



給与への満足に対する公平さの効果：
共分散構造分析による検討

メタデータ	言語: jpn 出版者: 公開日: 2021-09-28 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 井手, 亘 メールアドレス: 所属:
URL	https://doi.org/10.24729/00017489

給与への満足に対する公平さの効果

— 共分散構造分析による検討 —

井 手 亘

労働に対する外的報酬の一つである給与への満足は給与が多いほど高いとされ、就職の際も給与の多さは重要な判断基準となっている。労働に対する給与は多ければ多いほど満足に感じられ、多くの報酬が期待されるほど働く動機付けも高まる、という考え方は強化の原理で説明される。しかし、給与などの報酬は多ければ満足であるかと言うと必ずしもそうではない。報酬が周りの人よりも少なければ不満に感じる一方、報酬が余り多くなくても周りの人と比べて自分の方が多ければ満足に感じる。このように報酬は他者との社会的比較 (Festinger, 1954) によって多い少ないが判断され、それが報酬への満足に結び付くと考えられる。

相対的剝奪はこの考え方を基礎としている。満足に関わる変数である報酬の剝奪感は報酬そのものの量ではなく社会的比較などによって形成される報酬の主観的基準と比べることによって決まり、また剝奪感はその報酬を自分が得る資格があると感じるときに起こるとされている (c.f. deCarufel, 1986)。つまり相対的剝奪の考え方は、報酬への満足が報酬の量そのものではなく報酬の相対的な多さに影響されるというものであり報酬に重点をおいた考え方である。

これに対して他の人と報酬を比較した場合、自分よりも働いていないのに同じ報酬をもらっている人があれば報酬の分け方が不公平であると感じて不満に思うことがある。この場合、報酬への満足には報酬の相対的な多さだけでなく報酬と「働き」との関係も影響している。このように報酬への満足が報酬を得るために行った貢献である「働き」と関係するという考え方は公配の公平さ

の考え方である。

公平な報酬の分配ルールは状況によっていくつかある (Deutsch, 1975) が、その中でも労働場面にあてはまるものは衡平 (equity) のルールである。このルールに基づく衡平理論 (Adams, 1965 ; Walster, Walster & Berscheid, 1978) では、報酬が衡平に分けられている場合には分配は公平とされ、報酬に満足すると考える。衡平さはある人の受けた報酬と貢献の比をその人が社会的比較の相手とした人の報酬と貢献の比と比較することで判断される。もしその人の比が比較相手の比と同じならば報酬は衡平とされ、その人の比が比較相手よりも小さい、つまり貢献のわりに報酬が少ない場合や、その人の比が比較相手よりもかなり大きい、つまり貢献のわりに報酬が多すぎる場合には不衡平とされる。従ってこの考え方では報酬と貢献の関係が衡平であれば報酬が公平であるとして満足し、不衡平であれば報酬が不公平であるとして不満を感じるとするのである。

この二つの考え方は、報酬への満足が報酬の量そのものでは決まらず社会的比較の影響をうけると言う点では共通するが、ある報酬を受けた人の満足についての予測は異なる。まず相対的剝奪の考え方では、ある人の報酬が比較相手の人と同じかまたは多ければ報酬に満足であると考えられる。分配の公平さの考え方では、ある人の報酬と貢献の比が比較相手の人の比と同じくらいであれば報酬に満足であると考えられる。

そこで、この点について実際の労働者を対象にして調査を行い、報酬への満足はどの考え方によってよりよく説明できるかについて検討した。この調査は、労働組合員を対象とした意識調査である労働調査研究所の第30回組合員総合意識調査の一部として実施された。この調査について、ここで取り上げた調査項目以外の詳細は労働調査研究所の調査全体の報告 (労働調査研究所, 印刷中) を参照されたい。

調 査

調査時期

調査票は1991年2月から3月にかけて配布・回収された。

調査対象者

調査対象者は今回の調査に参加した労働組合、労働組合連合団体など40の組合、組合団体の組合員（組織人員の合計約462,000人）であった。なお今回の結果の分析には、各参加団体の有効回答票の中から1%ずつをサンプルとして抽出して得た4617名のデータを用いた。また、記入洩れ等のため質問項目によっては有効回答者数が4617名以下となっているところもある。

調査方法

参加した各団体毎に質問票が組合員に配布され、記入された質問票は各組合員が自ら封をして未開封のまま調査実施機関である労働調査研究所に送付された。

質問項目

調査全体の質問項目のうち、今回の分析に用いた項目は以下の通りである。

対象者の属性については性別（1.男性 2.女性）、年齢、職種（1.営業・販売・サービス 2.専門・技術・研究 3.事務（管理部門を含む） 4.技能・現業 5.パート 6.その他）、最終学歴（1.中学・旧制高等小卒 2.高校・旧制中学卒 3.専修学校卒 4.短大・高専卒 5.大学卒 6.大学院卒 7.その他）。なお年齢は実際の年齢を回答してもらったが、分析の際には（1.20才未満 2.20—30才未満 3.30—40才未満 4.40—50才未満 5.50才以上）の5カテゴリーに分類したものをを用いた。

年収については「あなた自身の年収（税込み・一時金含む）」（1.200万円未満 2.200—300万円未満 3.300—400万円未満 4.400—500万円未満 5.500—600万円未満 6.600—700万円未満 7.700—800万円未満 8.800—1000万円未満 9.1000万円以上）。

