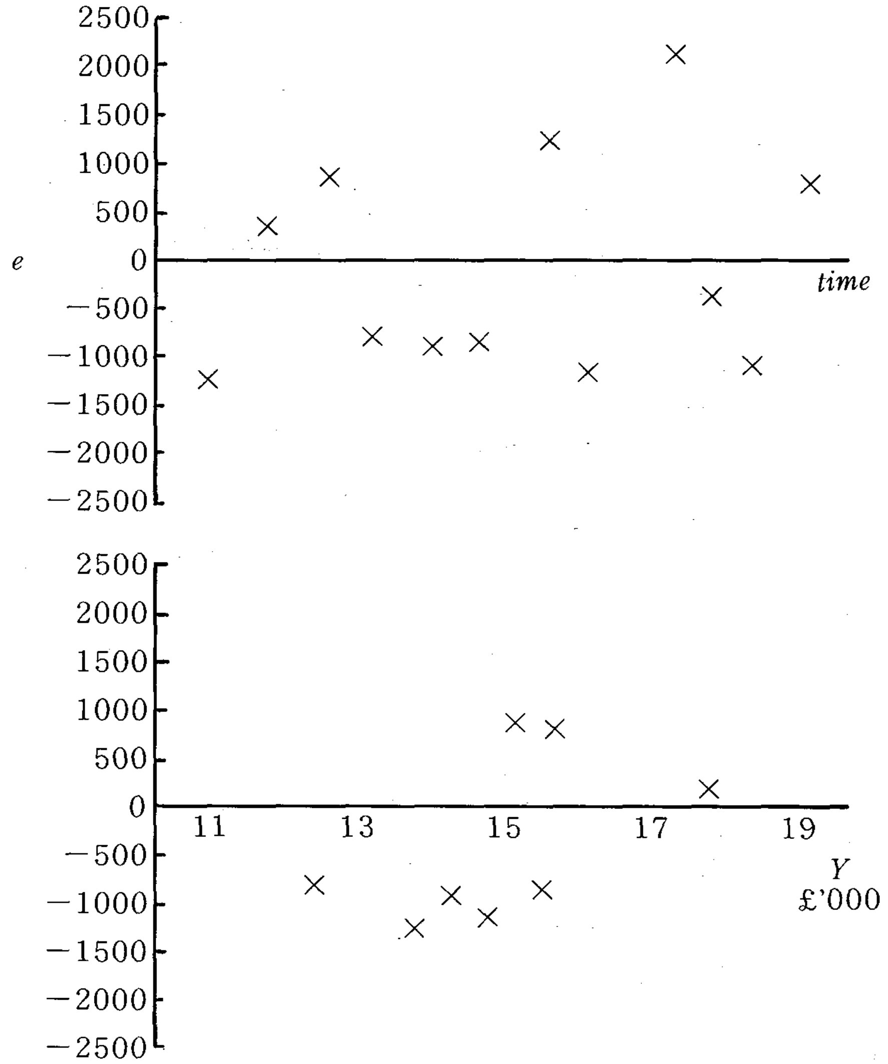

図6
出所：R. W. Scapens. *Management Accounting,* 1985, P. 58

今モデル6が選ばれ，さらに検定を受けるとする。表5はモデル6における各独立変数間の相関係数を示す。それぞれの場合 r^2 は極めて0に近い。したがって，重共線性の証拠はない。

表6は誤差項を推定するために選択された方程式を使用する。これらの誤差項は通常の最小2乗法を使用するので合計で0になる。

図6にみられるように誤差項に関する仮説を調べる明確なパターンはないが，横軸にわずかに対称である。これは，2.645のダービン・ワトソン比を説明しているが，上述のように自己相関の明確な証拠はない。したがってモデル6は合理的と思われる。そこで，将来の期間に対する間接費を予測するためのモデルを使用することができる。

注

1）たとえば佐藤精一『線型計画法による予算管理モデル』同文館，1978

Charness, A., and W. W. Cooper, *Management Models and Industrial Application of Linear Programming* (John Wiley & Sons, 1961).

Charness, A., W. W. Cooper and M. H. Miller, "Application of Linear Programming to Financial Budgeting and the Costing of Funds", *Jornal of Business* (January 1959), pp. 20–46.

Ijiri, Y., F. K. Levy and R. C. Lyon, "A Linear Programming Model for Budgeting and Financial Planning", *Journal of Accounting Research* (Autumn 1963), pp. 198–212.

2）本稿は，Scapens（1985）の管理会計上の回帰分析問題についての検討である。

参考文献

J. P. Dickinson, *Statistical Analysis in Accounting and Finance* (Philip Allan, 1990)

R. W. Scapens, *Management Accounting* (Macmillan, 1985)

上田尚一『統計用語辞典』東洋経済新報社，1981

芳賀敏郎・橋本茂司『回帰分析と主成分分析』日科技連出版社，1980

森田優三『新統計概論』日本評論社，1974