



人事考課への満足に対する手続きの公平さと職務の自律性の効果：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: 2010-08-09 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/10.24729/00004742

人事考課への満足に対する手続きの 公平さと職務の自律性の効果

— 共分散構造分析による検討 —

井 手 亘

報酬の分配においてどのような分配が好まれるかについては、公平さの点から議論がなされてきた。公平さは分配の結果に関する公平さと分配の際の手続きに関する公平さに分けて考えられているが、分配の公平さの研究では分配結果に対する満足は、分配結果がそれを比較した他者よりも多いか少ないかよりも、分配結果が公平であるかどうかによって影響されることが見いだされてきた (Walster 他, 1978)。手続きの公平さについても、裁判において決定の手続きが判決への満足に影響し、しかもその効果は判決内容の有利、不利とは独立したものであるという Thibaut & Walker (1975) の研究を初め、手続きの公平さが結果とは独立して満足に効果を及ぼすことを立証する研究が行われてきた。さらに、同じ裁判の法廷場面を用いた研究で Tyler (1984) は、手続きの公平さの方が結果の有利、不利よりも決定への満足に大きな効果を持つことがあることを示した。また、法廷での決定以外に Tyler & Lind (1991) は、仕事への満足や仕事をやめようと思うかどうかについて、職場での決定の方法の公平さが影響するという研究や、上司に対する評価や仕事への満足、会社に対するロイヤリティなどに手続きの公平さが影響するという研究など、労

働場面においても手続きの公平さの満足への効果が大いことを示す研究を紹介している。

このように手続きの公平さが結果に対する満足になぜ効果があるかについて Thibaut & Walker (1975) は、公平とされる手続きとは報酬の分配や評価を受ける当事者がその決定過程に影響できる、つまり過程のコントロール (process control) が大きい手続きであり、この過程のコントロールが大きい事が公平感を高め、さらに結果に対する満足を高めると考えた。この考えを支持する研究として、Lind 他 (1980) は、法廷で証拠や意見を述べる機会が与えられると手続きの公平感が高まることを示した。このように過程のコントロールの大きい手続きは、手続きの公平感を生じさせるといえる。

では、公平な手続きによって過程のコントロールが大きくなるのがなぜ手続きの公平感や満足を高めるのか。これについてまず、過程のコントロールが結果に対して直接に効果を及ぼす点に注目する考え方がある。法廷の場面では自分から証拠を提出することができる手続きが過程のコントロールが大きい例にあたるが、この場合には自分に有利な証拠を出すことで実際に裁判結果を改善することができる。労働場面における人事考課の場合では、従業員の過程のコントロールが大きいとは、上司による評価に異議を申し立てることのできる制度があることなどであり、この場合も評価を修正することで人事考課を有利にすることができるといえる。このように過程のコントロールが大きいと結果そのものが改善され、それによって手続きの公平感や満足が高まるというのが一つの考え方である。

もう一つの考え方として、過程のコントロールの効果は結果の改善とは独立していると考えられることもできる。つまり、決定の過程で自分の意見を表明することそのものが手続きの公平感や満足を高めるという考え方である。過程のコントロールの効果は結果の改善とは独立であることを示す例として、法廷で自分の主張が認められなくても過程のコントロールのある手続きの場合は手続き

が公平であると判断される、という研究がある(LaTour, 1978; Lind 他, 1980)。また、Musante 他(1983)の研究では、報酬の分配は決定済みであり、それについて意見をいってもはや報酬は変わらないことを事前に教えておき、その上で意見を表明する機会を与えられた条件の被験者は、意見を表明する機会を与えられなかった条件の被験者に比べて手続きの公平感だけでなく、分配の公平感も高く評定した。このように、自分の意見を述べる機会があれば結果にかかわらず公平感が高まる場合があることから、必ずしも結果の改善は必要がないといえる。従って、過程のコントロールが大きい場合には意見を表明する機会があることそのものによって公平感が高まり満足も高まるといえる。