給与への満足については「あなたは給与の水準についてどの程度満足していますか」(1. 不満である 2. どちらかといえば不満である 3. どちらともいえない 4. どちらかといえば満足している 5. 満足している)。

年収を比較する基準としては、同じ年令で同じ仕事をしているサラリーマンの平均年収をどの程度に見積っているかを調べた。「あなたと同じ年令で同じ仕事をしているサラリーマンの平均年収はどのくらいだと思いますか」(1. 200万円未満 2. 200—300万円未満 3. 300—400万円未満 4. 400—500万円未満 5. 500—600万円未満 6. 600—700万円未満 7. 700—800万円未満 8. 800—1000万円未満 9. 1000万円以上)。

給与の公平さについては、「あなたの給与についてどの程度公平だと感じますか」(1. 不公平 2. どちらかといえば不公平 3. どちらともいえない 4. どちらかといえば公平 5. 公平)。

給与や人事を決める基準として重視するものについては、「あなたは、会社の給与や人事を決める場合「年令、社歴」と「能力、実績」のどちらを重視すべきだと思いますか」(1. 年令、社歴 2. どちらかといえば年令、社歴 3. 両方同じくらい重視 4. どちらかといえば能力、実績 5. 能力、実績)。

そのほかに、組織内でのコミュニケーションを調べた次の3項目も分析の対象とした。「会社は経営や生産に関する従業員の提案や意見をよくきいてくれる」(1. そう思わない 2. どちらかといえばそう思わない 3. どちらともいえない 4. どちらかといえばそう思う 5. そう思う)。

「組合は運動や活動に関する組合員の提案や意見をよくきいてくれる」(1. そう思わない 2. どちらかといえばそう思わない 3. どちらともいえない 4. どちらかといえばそう思う 5. そう思う)。

「あなたは上司との関係についてどの程度満足していますか」(1. 不満である 2. どちらかといえば不満である 3. どちらともいえない 4. どちらかといえば満足している 5. 満足している)。

結 果

調査対象者の属性

性別では男性が75.8% (3499人)、女性が24.2% (1115人)であった。日本の労働組合員全体での男女比は男性64.4%、女性35.6% (労働大臣官房政策調査部, 1989)であるから、対象者はやや女性の多い構成となっていた。

年令では表1の通り20才代が最も多くなっているが、日本の労働組合員全体 (労働大臣官房政策調査部, 1990)と比較すると今回の調査対象者はやや若い世代が多くなっていた。

職種別の構成比は表2の通りで、日本の労働組合員全体 (労働大臣官房政策調査部, 1990)と比較すると今回の調査対象者は技能・現業職が多くなっていた。これは、参加した組合に製造業が多かったことが影響している。

最終学歴別の構成比は表3の通りである。日本の労働組合員全体 (労働大臣官房政策調査部, 1990)と比較すると今回の調査対象者は高校・旧制中学卒が非常に少なく、一方で中学・旧制高等小卒と専修学校卒以上の者が多くなっていた。

年収の分布は表4の通りである。日本全体で1989年度に30人以上の事業所で支払われた現金給与の平均が年額約430万円 (経済企画庁, 1990)で今回の調査の平均年収の推定値が約450万円であるから、年間約5%の賃金の上昇を考慮す

表1 年令別の構成比

年 齢	構成比 (労働省調査*)
20才未満	3.7% (3.2%)
20~30才未満	43.7% (31.5%)
30~40才未満	27.9% (29.5%)
40~50才未満	18.5% (35.9%**)
50才以上	6.3%

*労働大臣官房政策調査部 (1990) の結果
**40才以上

表2 職業別の構成比

職 種	構成比 (労働省調査*)
営業・販売・サービス職	9.6% (14.3%)
専門・技術・研究職	26.1% (53.3%**)
事務職 (管理部門を含む)	21.6%
技能・現業職	39.7% (24.9%)
パート	1.0%

*労働大臣官房政策調査部 (1990) の結果
**事務・技術・研究職

表3 最終学歴別の構成比

最終学歴	構成比 (労働省調査*)
中学・旧制高等小卒	21.7%(11.5%)
高校・旧制中学卒	27.8%(53.0%)
専修学校卒	11.8%(5.8%)
短大・高専卒	13.6%(7.3%)
大学卒	12.4%(22.4%**)
大学院卒	7.2%
その他	5.4%

*労働大臣官房政策調査部 (1990) の結果

**大学・大学院卒

表4 年収の構成比

年 収	構成比
200万円未満	5.5%
200～300万円未満	19.6%
300～400万円未満	20.9%
400～500万円未満	16.7%
500～600万円未満	15.4%
600～700万円未満	10.8%
700～800万円未満	6.3%
800～1000万円未満	4.4%
1000万円以上	0.4%

ると今回の調査対象者は年収の点ではほぼ平均的な給与所得者であったといえる。

以上のような属性からみると、調査対象者は日本の若年層から中年層にかけての平均的な給与労働者を代表する標本であったといえよう。

給与への満足

給与への満足は全体では不満とする人（「1. 不満」「2. どちらかといえば不満」への回答の合計）は53.9%、「3. どちらともいえない」が30.9%、満足とする人（「4. どちらかといえば満足」「5. 満足」への回答の合計）は15.2%であった。日本全体の勤労者の中で所得・収入に不満を持つ人は62.5%（労働政策調査部、1990）で、これと比較すると、今回の調査対象者は不満を持つ人がやや少なくなっていた。

