

企業分析と因果分析

Business Analysis and Causal Analysis

野口 博司*、磯貝 恭史**

Hiroshi Noguchi, Takafumi Isogai

次元縮約を行い探索的に要因構造を探る方法論については、前回に報告した。一方、最初から要因構造を想定し、それを検証する方法論としては、因果分析法がある。後者では、固有の知見がきわめて重要であり、統計学からの探索的アプローチでは因果は決められない。では、統計学による探索アプローチから、どれだけ検証的モデリングに近づけられるのか、前回と同じ企業分析データを用いて検討し、因果分析法の適用範囲を考察する。

キーワード：因果分析法、因子分析法、構造方程式モデリング、グラフィカルモデリング、企業分析

I. はじめに

多要因からなる現象を要約するための多変量解析諸法の活用については、我々は、すでに「企業分析と次元数の縮約」として報告している(1979)¹⁾(2012)²⁾。また、多変量解析諸法の活用には、ある現象(結果)とその要因との関係を吟味する重回帰分析や、潜在的な要因(因子)を考えて現象を検討する因子分析法などがあり、今日まで広く探索的モデリングとして用いられてきた。しかし、Jöreskog が、因子分析法に検証的なアプローチや因果分析の考え方を取り入れた(1969)³⁾(1973)⁴⁾ ことから始まり、近年の目覚ましい計算機の発展により、ある現象における要因の因果構造(共分散構造)分析には、想定した構造を検証する検証的モデリングの立場がとられるようになった。その手法には構造方程式モデルやグラフィカルモデリングなどがある。日本では、豊田秀樹や狩野裕らが、この共分散構造分析を成書にして紹介している(1998)⁵⁾(2000)⁶⁾(1997)⁷⁾。検証的モデリングは、理論によってモデルの配置も因果方向も既知であり、ただ母数だけが未知であり、それをデータから推定することになる。探索的モデリングでは、データから有益な知見を獲得するために、データという未知に対して、先入観抜きで丁寧な分析を進めることになる。企業分析をはじめ、科学技術の理論背景の少ない因果の分析では、ほとんどがこの探索的モデリングで進めることが多い。そこで、我々は、この従来の探索的なアプローチからモデルを構築していき、その結果が、いかに構造方程式モデリングの検証的モデリングに耐えうるかを検討することにした。前回用いた企業分析データ²⁾を用いて企業力を示す構造モデルを探り、

* 流通科学大学商学部、〒651-2188 神戸市西区学園西町 3-1

**流通科学大学商学部、〒651-2188 神戸市西区学園西町 3-1

そのモデルを想定し、その検証を因果分析法で行い、探索的モデリングと検証的モデリングの挟間がどのようにあるのかを考察する。

II. 方法

1. 企業分析のデータ

今回も、すでに「企業分析と次元数の縮約化」として報告した論文に引用した婦人アパレル企業 35 社の 10 観測変量における評価データを用いた。10 の観測変量は、 x_1 :企業スケール、 x_2 :売上高成長率、 x_3 :収益力、 x_4 :販売力、 x_5 :商品力、 x_6 :企業弾性、 x_7 :資本蓄積、 x_8 :資金能力、 x_9 :仕入・生産力、 x_{10} :組織管理である。いずれもあらかじめ定めた財務指標を規準に 10 点満点で評価している。特に、 x_4 :販売力は x_1 :企業スケールの評点と x_2 :売上高成長率の評点を平均して評価し、 x_5 :商品力も x_3 :収益力の評点と x_4 :販売力の評点を平均して評価している。従って、もともと変量間には従属関係を設定しているものがあり、変量間の従属により複雑なモデルの検証を嫌う因果分析においては、何らかの影響が出るものと考えられる。表 1 は、その 10 の観測変量間の $n = 35$ における相関係数行列である。

表 1. 婦人アパレル企業 35 社における 10 観測変量間の相関係数行列

n=35	+ 0.6 以上 ++ 0.8 以上									
変数名	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10
X1:企業スケール	1.000	0.313	-0.151	0.748+	0.308	-0.086	0.025	0.073	0.220	0.181
X2:売上高成長率	0.313	1.000	0.401	0.819++	0.690+	0.423	0.336	0.506	0.301	0.414
X3:収益力	-0.151	0.401	1.000	0.229	0.749+	0.926++	0.838++	0.824++	0.599	0.615+
X4:販売力	0.748+	0.819++	0.229	1.000	0.679+	0.291	0.317	0.428	0.374	0.448
X5:商品力	0.308	0.690+	0.749+	0.679+	1.000	0.793+	0.680+	0.685+	0.477	0.541
X6:企業弾性	-0.086	0.423	0.926++	0.291	0.793+	1.000	0.825++	0.783+	0.620+	0.661+
X7:資本蓄積	0.025	0.336	0.838++	0.317	0.680+	0.825++	1.000	0.843++	0.750+	0.737+
X8:資金能力	0.073	0.506	0.824++	0.428	0.685+	0.783+	0.843++	1.000	0.714+	0.744+
X9:仕入生産力	0.220	0.301	0.599	0.374	0.477	0.620+	0.750+	0.714+	1.000	0.903++
X10:組織管理	0.181	0.414	0.615+	0.448	0.541	0.661+	0.737+	0.744+	0.903++	1.000

2. 手順と手法

まず、企業の持つ力と、それに及ぼす観測変量との因果を探索する。その結果、仮定される企業力の構造モデルについて、その仮定が成り立つかを因果分析法で検証する。探索的アプローチでは、一般的なグラフィカルモデリングと因子分析法を用いる。因果分析の検証には、構造方程式モデリングを用いる。因果分析の結果から、探索的モデリングと検証的モデリングの挟間を考察し、検証的モデリングの範囲と、その適用上の留意点をまとめる。

因子分析法は、社会科学では、いままで広く活用されてきているので手法の説明は行わない。しかし、検証に用いるグラフィカルモデリングや構造方程式モデリングについては、本論文の理解が容易になるように若干の説明を示す。そこで、代表的な潜在因子を想定したモデルの構造方