過程のコントロールが大きく意見を表明できることが結果に関わらず公平感を高める理由は何であろうか。その一つは、たとえ決定権がなくても意見を表明する機会があれば、決定において非常に誤った判断や全く不利な決定がなされた場合に、決定者自身によってそれが改善される可能性が存在することである。Tyler(1987)の研究では、意見を表明する機会を与えられた被験者でもその意見が決定者から考慮されない条件では手続きの公平さは高く評定されなかった。つまり、意見を表明する事ができても決定を行なう人(評価者)が意見を考慮しない場合はその効果が弱まるのである。従って、改善の可能性があると認知されるためには、意見は表明されるだけでなく聞かれなければならないといえる。これは、意見を表明する人と決定者との間のコミュニケーションにおいて意見がかわされることの重要性を示している。

ここまでは、手続きの公平さが満足に及ぼす効果の原因を検討してきたが、そもそも手続きが公平であることが効果を持つという議論は、公平な手続きに従って評価を行えば評価が正確となり、評価に基づいて分配される結果も公平になり、満足を導くというものである。しかし、この議論の前提である公平な手続きが正確な評価を導く、という考え方は常に保証されるものではない。評価は個人の行動を観察したりテストをしたりすることによって測定した結果を

もとに行われるものであるが、観察やテストの測定結果が測定しようとするものを反映せず、評価が意味を持たない場合がある。

これが特に問題となるのは労働場面で人の働きを評価する場合である。労働場面での個人に対する評価は、職務に関連する個人の能力や成績などについて行われる。仕事の成績や量などが個人の能力や努力によって決まる職種では、各個人の評価をすることは困難ではない。しかし、職種によっては職務内容や仕事の量がほとんど決まっており、各個人で仕事にほとんど差が現れないものもある。これは個人が統制できない外的な要因である職務内容によって行動が影響されているからであり、このような場合には個人別に評価する事そのものに問題が生じる。

これは、各職務の仕事特性によっては、評価することそのものの適切さが問題となることを示している。ここで評価に特に影響がある仕事特性は職務の自律性 (Hackman & Oldham, 1976) である。たとえば、職務特性としての自律性が高い職務である研究開発職では、研究の目標と期間が決められていても研究方法や手段には選択の幅が大きい。また、目標や期間についても議論や交渉の余地がかなりある。そのため、研究の成果は個人の選択によって大きく影響される。このように、自律性が高い職務では個人が自ら仕事の手順や方法を決めたり変更できるから、職務の結果に個人の能力や努力が反映される。これは、評価者にとっては評価の材料が豊富にある事になる。このように、自律性の高い職務をしている個人については、正確な評価が可能となるため、手続きが公平であれば、評価が正確であるほど考課 (評価) の公平感も高くなり、考課の結果への満足も高くなると考えられる。

これに対して、自律性の低い職務である組立ラインでの単純な作業の場合には、行動や成果はほとんどが個人の統制の不可能なラインのスピードや受け持ち作業の種類によって決定される。ラインでの仕事以外でも、ルーティン化した事務処理作業では行動や成果に対する個人の統制は非常に小さい。こういっ

た自律性の低い職務では仕事について個人が判断したり変更を加える事がほとんどできない。そのため、職務を通じて個人の能力や努力が示される事はあまりなく、評価者にとっては評価の材料が十分に得られない事になる。このように、自律性の低い職務についている人への評価は正確とはなり得ないため、手続きが公平であっても考課（評価）の公平感は低く、考課の結果への満足も低くなる場合があると考えられる。