また給与への満足を上記の属性別に分析したところ次の通りとなった。

性別では表5のとおりやや男性に不満が多くなっていた。

年令別では表6のように20才未満と50才以上で不満がやや少ない他は不満とする人が過半数を占めていた。

職種別では表7のようにパートで不満が最も多く、営業・販売・サービス職や専門・技術・研究職は事務職（管理部門を含む）や技能・現業職よりも不満とする人がやや多くなっていた。

表 5 男女別の給与への満足

性別	不 満	どちらともいえない	満 足
男 性	56.4%	29.4%	14.2%
女 性	45.6%	35.8%	18.7%

(注)「不満」には「1. 不満」「2. どちらかといえば不満」への回答を合計している。「満足」には「4. どちらかといえば満足」「5. 満足」への回答を合計している。

表 6 年令別の給与への満足

年 齢	不 満	どちらともいえない	満 足
20才未満	45.9%	34.0%	20.1%
20～30才未満	56.0%	28.1%	15.9%
30～40才未満	55.3%	30.1%	14.5%
40～50才未満	50.2%	36.8%	13.1%
50才以上	47.5%	34.3%	18.2%

(注)「不満」には「1. 不満」「2. どちらかといえば不満」への回答を合計している。「満足」には「4. どちらかといえば満足」「5. 満足」への回答を合計している。

表 7 職種別の給与への満足

職 種	不 満	どちらともいえない	満 足
営業・販売・サービス職	42.1%	40.6%	17.2%
専門・技術・研究職	41.7%	39.7%	18.6%
事務職（管理部門を含む）	38.1%	40.7%	21.2%
技能・現業職	35.2%	45.5%	19.3%
パート	47.7%	38.1%	13.3%

(注)「不満」には「1. 不満」「2. どちらかといえば不満」への回答を合計している。「満足」には「4. どちらかといえば満足」「5. 満足」への回答を合計している。

最終学歴別では表 8 のように、学歴の高い人ほど給与への不満が大きくなっていた。

年収別では表 9 のように、年収400万円から600万円の層で給与への不満を持つ人が最大となる特徴があった。一方、給与への満足が高まるのは年収 800 万円以上であった。

表8 最終学歴別の給与への満足

最終学歴	不 満	どちらともいえない	満 足
中学・旧制高等小卒	43.7%	38.9%	17.5%
高校・旧制中学卒	52.6%	32.4%	15.0%
専修学校卒	59.8%	30.5%	9.8%
短大・高専卒	58.8%	24.4%	16.8%
大学卒	60.2%	25.5%	14.4%
大学院卒	61.8%	22.2%	16.0%
その他	50.0%	27.5%	22.5%

(注)「不満」には「1. 不満」「2. どちらかといえば不満」への回答を合計している。
「満足」には「4. どちらかといえば満足」「5. 満足」への回答を合計している。

表9 年収別の給与への満足

年 収	不 満	どちらともいえない	満 足
200万円未満	45.2%	38.5%	16.3%
200～300万円未満	52.9%	30.5%	16.6%
300～400万円未満	55.9%	29.2%	14.9%
400～500万円未満	61.9%	26.4%	11.7%
500～600万円未満	59.0%	28.3%	12.7%
600～700万円未満	50.3%	32.2%	17.5%
700～800万円未満	45.6%	36.7%	17.8%
800～1000万円未満	33.7%	44.4%	21.9%
1000万円以上	36.8%	36.8%	26.3%

(注)「不満」には「1. 不満」「2. どちらかといえば不満」への回答を合計している。
「満足」には「4. どちらかといえば満足」「5. 満足」への回答を合計している。

相対的剝奪の指標

相対的剝奪はその人の給与がその人が比較する対象として選んだ給与の額と比べて多いか少ないかによって決まる。従って、その人が何を比較の対象とするかが問題となる。ここでは人が自分と年令の似た人の給与を比較の対象とすると考え、全体としては人が比較の対象とする給与の額はその人と同じ年代の人の給与の最頻値で近似できるとした。

そこで最頻値として20才未満、20才代、30才代、40才代、50才以上の各年代毎に年収の最頻カテゴリーを求めた。その上で、ある人の年収カテゴリーがその年代の最頻年収カテゴリーより下であれば「1. 人並み未満」、同じカテゴリーであれば「2. 人並み」、最頻年収カテゴリーより上であれば「3. 人並み以上」とした。これを「人並み度」と呼ぶこととする。この指標は人が同年代の人と比較をすると仮定したときの給与（年収）の相対的剝奪の有無を示すもので、「人並み未満」の人は相対的剝奪の状態にあると考えられる。全体としては「1. 人並み未満」の人が26.6%、「2. 人並み」の人が34.9%、「3. 人並み以上」の人が38.5%であった。

報酬と貢献の対応（衡平さ）の指標

分配の公平の理論の中でも衡平（equity）のルールを公平な分配ルールとする立場では、人が給与を比較するときには必ずしも給与そのものだけを見るのではなく、互いの働きを考慮して比較すると考える。つまり給与が貢献に応じて決まっており、比較相手の人と結果（給与）と貢献（働き）の比が同じであれば衡平とするのである。