程式の検証方法についての考え方を示す。

まず、観測変数を \mathbf{x} 、潜在変数を \mathbf{f} とおく。企業力を示す構造モデルとして次のような式を想定する。

$$\begin{bmatrix} \mathbf{f} \\ \mathbf{x} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{A}_{ff} & \mathbf{A}_{fx} \\ \mathbf{A}_{xf} & \mathbf{A}_{xx} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{f} \\ \mathbf{x} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \text{潜在変数にまつわる外生因子} \\ \text{観測変数にまつわる外生因子} \end{bmatrix} \quad (1)$$

ここで \mathbf{A} の行列はパラメータ行列である。さらに $\mathbf{w} = \begin{bmatrix} \mathbf{f} & \mathbf{x} \end{bmatrix}^T$ とおき、二つの外生因子から成るベクトルを \mathbf{u} とおけば、(1)式は次のモデル式(2)となる。

$$\mathbf{w} = \mathbf{A}\mathbf{w} + \mathbf{u} \quad (2)$$

想定した構造モデルには観測変数や潜在変数を含んでおり、このすべてのデータ行列 \mathbf{X} に、この(2)式ができるだけ近づくようなパラメータを考えていくことが検証の課題となる。このようなパラメータを用いて想定した構造モデルを検証するのは次のようになる。

最初に \mathbf{w} の分散共分散行列 Σ を求めると

$$\Sigma = E[\mathbf{w}\mathbf{w}^T] = E\left[\begin{pmatrix} \mathbf{f} \\ \mathbf{x} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{f}^T & \mathbf{x}^T \end{pmatrix}\right] = E\begin{bmatrix} \mathbf{f}\mathbf{f}^T & \mathbf{f}\mathbf{x}^T \\ \mathbf{x}\mathbf{f}^T & \mathbf{x}\mathbf{x}^T \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} \Sigma_{ff} & \Sigma_{fx} \\ \Sigma_{xf} & \Sigma_{xx} \end{pmatrix} \quad (3)$$

となり、 \mathbf{x} と \mathbf{f} の分散と共分散で Σ が表されていることが分かる。次に、(2)式より $\mathbf{w} = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1}\mathbf{u}$ となるので、 \mathbf{u} の分布を用いて、 \mathbf{w} の分散共分散行列 Σ を求めるとつぎの(4)式になる。

$$\Sigma = E[\mathbf{w}\mathbf{w}^T] = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1} E[\mathbf{u}\mathbf{u}^T] \left[(\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1} \right]^T = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1} \Sigma_{uu} \left[(\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1} \right]^T \quad (4)$$

ここで、 $E[\mathbf{u}\mathbf{u}^T] = \Sigma_{uu}$ とおいた。(4)式は \mathbf{w} の分散共分散行列 Σ のパラメータによる表現を与えている。

モデルを求めるためには、(5)式のようにデータ行列 \mathbf{X} の分散共分散行列 \mathbf{S} と、パラメータで表された Σ_{xx} が出来るだけ近づくようにパラメータの推定や潜在因子 \mathbf{f} 内の因子の取捨選択を考えていくことになる。

$$\Sigma_{xx} \Leftrightarrow \mathbf{S} = \frac{1}{n} \mathbf{X}\mathbf{X}^T \quad (5)$$

この検証の考え方は、上記のようにデータの持つ分散共分散行列とモデルの持つ分散共分散行列との接近を考えることから、分散共分散構造分析とも呼ばれている。主な適合度基準は χ^2 検定で行なわれるが、 χ^2 検定では有意になることが多いので、後述するその他の適合度基準が用

いられることが多い。

Ⅲ. 適用内容

1. 一般的グラフィカルモデリングにより企業力構造モデルの探索

表1の観測変量間の相関係数行列から、観測変量間の偏回帰係数行列を求めた結果が表2である。この表2の偏回帰係数行列から、グラフィカルモデリングを用いて観測変量間の因果関係を探索する。

表2. 観測変量間の偏回帰係数

n=35

	X1:	X2:	X3:	X4:	X5:	X6:	X7:	X8:	X9:	X10:
X1:企業スケール	***									
X2:売上高成長率	-0.7333	***								
X3:収益力	-0.0438	0.1289	***							
X4:販売力	0.8257	0.8473	-0.2065	***						
X5:商品力	0.0982	0.0352	0.3059	0.2979	***					
X6:企業弾性	-0.0928	-0.0324	0.4735	-0.0751	0.4583	***				
X7:資本蓄積	-0.1959	-0.3207	0.1805	0.1979	0.1293	0.0762	***			
X8:資金能力	0.0563	0.1477	0.3889	0.0332	-0.1697	-0.0613	0.3523	***		
X9:仕入生産力	0.3393	0.1125	0.1051	-0.1762	-0.1777	0.0122	0.2759	-0.0110	***	
X10:組織管理	-0.2845	-0.1409	-0.1383	0.2837	-0.0856	0.2104	-0.0418	0.1611	0.7563	***