以上のように、自律性の高い職務についている人と低い職務についている人

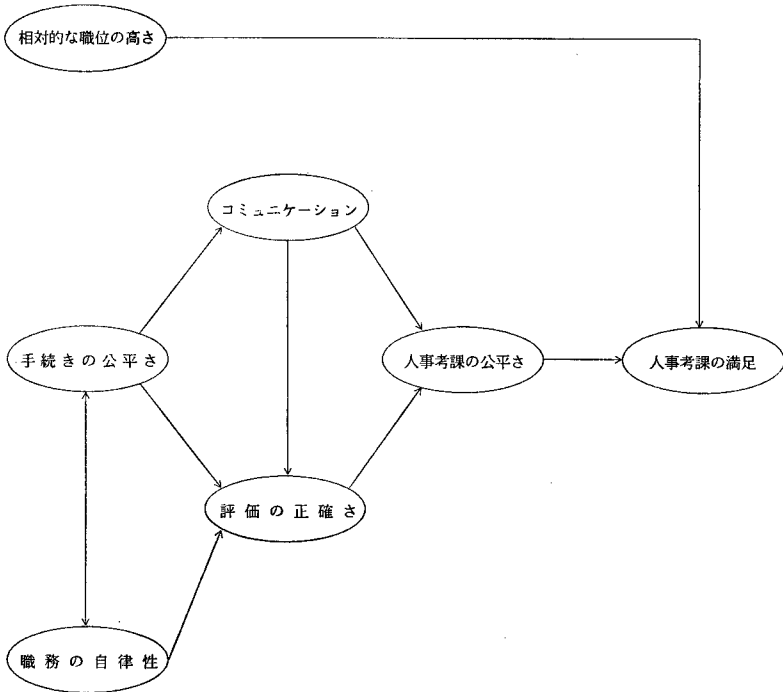


図1 人事考課の満足についての仮説モデル

では評価の正確さと公平さとの関係は異なり、より自律性の高い職務についている人ほど正確な評価を受けやすく、人事考課に対する公平感が高まると考えられる。従って、職務の自律性は、評価の正確さを媒介とした手続きの公平さの効果に影響する要因と考えられる。

モデル

上記のような手続きの公平さに関する検討から、この研究では労働場面においての評価（人事考課）に対する満足について図1のモデルが仮説モデルとして考えられた。このモデルでは左から右、上から下に矢印で因果関係の仮説が示されている。

まず、人事考課の満足に直接影響する変数としては人事考課の公平さと評価の高低が考えられる。ただし評価については、ある組織の中で与えられた絶対的な人事考課の評価位置はそれだけでは意味を持たない。意味を持つのは、与えられた評価位置がまわりの人と比較して高いか低いかという点である。このような社会的比較において比較相手とされるのは、性別や年令といった関連属性の類似した他者（Goethals & Darley, 1977）であり、人は、これらの人との比較による相対的な自分の評価位置の高低を評価の指標として利用している。この研究では職位を絶対的な評価位置と考え、関連属性の類似した他者との比較による職位の人並み度によって測定される、相対的な職位の高さを満足に影響する評価の変数とした。

次に、人事考課の公平さに影響する変数として、手続きの公平さがあげられる。手続きの公平さは先に述べたように人事考課の公平さに影響すると考えられるが、この場合、ある手続きによる評価の結果が正確であると見なされていることが前提条件になる。従って、評価の正確さが手続きの公平さの媒介変数となる。また、手続きの公平さの効果の一部が意見の表明の効果によるものであるとすると、先に述べたようにこの効果は意見が取り上げられるかどうかにか

よって変化する。従って、評価者とのコミュニケーションにおいて意見が取り上げられるかどうか、といった組織内でのコミュニケーションの状態も手続きの公平さの媒介変数としてしてあげる必要がある。

また、このコミュニケーションと評価の正確さの関係については、コミュニケーションが正確さに影響すると考えられる。その理由としては、コミュニケーションによって評価に役立つ情報が得られることや、評価に誤りが生じそうになっても、コミュニケーションが十分であればそれが修正される可能性が高くなることなどがあげられる。

さらにこのモデルでは、職務の自律性が評価の正確さに影響すると考える。手続きの公平さが人事考課の公平さに及ぼす効果は職務の自律性の高低によって変化する。自律性の低い職務では手続きが公平であっても評価が正確に行われるとは限らないことから、自律性によっては手続きの公平さの効果が弱められると考えられる。

以上のようにこのモデルはまず、人事考課に対する満足が単なる評価そのものだけではなく、人事考課が公平であるかどうかによって影響されるという仮説を示している。またこのモデルは、考課の手続きの公平さが組織内のコミュニケーションや評価の正確さの変数を媒介することによって人事考課の公平さに影響するという仮説も示している。さらに、職務の自律性が評価の正確さに影響することによって手続きの公平さと人事考課の公平さの関係に影響を与えするという仮説も示している。