ここでは、実際にそれぞれの人がどのような人を比較相手としているかを調べるのは困難なため、もし比較の対象として同じような貢献をしている人を取り上げた場合にその人の年収をどれくらいであると推定するかを、「あなたと同じ年令で同じ仕事をしているサラリーマンの平均年収はどのくらいだと思いますか」という質問によって尋ねた。衡平のルールによれば貢献の同じ人と比べた場合、給与が同じくらいであれば給与は衡平である。貢献の同じ人よりも給与が少なければ給与は不衡平である。また、貢献の同じ人よりも給与が多い場合は給与は不衡平であるが、利己的な立場からすると給与は自分に取って有利である。従ってこの場合は給与が不衡平であることによる不公平感や不満はあまり生じないと考えられる。

実際にはこの項目に対する回答（比較する年収カテゴリー）と調査対象者自身の年収カテゴリーを比較して、調査対象者の年収の衡平さを次のように分け

た。ある人自身の年収カテゴリーが比較する年収カテゴリーより下、つまり年収が少ない場合を「負の不衡平」、同じカテゴリーの場合を「衡平」、比較する年収カテゴリーより上、つまり年収が多い場合を「正の不衡平」とした。

全体としては年収が「負の不衡平」の人が50.6%、「衡平」の人が39.5%、「正の不衡平」の人が10.0%であった。

給与や人事を決める基準

給与や人事を決める基準については「1. 年令, 社歴」「2. どちらかといえば年令, 社歴」とする人は6.4%, 年令, 社歴と能力, 実績の両方を重視するべきとする人が37.8%, 「4. どちらかといえば能力, 実績」「5. 能力, 実績」とする人は55.8%であった。これにはあまり年令, 性別, 年収による差はなく, 高年令の人でも, 実際には不利になると考えられるにもかかわらず, 評価の基準としては圧倒的に能力・実績を用いることを支持していた。

満足に及ぼす各指標の効果

給与への満足に給与の額そのものである年収や人並み度（相対的剝奪）、衡平さ、給与の公平さなどがどのように影響しているかについては共分散構造分析を用いて検討した。なおプログラムとしては統計パッケージ SAS の共分散構造分析である CALIS (c.f. SAS Technical Report P-200, 1990) を用いた。

共分散構造分析—CALIS

共分散構造分析は土田（1988）で紹介されているように変数間の因果関係のモデルを検討する手法である点ではパス解析などの回帰分析と同じ発想に立っているが、変数として測定された変数に加えて潜在変数（概念）を用いる点が最大の特徴である。ここで共分散構造分析の基礎となる共分散構造モデルについて、最も典型的な完全潜在変数モデル（Complete latent variable model）を用いて説明しておく（cf. Hayduk, 1987）。

共分散構造モデルでは実際の調査等で測定された変数は測定変数として扱

い、これは直接には測定できない潜在変数（概念）の指標であると考え。これは因子分析において、測定された変数が因子負荷量に応じて潜在変数である因子の指標となっていることと同じ考え方である。この測定された変数と潜在変数の関係を表したモデルである「測定モデル」が次の式1、式2である。（式の中の文字はそれぞれ行列を表している）。

測定モデル

$$y = A_y \eta + \epsilon \quad (\text{式1})$$

測定内生変数 = f (潜在内生変数) + 誤差 (式1')

$$x = A_x \xi + \delta \quad (\text{式2})$$

測定外生変数 = f (潜在外生変数) + 誤差 (式2')

式1は測定された内生変数 y が係数となる行列 A_y で示される影響を潜在内生変数 η から受けることを示している。 ϵ は誤差である。式1'はその考え方を示したものである。式2は測定された外生変数 x が係数となる行列 A_x で示される影響を潜在外生変数 ξ から受けることを示している。 δ は誤差である。式2'はその考え方を示したものである。

共分散構造分析では因果関係はこの潜在変数（概念）の間で考える。この潜在変数（概念）の間の関係を表したモデルである「概念モデル」が次の式3である。

概念モデル

$$\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta \quad (\text{式3})$$

潜在内生変数 = f (潜在内生変数) + f (潜在外生変数) + 誤差 (式3')

式3は潜在内生変数 η が潜在内生変数 η 同士による効果と潜在外生変数 ξ の効果を受けることを示し、それぞれの影響の強さは係数となる行列 B 、行列 Γ に示される。 ζ は潜在変数（概念）レベルでの誤差である。式3'はその考え方を示したものである。このように共分散構造モデルでは、測定値と概念を分けているので測定の際の変動や測定変数の違いに影響されにくい一般的なモデ

ル（概念モデル）を立てることができるのである。

モデルは潜在変数と測定変数間のパス、潜在変数間のパスを組み立てて作られる。基本的には測定の際に指標とした測定変数と潜在変数の間にパスを設け、また理論的に考えられる因果関係によって潜在変数間にパスを設けてモデルを作っていく。ただし、共分散構造モデルでは外生変数と内生変数をはっきりと区別するので、内生変数は他の内生変数と共分散を持たない。また、測定変数と潜在変数（概念）も区別するので測定外生変数と潜在内生変数との間にパスを設けられないし、潜在外生変数と測定内生変数との間にもパスは設けられない。