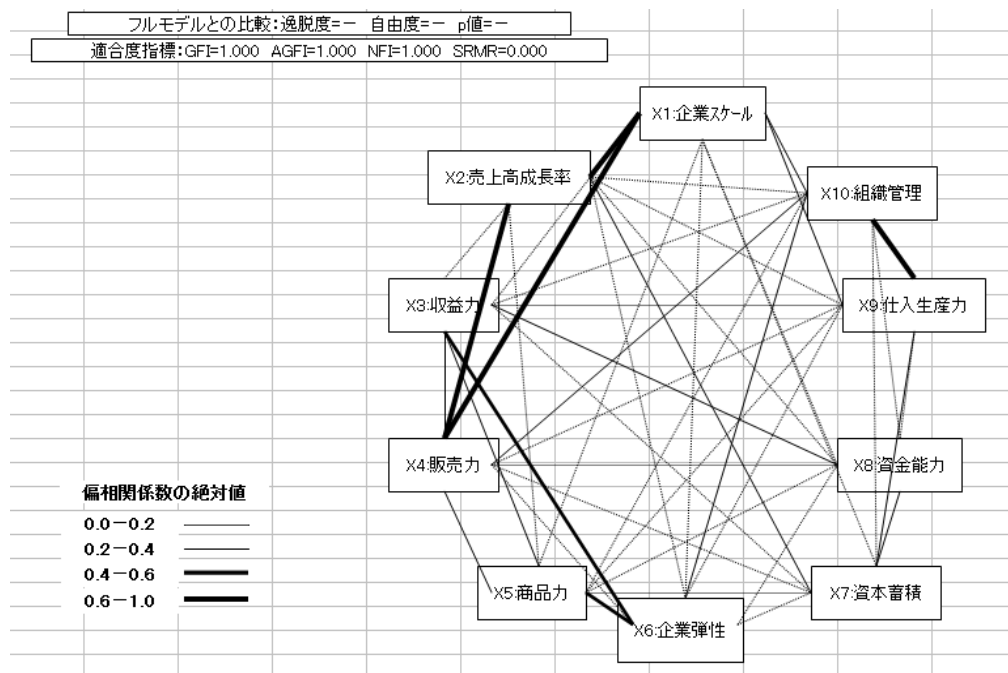


図1. 観測変量すべてのフルモデルでの無向独立グラフ

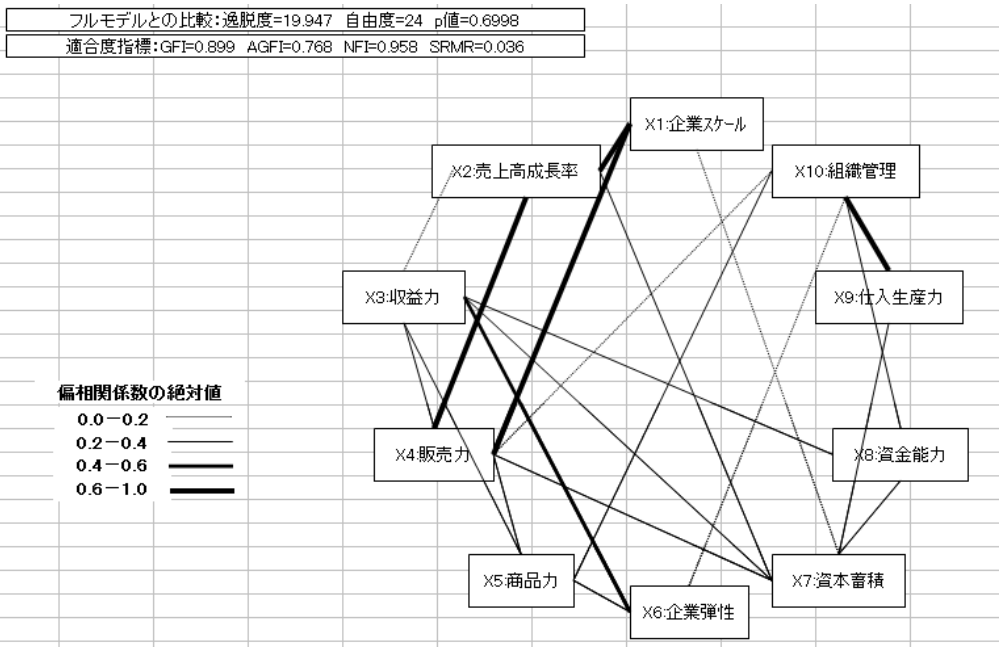


図 2. 比較的フルモデルとの逸脱度が低いモデルでの無向独立グラフ

まず、変量間に順序関係がないすべての観測変量におけるフルモデルの無向独立グラフを求めると図 1 のようになる。図 1 から、関連度の大きい観測変量間の群は (x_1 : 企業スケール、 x_2 : 売上高成長率、 x_4 : 販売力) と、(x_3 : 収益力、 x_6 : 企業弾性) および (x_9 : 仕入・生産力、 x_{10} : 組織管理) であることがわかる。図 1 のフルモデルから、偏相関係数の絶対値が小さい 0.2 以下を目安にして、観測変量間の関係を逐次切断していくことにする。ただし、切断すると、元のデータ構造を示す相関係数行列の差が大きくなりすぎれば、変量間の関係を再び接続するというようにした。しかし、偏回帰係数の絶対値 0.2 という基準で削除していくと、フルモデルとの適合確率を示す χ^2 検定の p 値が 0.00 となり、統計的に有意になるモデルしか導けなかった。そこで、適合確率 p 値が 0.70 まで示せるモデルを再度求めることにした。その結果が図 2 の無向独立グラフである。図 2 からわかるように、偏相関係数が 0.2 以上の関係がある観測変量群がかなり多い。大きな群の「のれんの力」を示す(x_1 : 企業スケール、 x_2 : 売上高成長率、 x_4 : 販売力)はさらに「金を稼ぐ力」を示す(x_5 : 商品力や x_7 : 資本蓄積)らと関与している。また、(x_3 : 収益力、 x_6 : 企業弾性)も (x_5 : 商品力や x_7 : 資本蓄積、それに x_8 : 資金能力) などと関与しており「金の力」を示す群といえる。また、比較的独立している「企業の仕組み」である (x_9 : 仕入・生産力、 x_{10} : 組織管理) の群においても、 x_7 : 資本蓄積、 x_8 : 資金能力との関与があるという複雑なモデルになっている。もともと II の 1 節の企業分析データで述べたように、 x_4 : 販売力は x_1 : 企業スケ-

ルの評点と x_2 : 売上高成長率の評点を平均し、 x_5 : 商品力は x_3 : 収益力の評点と x_4 : 販売力の評点を平均したものであることから、 x_4 : 販売力と x_5 : 商品力は、他の変量との従属関係が強く、これらの観測変量の取り上げ方の吟味が不足しているともいえる。グラフィカルモデリングを用いるには、目的とする対象モデルについては、実験を繰り返して得た結果を、固有の知見から因果関係をしっかりとらえておく必要がある。最初から、多くの観測変量を取り入れて統計的手法により整理していくよりも、事前に観測変量間の関係を整理し、いずれの変量にも相関がみられる変量については、固有の知見から、その変量の取捨選択を行うべきと思われる。次に因子分析を用いて企業力を示す構造モデルを探る。