このモデルに示された仮説を検討するために以下の調査を行い、モデルが調査結果によって支持されるかどうかを検討した。

方 法

この調査は1991年に社団法人労働調査研究所によって労働組合を通じて行われた第30回共同調査（労働調査研究所、印刷中）に合わせて行われた。

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

調査対象者として取り上げたサンプルはある精密機器の会社の労働組合員で、質問票への回答は匿名で行われた。有効回答数は5,167件で質問票の回収率は86.1%であった。ただし、記入もれのある回答が含まれていたため、分析に使用された回答数はそれ以下となっている。

調査方法

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から直接、調査機関に送り返された。

質問項目

この研究では上記の共同調査の中からこの研究でのモデルの検討に関連する以下の項目に対する回答を分析した。

調査対象者の属性については年齢、性別、職種、職位の項目で調べた。

年齢は、実年齢による回答を（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。

性別は（1.男性 2.女性）で調べた。

職種は（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）のカテゴリーで調べた。

職位については、（1.役付き（スタッフを含む） 2.役なし）の選択によって調べた。

組織内でのコミュニケーションについては次の2項目で調べた。

「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)。

人事考課の手続きの公平さについては次の3項目で調べた。

「あなたが、あなたの人事考課(評価)の結果を知ることができる」(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)。

「あなたの人事異動や人事考課(評価)について組合が会社に意見を言うことができる」(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)。

「あなたが、あなたの人事異動や人事考課(評価)について上司に意見を言うことができる」(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)。

職務の自律性については以下の2項目で調べた。

「自分の立てたプランやスケジュール通りに仕事を進めることが認められている」(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)。

「仕事の手順や方法は自分の判断に任されている」(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)。

人事考課(評価)の公平さについては、「会社のあなたに対する人事考課(評価)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)で調べ

た。

人事考課（評価）の満足については以下の3項目で調べた。

「あなたは職場での地位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）。

「あなたは昇進の可能性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）。

「あなたは上司からの評価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）。

人事考課（評価）の正しさについては以下の4項目で調べた。

「あなたの仕事に対する意欲は正しく評価されていますか」（1.正しく評価されていない 2.どちらかといえば正しく評価されていない 3.どちらともいえない 4.どちらかといえば正しく評価されている 5.正しく評価されている）。

「あなたの仕事をする能力は正しく評価されていますか」（1.正しく評価されていない 2.どちらかといえば正しく評価されていない 3.どちらともいえない 4.どちらかといえば正しく評価されている 5.正しく評価されている）。

「あなたの仕事の成績は正しく評価されていますか」（1.正しく評価されていない 2.どちらかといえば正しく評価されていない 3.どちらともいえない 4.どちらかといえば正しく評価されている 5.正しく評価されている）。

「あなたの仕事の評価全体について正しく評価されていますか」（1.正しく評価されていない 2.どちらかといえば正しく評価されていない 3.どちらともいえない 4.どちらかといえば正しく評価されている 5.正しく評価されている）。

結 果

調査対象者の属性

調査対象者の属性については、性別では男性が66.6%、女性が33.4%で男性が3分の2をしめていた。年齢構成では20才未満2.0%、20才代51.4%、30才代31.3%、40才代11.9%、50才以上3.4%と20才代が半数をしめていた。このように若年層の人が多かったため、職位では「役つき」の人は12.5%と少なく、「役なし」の人が87.5%となっていた。職種では営業・販売・サービス職が6.1%、専門・技術・研究職が34.4%、事務職が28.4%、技能・現業職が29.8%であった。

人事考課の満足の指標

人事考課に対する満足は3つの項目について、1が「不満である」、5が「満足している」の5段階尺度で調べた。各項目の平均値はそれぞれ次の通りであった。「あなたは職場での地位についてどの程度満足していますか」では平均値2.96、標準偏差.85、「あなたは昇進の可能性についてどの程度満足していますか」では平均値2.62、標準偏差.87、「あなたは上司からの評価についてどの程度満足していますか」では平均値2.84、標準偏差.87、であった。

職務の自律性による人事考課の満足の差

職務の自律性の低い群、中位の群、高い群を分けるために、職務の自律性についての項目である「自分の立てたプランやスケジュール通りに仕事を進めることが認められている」と「仕事の手順や方法は自分の判断に任されている」への5段階評定値の回答を、それぞれの人について合計したものを職務の自律性の指標とした。この指標の平均値は6.527、標準偏差は1.890であった。この指標の分布を正規分布と見なすと、標準正規分布で分布を3分割する値は土