ここで、共分散構造分析でのモデルの検討のために使用されることの多い最尤推定法と χ^2 値による検定について解説しておきたい。最尤推定法は共分散構造モデルによってたてたモデル（仮説）を母数と仮定した場合、実際に測定されたデータがそこからの標本として得られる確率が十分に大きいかどうかによってモデル（仮説）の検討を行う。

検討には次のような測定変数間の分散共分散行列を用いる。式中の x は測定外生変数、 y は測定内生変数である。

$$\text{分散共分散行列} = \begin{pmatrix} \text{COV}(y, y) & \text{COV}(y, x) \\ \text{COV}(x, y) & \text{COV}(x, x) \end{pmatrix}$$

(Σ または S)

まず、モデル（仮説）から測定変数間の分散共分散行列 Σ を求める、この Σ を母数として多変量正規分布する母集団を仮定し、実際のデータである測定変数間の分散共分散行列 S がその母集団からのランダムサンプリングによって得られる可能性（尤度）を計算する。そして、この尤度が最も大きくなるモデルを真のモデルの良い推定値とする。

この場合、モデル（仮説）は変数間のパスなどを示しているだけなので、パスの値などのパラメーターの値は自由に推定できる。そこでなるべく尤度が大きくなるようにパスの値などをいろいろと試して最適な Σ を漸的に推定す

る。実際には Σ と S が近いほど尤度が大きくなるので、 $S - \Sigma$ の値である「残差」が最小になるように Σ の値を推定していく。

今、全ての変数間にパスがあるというモデルを考えると、これは飽和モデルと呼ばれる。このモデルで尤度が大きくなるようにパスの値を最適化すると、最も尤度の大きくなる Σ は S そのものとなる。これに対して普通のモデルはより少ないパスで構成されるから、飽和モデルからいくつかのパスをゼロや特定の値（多くの場合は1.0）に固定（fixed）したものであるといえる。このモデルではいかに固定（fixed）されていない自由な（free）パスの値を変化させて、この Σ と S との差を小さくなるようにしても、パスのいくつかは固定されている限り Σ は S と同じにはならない。従って、このモデルで S の得られる尤度は飽和モデルよりも小さくなる。このようにモデルによって尤度は異なって来るのである。

では実際にはこの尤度はどう計算されるのか。多変量の正規分布をし、その分散共分散行列が Σ である母集団から N 個のデータをとったとき、そのデータの分散共分散行列が S となる確率は Wishart 分布することが知られている。従って、あるモデル（仮説）に基づく分散共分散行列が Σ の母集団から、分散共分散行列が S であるようなデータが得られる尤度は、次のように表される。

$$W(S; \Sigma, n) \quad \text{ただし, } n=N-1$$

では、この尤度が十分に大きいかどうかはどうやって調べるのか。今、あるモデル（仮説）に基づく母集団の分散共分散行列 Σ が S と等しい（ $\Sigma=S$ ）なら、このようなモデルから分散共分散行列 S のデータが得られる尤度は、

$$W(S; \Sigma, n) = W(S; S, n)$$

このモデルは S から見ると最適モデルであり、分散共分散行列 S が得られる尤度は母集団がこのモデル（ $\Sigma=S$ ）の時に最大となる。従ってどのようなモデル Σ に対しても、

$$W(S; S, n) \geq W(S; \Sigma, n)$$

となる。ここでこの2つのモデルの尤度の比の対数をとると、

$$\log(\text{尤度比}) = \log\left(\frac{W(S; \Sigma, n)}{W(S; S, n)}\right)$$

この尤度比の対数は分子の方のモデルの Σ が S と等しいときに、 $\log 1 = 0$ となるが、それ以外の時は分母の方が大きいから尤度比はマイナス、そして尤度比の対数もマイナスとなる。この尤度比の対数を実際の式で表すと次のようになる (p は測定内生変数の数、 q は測定外生変数の数)。

$$\log(\text{尤度比}) = -\frac{1}{2}n\{\text{tr}(S\Sigma^{-1}) + \log|\Sigma| - \log|S| - (p+q)\}$$

この式の先頭の $-\frac{1}{2}n$ をとったものが LISREL の $F = \text{Fit Criterion}$ である。

$$F = \text{tr}(S\Sigma^{-1}) + \log|\Sigma| - \log|S| - (p+q)$$

先頭の $-\frac{1}{2}n$ をとっているので F の値は $\Sigma = S$ の最適モデルの時に 0、そのほかの時はプラスとなる。従って、 F は Q に近いほどデータ S がモデル(仮説)から得られる尤度が大きいという指標となる。また、この尤度比の対数に -2 をかけた値は χ^2 分布するので、 χ^2 分布を使ってモデルを検定することができる。 -2 をかけているので、この χ^2 の値も $\Sigma = S$ の最適モデルの時に 0、そのほかの時はプラスとなる。

$$\begin{aligned} \chi^2 &= -2\left(-\frac{1}{2}n\{\text{tr}(S\Sigma^{-1}) + \log|\Sigma| - \log|S| - (p+q)\}\right) \\ &= nF \end{aligned}$$

$$\text{自由度} = \frac{1}{2}(p+q)(p+q+1) - (\text{推定するパラメータの数})$$

次に χ^2 によるモデルの検定であるが、普通、頻度データについて χ^2 を検定に用いるときは χ^2 値が大きいと帰無仮説が棄却されることを利用することが多い。しかしモデルの検定では χ^2 値が小さいと仮説が棄却できないことを利用する。 χ^2 が小さいと、実際のデータである分散共分散行列 S がそのモデル(仮説)に基づく母集団からのデータであるということを否定できない。つまり、 S というデータからはそのモデル(仮説)が真のモデルであるということを棄却できない。従って、このモデル(仮説)が真のモデルに近い可能性