2. 因子分析法による企業力構造モデルの探索

まず、最尤法による回転なしの因子分析を行い、次にバリマックス法の直交回転から因子の単純構造を探索する。

表 3. 因子分析法の妥当性を示す検定

Kaiser-Meyer-Olkin の標本妥当性の測度		0.782
Bartlett の球面性検定	近似カイ2乗	403.018
	自由度	45
	有意確率	0.000

表 3 は、今回のデータから構造モデルの因子を 4 つとした場合の因子分析結果の妥当性を示す検定結果である。表 3 の KMO 値が 0.782 と 0.5 以上より大きいので、これらの観測変量を用いて因子分析法をすることに意味があるといえる。また、Bartlett 球面性検定では、「仮説 H_0 : 分散共分散行列は単位行列の定数倍に等しい」を検定しており、有意確率 0.000 が有意水準 $\alpha = 0.05$ より小さいので、この仮説も棄却される。すなわち、観測変量間に 0 でない共分散が存在するので、観測変量間は何らかの関連をもつ構造が存在していることになる。

表 4 は観測変量を持つ共通性を表している。共通性とは、その観測変量の分散のうち、因子によって占められる分散の割合を示す。すなわち、表 4 からわかるように、共通性の値が 0 に近い観測変量はなく、いずれも 0.8 以上で、因子分析法の因子にいずれも貢献していることを示す。たとえば企業スケールの共通性 0.875 は、企業スケールを目的変量とし残りの観測変量を説明変量としたときの重回帰式の決定係数 R^2 に対応する。企業スケールの因子抽出後の共通性 0.970 は、後述する表 6 の因子分析結果の因子行列より、 $0.970 = (\text{第 1 因子負荷 } 0.750)^2 + (\text{第 2 因子負荷 } -0.387)^2 + (\text{第 3 因子負荷 } 0.455)^2 + (\text{第 4 因子負荷 } 0.224)^2$ と求められたものである。

表 4. 因子分析法の結果による観測変量の共通性

共通性^a

	初期	因子抽出後
X1:企業スケール	.875	.970
X2:売上高成長率	.893	.895
X3:収益力	.915	.942
X4:販売力	.957	.999
X5:商品力	.889	.904
X6:企業弾性	.904	.920
X7:資本蓄積	.843	.829
X8:資金能力	.824	.792
X9:仕入生産力	.865	.933
X10:組織管理	.868	.901

因子抽出法: 最尤法

a. 反復中に 1 つまたは複数の 1 よりも大きい共通性推定値がありました。得られる解の解釈は慎重に行ってください。

表 5. 各因子の持つ固有値および寄与度

説明された分散の合計

因子	初期の固有値			抽出後の負荷量平方和		
	合計	分散の %	累積 %	合計	分散の %	累積 %
1	6.011	60.113	60.113	3.514	35.143	35.143
2	1.985	19.855	79.968	4.273	42.726	77.869
3	.946	9.461	89.429	.849	8.493	86.363
4	.456	4.556	93.985	.449	4.487	90.849
5	.231	2.310	96.295			
6	.130	1.302	97.597			
7	.094	.936	98.533			
8	.066	.659	99.192			
9	.055	.548	99.740			
10	.026	.260	100.000			

因子抽出法: 最尤法

表 5 は、因子分析法の結果、導かれた各因子が持つ固有値と各因子が持つ情報量すなわち寄与度(分散の%)を示している。因子 1 の持つ寄与度は全体の 60.113%を持ち、第 1 因子から第 4 因子まで累積した寄与度は 93.985%である。また抽出後の負荷量平方和 3.514 は、表 6 の因子行列表から、 $3.514 = (0.750)^2 + (0.816)^2 + (0.242)^2 + (0.999)^2 + (0.686)^2 + (0.304)^2 + (0.331)^2 + (0.439)^2 + (0.388)^2 + (0.460)^2$ と求められる。

観測変量が 10 であることから、因子数は、第 1 因子から第 10 因子までである。しかし、図 3 が示すスクリープロットからも、第 5 因子以降からの因子の固有値が同じ値に近いことで 4 因子までを選ぶのが妥当と考えられる。そこで、意味ある因子として第 1 因子から第 4 因子までを取り上げる。

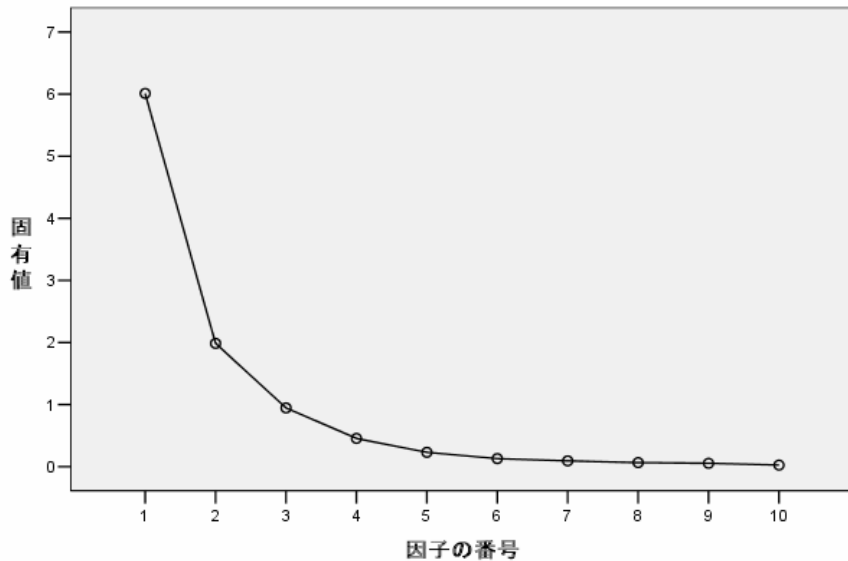


図 3. 因子のスクリープロット

表 6. 最尤法による回転前と回転後の因子行列表

	最尤法・回転なし				バリマックス回転後			
	F1:	F2:	F3:	F4:	F1:	F2:	F3:	F4:
X1:企業スケール	0.750	-0.387	0.455	0.224	-0.096	0.100	0.212	0.952
X2:売上高成長率	0.816	0.220	-0.397	-0.150	0.273	0.134	0.884	0.145
X3:収益力	0.242	0.911	-0.070	0.220	0.892	0.324	0.142	-0.137
X4:販売力	0.999	-0.013	-0.012	-0.006	0.160	0.197	0.745	0.615
X5:商品力	0.686	0.559	-0.137	0.319	0.759	0.146	0.478	0.279
X6:企業弾性	0.304	0.884	-0.042	0.212	0.873	0.349	0.174	-0.077
X7:資本蓄積	0.331	0.825	0.186	0.073	0.723	0.543	0.105	0.025
X8:資金能力	0.439	0.769	0.085	-0.005	0.664	0.526	0.271	0.025
X9:仕入生産力	0.388	0.658	0.528	-0.266	0.362	0.879	0.059	0.160
X10:組織管理	0.460	0.669	0.371	-0.323	0.369	0.841	0.223	0.092