0.435であるから、この指標では平均値の±0.822である5.705、7.349が3分割する値となる。そこで、この指標の値が5.705未満の人を低自律性群、5.705以上で7.349未満の人を中自律性群、7.349以上の人を高自律性群として分類した。

この分類を用いて、人事考課の満足の項目である以下の項目について職務の自律性の3群による平均値の差を分散分析によって検討した。

「あなたは職場での地位についてどの程度満足していますか」では、職務の自律性について1要因の分散分析を行った結果、表1の通り自律性の主効果が有意であった ($F=89.70$, $df=(2, 5092)$, $P<.0001$)。さらに Duncan の多

表1 職場での地位の満足の分散分析表

変動因	SS	df	MS	F	P
自律性	81.54	2	40.77	56.96	0.0001
Error	3643.68	5090	0.72		
Total	3725.22	5092			

表2 昇進の可能性の満足の分散分析表

変動因	SS	df	MS	F	P
自律性	79.87	2	39.93	54.06	0.0001
Error	3751.97	5079	0.74		
Total	3831.83	5081			

表3 上司からの評価の満足の分散分析表

変動因	SS	df	MS	F	P
自律性	131.38	2	65.69	89.70	0.0001
Error	3728.82	5092	0.73		
Total	3860.19	5094			

範囲検定による下位検定の結果、高自律性群 (3.10)、中自律性群 (2.97)、低自律性群 (2.76)、のいずれの間にも 5%水準で有意な差があった。

「あなたは昇進の可能性についてどの程度満足していますか」では、自律性について 1 要因の分析を行った結果、表 2 の通り自律性の主効果が有意であった ($F=54.06$, $df=(2,5079)$, $P<.0001$)。さらに Duncan の多範囲検定による下位検定の結果、高自律性群 (2.70) と中自律性群 (2.69) の間には 5%水準で有意な差があった。

「あなたは上司からの評価についてどの程度満足していますか」では、自律性について 1 要因の分散分析を行った結果、表 3 の通り自律性の主効果が有意であった ($F=89.70$, $df=(2,5092)$, $P<.0001$)。さらに Duncan の多範囲検定による下位検定の結果、高自律性群 (3.01)、中自律性群 (2.84)、低自律性群 (2.58) のいずれの間にも 5%水準で有意な差があった。

相対的な職位の高さ

関連属性に基づいた社会的比較による職位の相対的な高さについては、直接に質問する項目はなく、職位について「役つき」か「役なし」かを問う項目しかなかったため、つぎのようにして推定した。まず、相対的な職位の高さの指標として「職位の人並み度」という変数を設けた。また、社会的比較の基礎となる関連属性としては年齢を用いた。職位の人並み度は 1 から 3 の値をとり、まず、「役なし」の人が多数をしめる 40 才未満の人については、「役なし」の人の職位の人並み度を 2、「役つき」の人の職位の人並み度を 3 とした。40 才から 45 才未満の人では「役なし」の人が 49.3%、「役つき」の人が 50.7% とほぼ半々であったので、この年代の人は全て職位の人並み度を 2 とした。45 才以上の人では再び「役なし」の人が多数をしめていたが、これは「役つき」の人が管理職となって組合員でなくなり、この年代の調査対象者に「役つき」の人が減ったためであると考えられる。従って、45 才以上の人については、「役つき」