が高いと考えるのである。これは通常の検定とは逆の考え方である。 χ^2 が大きい場合には、 S がそのモデル（仮説）に基づく母集団からのデータでないと言え、そのモデルが真のモデルであると言うことを棄却できる。

このように χ^2 ではモデル（仮説）が棄却できないことを示すだけであり、そのモデルが最適であることを意味しないし、他に同じかそれ以上にデータ S に適合するモデルがある可能性も否定しない。 χ^2 が小さいということは、そのモデルのパラメータをある値にすると S に近い Σ が得られることしか意味しないと考えることもできる。従って、 χ^2 によって積極的にモデルを採択する場合には危険率は少なくとも $p=.10$ から $p=.20$ 程度が望ましい（Hayduk 1987）。

また χ^2 の式の中で n が掛けられているから、分散行列 S を計算するためのデータの数が多いと χ^2 はすぐに大きくなり、モデルを過敏に否定するようになる。従って、検定力からいうとデータ数は χ^2 の自由度の 2~5 倍、あるいは 50~500 位がよいと経験的に言われている。

χ^2 はパラメータを増やすと、即ち自由度が小さくなると、小さくなる。モデルを変える時にパラメータを増やした場合は、例えそれで χ^2 が小さくなくても、その小さくなった量が増えたパラメータのと同じくらいならモデルを変えたことでモデルの適合性が良くなったとは言えない。また、一般的にパラメータを増やすのは好ましくない。よいモデルとは少ないパラメータで説明できるモデルであり、このようなモデルの方が適用範囲が広い。

さらに χ^2 値が検定に用いることができるのは、全ての変数が多変量正規分布し、データである分散共分散行列は標本データそのものであり標準化などの加工がされておらず、サンプル数もかなり多い、という場合に限る。しかし実際にこの条件が満たされることは少ないから χ^2 値は検定よりもモデルの相対的なあてはまりのよさの指標とすべきであると考えられる人も多い。すなわち χ^2 が小さいモデルは χ^2 が大きいモデルよりも当てはまりが良いとしてよりよい

モデルを選択する指標とするのである。

今回、この共分散構造分析を使った理由は測定指標が決定的なものでないと言う事である。調査で用いた収入や公平さ、相対的剝奪などは測定する指標がいろいろと考えられ、例えば給与でも指標は年収、月収、税込み、手取りなど様々である。このように指標がいろいろとあると指標によって結果に大きな差が出て来る可能性がある。そこで測定の指標、測定変数による影響を受けにくい共分散構造分析を用いることで指標に依存しない安定したモデルの検討を目指したのである。

なお、共分散構造分析のプログラムとしては従来から LISREL が多く用いられてきたが、このプログラムは行列によってモデルを記述しなければならず、複雑で使いこなすのが難しい。これに対して CALIS はよりモデルの記述がしやすい EQS プログラム (Bentler, 1988) 型の記述が可能である。また EQS に含まれている、モデルへの変数やパスの選択を支援する LM テスト (Bentler, 1988) や Wald テスト (Bentler, 1988) が利用できるなど多くの利点があるため今回はこのプログラムを用いた。

共分散構造分析の結果

共分散構造分析で図1のモデルを検討したところこのモデルは棄却されなかった ($\chi^2=13.46$, $df=10$, $p=.20$, $Fit\ Criterion=.0291$)。図1のモデルの中の細い四角で囲った変数は測定変数、太い楕円で囲った変数は潜在変数を表している。細字の双方向の矢印は変数間の共分散を示している。数値は各変数の間の標準化されたパス係数を示している。E は各測定変数の誤差、D は各潜在変数の誤差を示している。またモデルの中のパスで、潜在変数「給与」から「給与公平」、「給与」から「給与満足」、「コミュニケーション」から「給与満足」、「衡平」から「給与満足」、「相対的剝奪」から「給与公平」、「相対的剝奪」から「給与満足」へのパスはいずれも有意ではなく、実際の影響はほとんどないと見なせる。潜在変数間の関係では「衡平」と「コミュニケーション」