表 6 は、最尤法の因子抽出法で取り上げた 4 因子までの因子行列表である。左側が回転なしであり、右側がバリマックス回転した結果である。バリマックス回転は各因子を直交回転して、因子の解釈をしやすくしたものである。このバリマックス回転後の結果の表 6 より、因子 1 の F1 は、 x_3 : 収益力、 x_5 : 商品力、 x_6 : 企業弾性、 x_7 : 資本蓄積、 x_8 : 資金能力との相関が高く「金の力」を示す軸と考えられる。因子 2 の F2 は、 x_9 : 仕入・生産力、 x_{10} : 組織管理との相関が高く「企業の体制力」を示す軸と考えられる。因子 3 の F3 は、 x_2 : 売上高成長率、 x_4 : 販売力との相関が高く「のれんの力」を示す軸と考えられる。また因子 4 の F4 は、 x_1 : 企業スケールとの相関が高く「規模の力」を示す軸と考えられる。しかし、実際には、「金の力」「企業の体制力」

「のれんの力」「規模の力」のこれらの因子軸は、互いに独立なものではなく、因子間には関連性があるものも存在すると考えられる。そこで、それらの関連を見るために斜交回転のプロマックス回転を行った。プロマックス法で導いた因子構造行列結果が表7である。表7からわかるように、バリマックスの結果より各因子軸とそれに関連する各観測変量との関係がより強くなっている。

表 7. 直交バリマックス回転後の因子行列結果と斜交プロマックス回転後の因子構造行列の結果

	バリマックス回転後				プロマックス斜交回転後			
	F1:	F2:	F3:	F4:	F1:	F2:	F3:	F4:
X1:企業スケール	-0.096	0.100	0.212	0.952	-0.002	0.178	0.476	0.977
X2:売上高成長率	0.273	0.134	0.884	0.145	0.504	0.334	0.933	0.426
X3:収益力	0.892	0.324	0.142	-0.137	0.957	0.621	0.374	-0.067
X4:販売力	0.160	0.197	0.745	0.615	0.391	0.385	0.935	0.833
X5:商品力	0.759	0.146	0.478	0.279	0.854	0.487	0.743	0.415
X6:企業弾性	0.873	0.349	0.174	-0.077	0.954	0.643	0.419	0.002
X7:資本蓄積	0.723	0.543	0.105	0.025	0.867	0.772	0.378	0.098
X8:資金能力	0.664	0.526	0.271	0.025	0.848	0.754	0.509	0.150
X9:仕入生産力	0.362	0.879	0.059	0.160	0.643	0.962	0.331	0.252
X10:組織管理	0.369	0.841	0.223	0.092	0.675	0.941	0.454	0.236