表4 共分散構造分析に用いた項目間の相関係数

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1 職位の人並み度	1.															
2 会社は提案・意見をよく聞いてくれる	0.02	1.														
3 組合は提案・意見をよく聞いてくれる	-0.01	0.22	1.													
4 人事考課の結果を知ることができる	0.01	0.13	0.13	1.												
5 人事異動・考課に組合が意見をいえる	-0.02	0.15	0.21	0.35	1.											
6 人事異動・考課で上司に意見をいえる	0.05	0.16	0.13	0.44	0.49	1.										
7 自分のプラン通りに仕事を進められる	0.08	0.14	0.06	0.06	0.07	0.19	1.									
8 仕事の手順や方法は任されている	0.07	0.07	0.04	0.06	0.06	0.14	0.45	1.								
9 人事考課の公平さ	0.12	0.22	0.19	0.22	0.17	0.18	0.14	0.05	1.							
10 職場での地位の満足	0.12	0.18	0.14	0.14	0.11	0.14	0.18	0.11	0.46	1.						
11 昇進の可能性の満足	0.14	0.20	0.13	0.16	0.14	0.19	0.16	0.08	0.54	0.58	1.					
12 上司からの評価の満足	0.12	0.21	0.13	0.16	0.12	0.18	0.21	0.13	0.51	0.47	0.51	1.				
13 意欲の評価の正しさ	0.09	0.19	0.16	0.18	0.16	0.20	0.17	0.13	0.42	0.34	0.35	0.44	1.			
14 能力の評価の正しさ	0.09	0.21	0.15	0.20	0.14	0.19	0.17	0.08	0.45	0.36	0.39	0.47	0.67	1.		
15 成績の評価の正しさ	0.08	0.19	0.17	0.21	0.15	0.20	0.17	0.08	0.48	0.37	0.40	0.47	0.64	0.76	1.	
16 評価全体の正しさ	0.10	0.21	0.17	0.20	0.17	0.20	0.19	0.08	0.52	0.40	0.45	0.51	0.66	0.72	0.80	1.

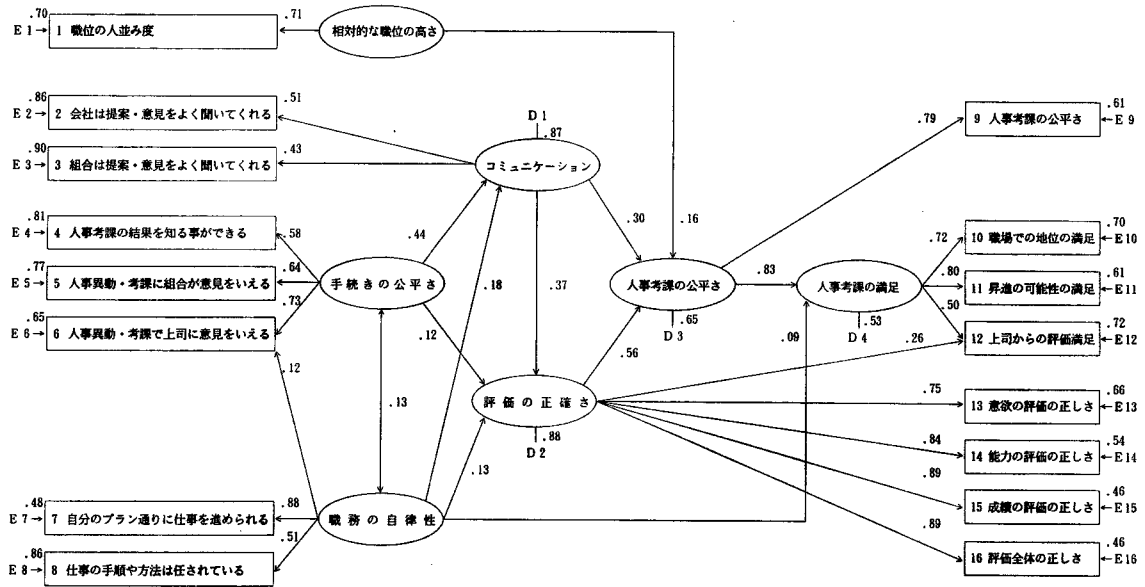


図2 共分散構造分析による人事考課の満足のモデル

の人の職位の人並み度を2, 「役なし」の人の職位の人並み度を1とした。

このようにして, 職位の人並み度が1の人は相対的に職位が低く, 2の人の職位は人並み, 3の人は相対的に職位が高い, という職位の人並み度の変数を相対的な職位の高さの指標とした。実際に調査対象者の中で職位の人並み度が1の人は4.53%, 2の人は89.61%, 3の人は5.86%であった。