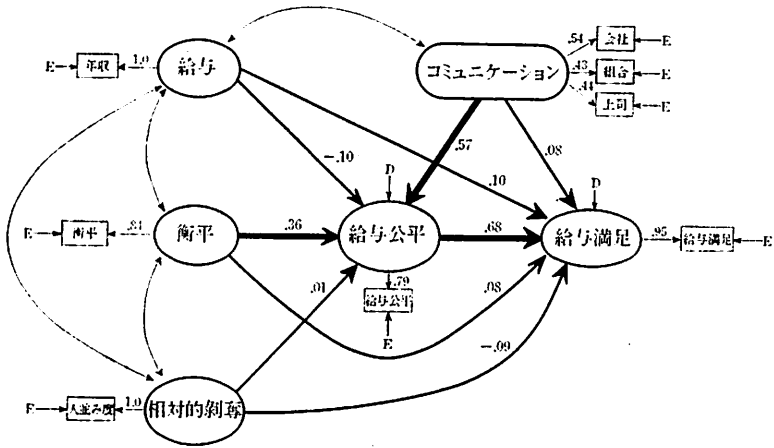


図1 給与への満足 構造モデル

が「給与公平」に大きなパスの値を持ち、「給与公平」は「給与満足」に大きなパスの値を持っている。

考 察

まず、調査の対象者の属性のプロフィールからみて、この結果が実際の日本の若年層から中年層にかけての給与労働者の姿を反映した外的妥当性が高いものであるといえる。

共分散構造分析の結果から、給与への満足には「給与公平」が最も重要であることがわかる。一方、年収で示される給与の額そのものは給与への満足にほとんど影響を及ぼしていない。つまり年収が多くても不満な人、年収が少なくても満足な人などいろいろな人がいるということである。従ってこのモデルからは、人は給与の額が多ければ給与に満足するという考え方は支持されなかった。むしろ人は給与について判断するときには何かと比較して判断をしているといえる。

この相対的な判断の基準として同じ年令層の人の年収を用い、「人並み度」

で示した給与の相対的剝奪の給与の公平、給与への満足に対する効果を検討したが、図1の通りこのモデルでは「相対的剝奪」も給与への満足にはほとんど影響しなかった。給与が人並み以上か人並み以下かということでは給与への満足が説明できないということである。その原因としては、給与だけを考え仕事や貢献を考慮しない相対的剝奪の考え方は満足を説明できないという見方と、比較相手と仮定した同じ年令層の人の年収が実際の比較相手とは異なっていたということの二つが考えられる。

これに対して潜在変数「給与公平」は「給与満足」に対して圧倒的な説明力を持ち、このモデルでは給与が公平であることが満足につながることを示されている。さらにこの公平さは、分配の公平さのルールのうち仕事での貢献を考慮した衡平のルールに従っている状態を示す「衡平」によって説明されることが多い。これは労働場面では衡平が公平なルールとされることとした Adams (1965) の主張と一致している。

また、各自の貢献を考慮した「衡平」が「給与公平」を説明し、貢献を考慮しない「相対的剝奪」が「給与公平」を説明しなかったこと、給与や人事を決める基準として能力、実績を重視する人が過半数を占めており、貢献として年令ではなく仕事を考慮した衡平のルールに従うことが重要であると多くの人が考えていることなどは全て、この場では衡平のルールが公平さの基準であったことを示している。このように給与の額の多少に関わらず、給与が貢献に応じて衡平に分配されることを公平と感じ、それが給与への満足を生んでいるといえる。

一方、給与への満足に直接の影響はないが、潜在変数「給与公平」に影響することで間接的に影響していたものに潜在変数「コミュニケーション」がある。この「コミュニケーション」は労働者の意見を組合や上司、会社が聞いてくれることを指標としている。これが公平さに関わる原因としては、まず会社におけるコミュニケーションの内容には自分の処遇についての不平不満がかな

りあることがあげられる。1990年の調査（労働大臣官房政策調査部，1990）によれば過去1年間に会社の処遇について不平不満を述べた人は22.8%もあった。

組合に対しては、組合に組合員が期待する事項（複数回答）で最大のものは「賃上げ」であり74.7%の組合員が期待していた（労働大臣官房政策調査部，1990）。従って組合とのコミュニケーションではこれが最も重要な位置を占めていると考えられる。

上司や会社に対しても、労働者が会社に述べた不平不満（複数回答）で「賃金・労働時間等労働条件に関する不満」は35.4%を占め、「昇進・昇格に関する不満」も10.0%あった（労働大臣官房政策調査部，1990）。このように会社とのコミュニケーションでも賃金や仕事での貢献の評価が重要な話題となっている。このようにコミュニケーションの内容が給与の公平さの実現を働きかけるものであるため、コミュニケーションが公平さに影響すると考えられる。

しかし給与の公平さを話題としても、話をすることによって実際に給与が公平となるのでなければコミュニケーションが給与の公平さに影響することはないという考え方もできる。これに関しては手続きの公正さの点から考えるとコミュニケーションの結果、給与を公平とすることができなくても、組合や上司、会社とコミュニケーションをする事自体によって給与に対する公平感が高まるという可能性がある。分配に対する公平感分配結果そのものだけでなく分配の手続きの公正さによっても影響される（Thibaut & Walker, 1975）。Leventhal（1980）によれば手続きが公正であるかどうかを判断する基準には一貫性のルール、不偏向のルール、正確さのルール、訂正可能性のルール、代表性のルール、倫理性のルールの6つがあり、手続きがこれらのルールにしたがっていれば手続きは公平とみなされ、その手続きによる分配も受け入れられやすくなるとしている。ただ、通常は実際にルールが守られているかどうかを検証することは困難である。

しかし、どのルールについても分配を受ける人が手続きの過程において自由

に意見や不満を述べることができればルールが守られる可能性は高くなる。そのため、意見を述べ意見を聞いてもらうことができれば手続きに対する公正感が高まり、結果としてその意見が分配などの決定に影響することがなくても、分配結果や分配する人への評価を高める (Tyler, Rasinski, & Spodick, 1985) ことが起こる。