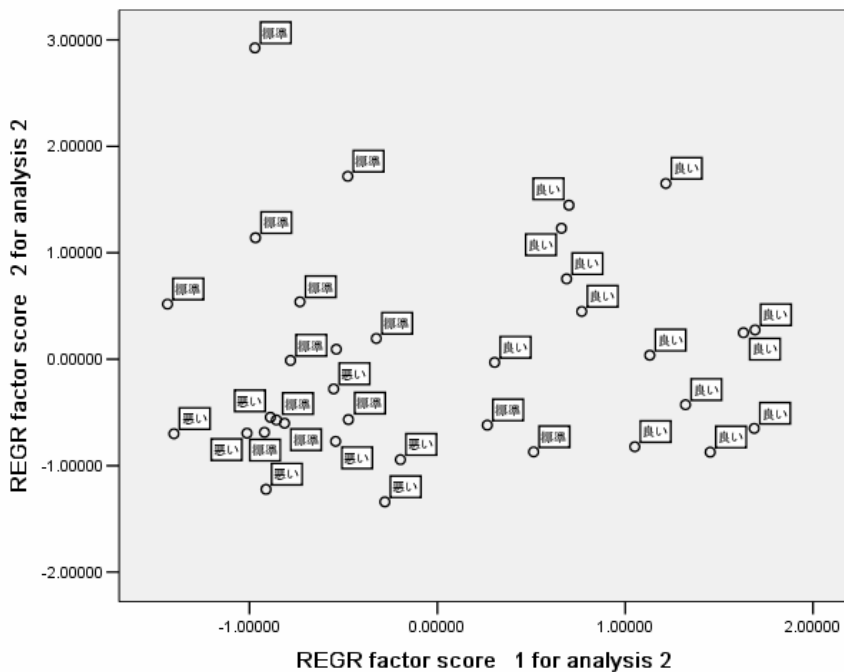


図 4. 直交バリマックス回転後の企業業績の良否を示した層別の状況

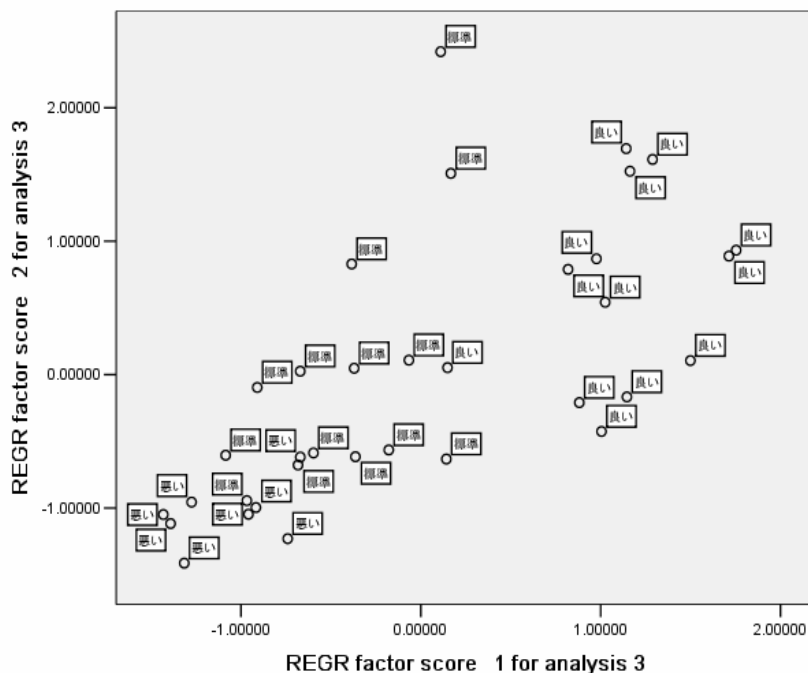


図 5. 斜交プロマックス回転後の企業業績の良否を示した層別の状況

ここで、バリマックス回転後の第 1 因子と第 2 因子における企業の優良群・標準群・倒産危険群の層別状態とプロマックス回転後の第 1 因子と第 2 因子における企業の優良群・標準群・倒産危険群の層別状態とを比較することにした。図 4 はバリマックス回転後の層別状態を示し、図 5 はプロマックス回転後の層別状態を示している。図 5 は第 1 因子と第 2 因子は相関がある斜交回転なので、図 5 のほうがより層別の状況が明確であることがわかる。

各因子軸間の相関関係を示す因子間相関係数行列は表 8 である。

表 8. 各因子軸間の相関係数行列

因子相関行列

因子	1	2	3	4
1	1.000	.664	.510	.094
2	.664	1.000	.365	.218
3	.510	.365	1.000	.589
4	.094	.218	.589	1.000

因子抽出法: 最尤法

回転法: Kaiser の正規化を伴うプロマックス法

表 8 から 4 因子間の関係の中で因子 1 と因子 4、因子 2 と因子 4 との相関係数は低いので、こ

これらの因子間の関係を除く。その結果から、今回の企業力の構造を示すと図6のようなになる。

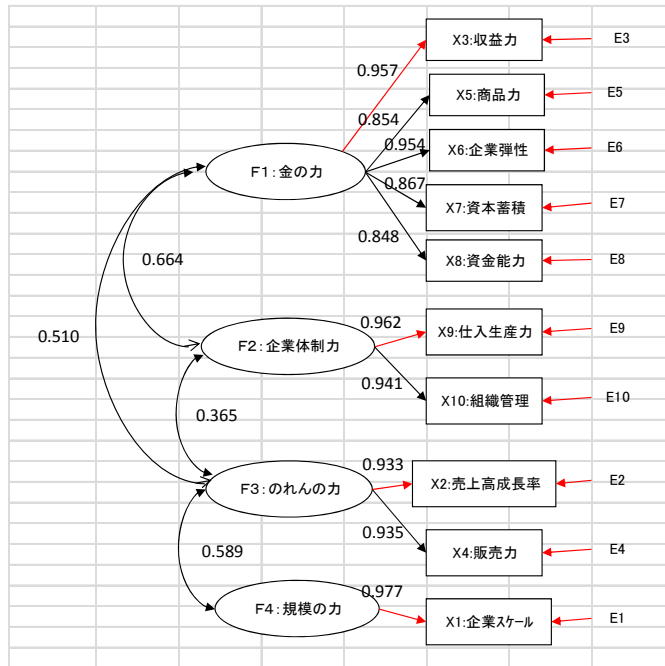


図6. 斜交プロミックス法を用いて探索した企業力を示す構造の図（数値は因子および観測変量間の相関係数）

すなわち、探索的モデリングで導いた企業力を示す構造は図6となる。この図6をモデルとして、構造方程式モデリングによる検証を行う。

3. 構造方程式モデリングによる検証

図6の企業力を示す構造がデータの示す真のモデルとみなすことができるのか、構造方程式モデリング（SEM: Structural Equation Modeling）を用いて検証した。以下構造方程式モデリングのことをSEMと表現する。「解析したモデル＝真のモデル」を帰無仮説として χ^2 検定した結果が表9である。

表9. モデルの χ^2 検定結果

カイニ乗検定			
	検定統計量	自由度	p値
INDEPENDENCE MODEL CHI-SQUARE	459.71	45.00	
MODEL CHI-SQUARE	117.30	31.00	0.0000
MINIMIZED MODEL FUNCTION VALUE	3.45		

その他の代表的な適合度指標については、朝野らの著書⁸⁾を参考に、各適合度指標がどのような意味を持っているのかを表10にまとめて示す。実際には、適合度指標は50以上を数えるようだが、よく用いられているのは表10に示した12の指標である。

表10. 構造方程式モデリングの適合度を測る代表的な指標—○印は、適合判断の基準として我々が置いた基準

指標	概要	指標の範囲	適合の判断基準
カイ2乗	帰無仮説：「解析したモデルは真のモデルに適合する」について検定する。採択されるのが望ましいので、 χ^2 値は小さく、P値は大きいのが望ましい。	$\chi^2 \geq 0$	n数によるが、P値が0.20以上○
NFI	観測変量間に相関がないことを仮定した独立モデルを0、飽和モデルを1としたときの相対的な位置。	$0 \leq NFI \leq 1$	0.90以上○
NNFI	NFIと同じ意味を持ち、解析したモデルを自由度で調整した値になる。	$0 \leq NNFI \leq 1$	0.90以上○
CFI	計算式が異なるが、基本的にはNFIと同じ。独立モデルを0、飽和モデルを1としたときの相対的な位置。	$0 \leq CFI \leq 1$	0.90以上○
IFI	計算式が異なるが、基本的にはNFIと同じ。独立モデルを0、飽和モデルを1としたときの相対的な位置。	$0 \leq IFI \leq 1$	0.90以上○
GFI	モデルが、データの持つ分散共分散をどの程度説明できているかの指標。重相関係数に相当する。従って、母数の数が増えるとGFIも増える。	$GFI \leq 1$	0.90以上○
AGFI	GFIの欠点、すなわち、母数の数が多い複雑なモデルに対して母数の数に対してペナルティを加えた指標。自由度調整済みの重相関係数に相当する。	$AGFI \leq GFI$	0.90以上○
RMR	残差平方平均平方根、即ち、残差のことを示す。	$0 \leq RMR$	0.10未満○
SRMR	相関係数の残差の大きさを示す。	$0 \leq SRMR$	0.10未満○
RMSEA	解析したモデルの分布と真の分布との乖離を1自由度当たりの量として表現した指標である。	$0 \leq RMSEA$	0.10未満○
AIC	2つ以上のモデルを比較するとき用いる指標。これらの値は小さいほど良いモデルを意味する。	制限なし	
CAIC	nが少ない場合の不偏推定量としてAICを修正したもの。同じく、小さい値ほど良いモデルを意味する。	制限なし	

表 11. 構造方程式モデリングの代表的な適合度指標による結果

適合度指標		
	略称	推定値
BENTLER-BONETT NORMED FIT INDEX	NFI	0.74483
BENTLER-BONETT NON-NORMED FIT INDEX	NNFI	0.69791
COMPARATIVE FIT INDEX (CFI)	CFI	0.79189
BOLLEN (IFI) FIT INDEX	IFI	0.79869
LISREL AGFI FIT INDEX	AGFI	0.37291
LISREL GFI FIT INDEX	GFI	0.64655
ROOT MEAN-SQUARE RESIDUAL (RMR)	RMR	0.12819
STANDARDIZED RMR	SRMR	0.12819
ROOT MEAN-SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA)	RMSEA	0.28615
CONFIDENCE INTERVAL FOR RMSEA (LOWER BOUND)		0.22846
CONFIDENCE INTERVAL FOR RMSEA (UPPER BOUND)		0.33649

今回解析したモデルの各々の適合度指標を求めた結果を表 11 と表 12 に示す。

表 12. 解析モデルの赤池の A I C 情報規準量を求めた結果

情報量規準	
	統計量
INDEPENDENCE AIC	369.71
MODEL AIC	55.304
INDEPENDENCE CAIC	254.72
MODEL CAIC	-23.912

表 9 からは、カイ 2 乗の P 値は 0.0000 と高度に有意である。すなわち、P 値は、解析したモデルが母集団を表現した真のモデルとしたときに、そこから解析に使った n 個（今回は n=35）のデータが標本として得られる可能性を意味しており、実際には可能性がゼロであるという結果になった。豊田⁹⁾は、「カイ 2 乗検定については、標本サイズが大きい場合はデータとモデルのわずかな差も検出して有意になりやすい。目安として標本サイズが数百程度以下なら無視できないが、千以上ないし数千以上の場合にはカイ 2 乗検定の結果でモデルを放棄する必要はない」と述べている。我々が用いた標本数は少なく、元の母集団が持っていた情報量は、今回の仮定したモデルでは、ずいぶんと減っている。どの程度の情報量が損失したかは、表 11 の結果の GFI あるいは AGFI の値から、%で 0.65、0.37 となり、情報の半分ほどの損失が考えられる。最も指標としてゆるい飽和モデルとの重相関関係をみる CFI および IFI でも 0.80 程度であり、今回求めた図 6 のモデルは、データの持つモデルとは適合しないとなる。結局、今回因子分析法などで探索したモデルでは、検証的モデリングからは母集団の持つモデルを表しているとは言い難い。ところで、実際の社会科学や心理学分野で、この因果分析を用いた適用例をみていると、標本サイズが 200 程度であっても、GFI が 0.70 以上、あるいは AGFI が 0.60 以上あれば、解析したモデルが、データの持つモデルに適合しているかのように考察している例が多い（具体的な文献は示さない）。仮

定モデルの裏付けをしっかりとらないで、因果分析を適用すると、ほとんどがこのような結果となる。すなわち、SEMでの検証は、従来の探索的なアプローチで仮定したモデルでは、その検証は難しいといえる。最初からモデルの設定の裏付けをしっかりとったもののみ SEM^{10) 11)} を用いて検証し、ある程度のモデリングの推定でよい場合は、探索的なモデリングのみでその構造の糸口を得るのがよいだろうと考える。

最後に、因子分析法で探索的に得たモデル図6とは別に、SEMの検証指標がよりよくなるようなモデルを求めるには、どのようにすればよいかを検討した。その結果、①SEMの特徴から、多重共線性の問題があるので、まず観測変量間で、他の因子に属する他の観測変量との相関が強い観測変量は構造をかく乱する可能性があるため、それを削除する。また、②因子はある程度あるほうが適合度指標はよくなるので因子数はある程度残す必要があるが、1つの因子から結果を得る1つだけの観測変量は、因子の持つ意味がないので削除する。というような対策が考えられる。今回のデータでは、①では、IIの1節で述べたように、 x_4 :販売力と x_5 :商品力が、他の観測変量から合成された指標であり、いずれも因子F1とF3と関連する観測変量と強く関係しているため、この2つの観測変量を削除する。②では、F4が x_1 :企業スケールの観測変量となるため、これを削除し、また、 x_4 :販売力を削除することにより、F3は x_2 :売上高成長率だけとなるため、これも削除する。以上からSEMの計算を進めた結果得られたモデルの構造図は図7である。表13が、そのモデルの χ^2 検定の結果であり、構造方程式モデリングの代表的な適合度指標による結果は表14である。カイ2乗のP値は高度に有意であるが、0.008までになった。また表14の適合度指標では、いずれも適合度はよくなり、 χ^2 検定の結果を用いないとすると、適合の判断基準が0.90を超えるものも出てきた。