今回の給与の公平さについても、上司とのコミュニケーションが十分にある場合には給与を決める手続きである人事考課や能力評価の過程で上司に意見をいえるし、組合とのコミュニケーションが十分であれば組合を通じて質上げや人事考課に参加できると感じられる。このようにコミュニケーションは給与を決める手続きに対する公正感を高め、それによって結果としての給与そのものの公平さを高く評価させたと考えられる。

従って今回の調査結果から推定した図1のモデルによれば、給与への満足は主に給与の公平さに基づく給与の公平さによって説明され、給与の額の多さや同年令の人よりも給与が多いかどうかといった相対的剝奪では十分に説明できないといえる。このことは、給与について労働者は自分の貢献との対応に注目していることを示している。例えば職種別に見たときにパート労働者が給与に強い不満を持っていたのは、パートの給与が低いことが原因ではなくパートでは給与と貢献との対応が低いことが原因であるといえる。学歴についても、学歴が高いほど給与は高いにもかかわらず、学歴が高いほど給与への不満がむしろ大きかったのは、学歴の高い人は貢献を多くみつめるため給与がたとえ高くても給与と貢献の対応は低いと感じたことが原因であると考えられる。

また、給与の公平さの一部がコミュニケーションによって説明されたことは、給与の公平さが給与を決める手続きの公正さによっても影響されていることを示唆している。

最後に今回用いた共分散構造分析について、この手法には他の数学的手法と同じくモデルの内容の確からしさの基準は存在しない。この手法はあるモデル

が数学的にデータにあてはまりがよいかどうかを調べるだけのものである。しかも数学的にあてはまりがよい事を判断する指標自身が非常に多く提案されておりその優劣は現在の所つけがたい状態である。また数学的にあてはまりのよいモデルは一つとは限らない。今回のデータからでも χ^2 の値が図1のモデルと同じくらい高い別のモデルを作ることができる。従ってこの手法を用いる場合には、モデルが理論的に妥当であるかどうかを実際には最大の判断基準となる。この手法の指標の値のみを用いてモデルのよしあしを考えるのはそれほど意味があるとはいえないので、この手法の使い方については慎重を要するといえるだろう。

参 考 文 献

- Adams, J.S. (1965) Inequity in social exchange. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (Vol. 2). New York: Academic Press.
- Bentler, P.M. (1989) *EQS Structural Equations Program Manual*. Los Angeles, CA: BMDP statistical Software.
- deCarufel, A. (1986) Pay secrecy, social comparison, and relative deprivation in organization. In J.M. Olson, C.P. Herman, and M.P. Zanna (Eds.) *Relative deprivation and social comparison. The Ontario symposium Vol. 4*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Deutsch, M. (1975) Equity, equality and need: What determines which value will be used as the basis of distributive justice? *Journal of Social Issues*, 31, 137-149.
- Festinger, L. (1954) A theory of social comparison processes. *Human Relations*, 7, 117-140.
- Hayduk, L.A. (1987) *Structural equation modeling with LISREL*. Baltimore, MD: The Johns Hopkins University Press.
- 経済企画庁 (1990) 平成二年版 国民生活白書 大蔵省印刷局
- Leventhal, G.S. (1980) What should be done with Equity theory? New approaches to the study of fairness in social relationships. In K.J. Gergen & R.H. Willis (Eds.), *Social Exchange*. New York: Plenum Press.
- 労働政策調査部 (1990) 図説：労働白書/平成2年度版 至誠堂
- 労働大臣官房政策調査部 (1990) 平成元年版 日本の労働組合の現状 一労働組合基礎調査報告 大蔵省印刷局

- 労働大臣官房政策調査部 (1990) 平成2年版 日本の労使コミュニケーションの現状
大蔵省印刷局
- 労働調査研究所 (印刷中) 第30回労働調査研究所共同調査報告 労働調査研究所
SAS Technical Report P-200, SAS/STAT Software: GALIS and LOGISTIC Pro-
cedures, Release 6.04. (1990) Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Thibaut, J. & Walker, L. (1975) *Procedural justice: A psychological analysis*. Hillsdale,
NJ: Erlbaum.
- 土田昭司 (1988) 共分散構造分析について —LISREL を中心に 対人行動学研究 7,
19-27.
- Tyler, T.R., Rasinski, K.A., & Spodick, N. (1985) Influence of voice on satisfac-
tion with leaders: Exploring the meaning of process control. *Journal of Personality
and Social Psychology*. 48, 1, 72-81.
- Walster, E., Walster, G.W. & Berscheid, E. (1978) *Equity: Theory and research*. Bos-
ton: Allyn & Bacon.

The Effects of Justice on Pay Satisfaction —Using analysis of covariance structures.

Wataru Ide

The pay satisfaction model was tested by using analysis of covariance structures which allows the use of hypothetical latent variable in the model. Respondents were 4617 worker's union members in Japan. They were asked to rate their pay satisfaction, perceived distributive pay justice, and other related questionnaires. Results showed that pay satisfaction was explained mainly by distributive pay justice. Workers cared little about pay itself or relative amount of pay. Figure 1 illustrated the pay satisfaction model estimated by analysis of covariance structures. The latent communication variable had certain effects on distributive pay justice. It may indicate that procedural justice have some effect on pay satisfaction.