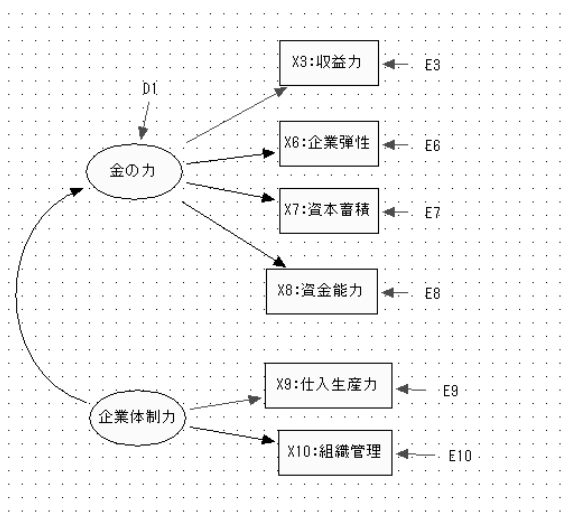


図7. 観測変量の選択を行い、求めた企業力を示す最適な構造の図

表 13. モデルの χ^2 検定結果

カイ二乗検定

	検定統計量	自由度	p値
INDEPENDENCE MODEL CHI-SQUARE	254.67	15	
MODEL CHI-SQUARE	20.79	8	0.008
MINIMIZED MODEL FUNCTION VALUE	0.61		

表 14. 構造方程式モデリングの代表的な適合度指標による結果

適合度指標

	略称	推定値
BENTLER-BONETT NORMED FIT INDEX	NFI	0.91836
BENTLER-BONETT NON-NORMED FIT INDEX	NNFI	0.89994
COMPARATIVE FIT INDEX (CFI)	CFI	0.94663
BOLLEN (IFI) FIT INDEX	IFI	0.94815
MCDONALD (MFI) FIT INDEX	MFI	0.83300
LISREL AGFI FIT INDEX	AGFI	0.54429
LISREL GFI FIT INDEX	GFI	0.82640
ROOT MEAN-SQUARE RESIDUAL (RMR)	RMR	0.05131
STANDARDIZED RMR	SRMR	0.05131
ROOT MEAN-SQUARE ERROR OF APPROXIMATION (RMSEA)	RMSEA	0.21685
CONFIDENCE INTERVAL FOR RMSEA (LOWER BOUND)		0.10271
CONFIDENCE INTERVAL FOR RMSEA (UPPER BOUND)		0.32880

表 15. 解析モデルの赤池の AIC 情報規準量を求めた結果

情報量規準

	統計量
INDEPENDENCE AIC	224.67
MODEL AIC	4.7906
INDEPENDENCE CAI	186.34
MODEL CAIC	-15.652

これ以外のモデルもいくつも考えられるが、6 観測変量以上を残して、 χ^2 検定の結果が 0.008 を超えるモデルは、これ以外には抽出できなかった。 χ^2 検定の結果で適合基準の 0.20 を超える適切なモデルではないので、詳細なパラメータ推定値などは示さないが、変量の選択を行なった結果、今回のデータにより最適なモデルの構造図としては、図 7 になることが想定される。

IV. まとめ

因果分析法の SEM を、どのように適用すればよいかを、前回用いた企業分析データから分析を試みた。従来からの統計学の適用は探索的モデリングが主流であり、その立場からデータが持っているデータ構造を探り、その構造の検証確認に SEM を適用した。しかし、検証的モデリング

とは大きな開きがあった。検証的モデリングからデータ構造を検証確立するには、サンプル数を200以上、目標として500以上のサンプルから、1つずつの精緻な仮説検証調査を重ねてモデリングを組み立て、その後に検証モデリングのSEMに適用すべきであることがわかった。観測変量の選択が必要になる場合には、SEMの特徴から、観測変量間で、他の因子に属する他の観測変量との相関が強い観測変量は、構造をかく乱する可能性があるので、その観測変量は除く。また、因子はある程度あるほうが適合度指標はよくなるが、1つの因子から結果を得る1つだけの観測変量は、因子を持つ意味がないので削除する。などを適用すると改善された適合モデルに近づくことなどがわかった。今後は、目的に応じて、探索的モデリングか検証的モデリングでのアプローチをとるかを十分検討してから、調査してデータを集めて統計的アプローチを試みる必要がある。そして、さらに他の多くの適用例を通じて、検証的モデリングの場合の観測変量の選択の方法について、より知見を増やしたいと考えている。

謝辞

本研究は、科学研究費基礎研究（C）課題番号 24500266「プロジェクト管理におけるパフォーマンス測定方法に関する研究調査」に関して、その測定方法を検討するために行ったものである。科学研究費の助成を受けていることに謝意を表す。

引用文献

- 1) 磯貝恭史・野口博司・上田昇：「次元数の縮約化とそれを利用しての企業分析」,日科技連第3回多変量解析シンポジウム（1979）
- 2) 野口博司・磯貝恭史：「企業分析と次数の縮約化」,『流通科学大学論集－経済・情報・政策編－』,Vol.20, No.2（2012）, pp.65-7.
- 3) Jöreskog, K.G.” A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis”, *Psychometrika*, 34（1969）, pp.183-202.
- 4) Jöreskog, K.G. “ A general method for estimating a linear structural equation system”, In *Structural equation models in the social sciences*, (A.S.Goldberger & Duncan, Eds. Swminar Press: New York, 1973）, pp.85-112.
- 5) 豊田秀樹：『共分散構造分析－構造方程式モデリング－ [入門編]』,（朝倉書店,1998）
- 6) 豊田秀樹：『共分散構造分析－構造方程式モデリング－ [応用編]』,（朝倉書店,2000）.
- 7) 狩野裕：『グラフィカル多変量解析－目で見える共分散構造分析』,（現代数学社,1997）
- 8) 朝野熙彦・鈴木督久・小島隆矢：『入門 共分散構造分析の実際』,（講談社サイエンティフィク,2005）
- 9) 豊田秀樹：『共分散構造分析（疑問編）』,（朝倉書店,2003）.
- 10) 棟近雅彦監修・山口和範・廣野元久：『SEM 因果分析入門』,（日科技連出版,2011）.
- 11) 飯塚悦功、金子龍三：『原因分析～構造モデルベース分析術～』,（日科技連出版,2012）.