モデルの検討

モデルは人事考課の満足についての各変数間の因果関係を示しているが, この調査で測定された変数は誤差を含んだ測定変数である。そこで, 誤差の影響を除いた潜在変数を推定し, これらの潜在変数間の関係を共分散構造分析によって検討することでモデルの検討を行うこととした (c.f. Hayduk, 1987; 井手, 1991)。実際の計算は, 表4に示された相関行列を基に, 統計パッケージ SAS の共分散構造分析である CALIS (SAS Technical Report P-200, 1990) を用いて行った。

共分散構造分析において LM テスト (Bentler, 1989) によって仮説モデルにパスを一部追加して修正した結果, この調査の結果のデータに最も適合するモデルとして図2が得られた。なお, 図2の中の各値は標準化された値である。また, 図2の中の各変数間のパスの値はいずれも, 1%水準で有意であった。

このモデルについて χ^2 検定したところ χ^2 値は有意であり ($\chi^2=709.93$, $df=91$, $P<.0001$), χ^2 検定によればモデルはデータに適合していないということになった。しかし, 一般にサンプルの数が多くなるとデータと構造モデルからの推定値にほんのわずかでも差があるだけで χ^2 値が有意になるので, サンプル数の多い場合, χ^2 検定はモデルを検討するのに適切ではないとされている (c.f. Anderson & Gerbing, 1988)。このモデルの χ^2 値が有意であったのもサンプル数が非常に多かった ($N=4898$) ためと考えられる。そこ

で、ここではサンプル数に影響されにくい他の適合度の指標を用いた。それらの指標の値は、Fit criterion = .145, GFI = .982, AGFI = .973, RMSR = .030, Non-normed Index (Bentler & Bonett, 1980) = .971, Normed Index (Bentler & Bonett, 1980) = .974 であった。これらの指標の値はいずれも、このモデルがデータによく適合していることを示している。従って、共分散構造分析によればこのモデルは、人事考課の満足に影響する変数の関係を示しているといえる。

考 察

共分散構造分析の結果、人事考課に対する満足が単なる評価そのものだけではなく、人事考課が公平であるかどうかによって影響されるという仮説は、ほぼ支持された。図2に示されるように、人事考課による評価の結果そのものである潜在変数「相対的な職位の高さ」は潜在変数「人事考課の満足」に対する直接の効果がなく、潜在変数「人事考課の公平さ」に少し影響を持つのみであった。これは、仮説とはやや異なっており、人事考課による評価の結果そのものは、人事考課の満足に直接には影響しないことを示している。このことは、人事考課のように自分の貢献に対する結果が明確な形では現れにくい場合では、単に同年令の他の人よりも職位が高いことが満足につながるものではないことを示している。また、潜在変数「相対的な職位の高さ」が潜在変数「人事考課の公平さ」に少し効果があったことは、給与や報酬の分配に見られるように相対的に他の人よりも結果が好ましい場合に公平感が高まる (Walster 他, 1978) という現象が人事考課という評価の分配においても見られることを示している。

一方で、潜在変数「人事考課の公平さ」は、潜在変数「人事考課の満足」に対して .83 という高いパスの値を持っていた。このことは、人事考課においては何よりも公平であることが満足を高めることを示している。これは、給与に

において給与の公平さが給与に対する満足に最も影響を持っているという井手(1991)の結果と同じく、人事考課においても人事考課の結果に対する満足には人事考課の公平さが影響を持っていることを示している。このことから、給与という報酬の分配においても人事考課という評価の分配においても、結果(outcome)の大きさそのものよりは貢献(input)に対する結果(outcome)の公平さの方が満足の決定因としては大きいといえよう。

次に、考課の手続きの公平さが組織内のコミュニケーションや評価の正確さの変数を媒介することによって人事考課の公平さに影響するという仮説については、共分散構造分析の結果、支持された。図2では、潜在変数「手続きの公平さ」からは潜在変数「人事考課の公平さ」に対する直接のパスはないが、潜在変数「コミュニケーション」には.44、潜在変数「評価の正確さ」には.12というパスの値が見られた。そして、潜在変数「コミュニケーション」から潜在変数「人事考課の公平さ」には.30というパスの値が見られた。モデルのこの部分は、意見表明効果としての手続きの公平さの効果を示すものである。

また、潜在変数「評価の正確さ」から潜在変数「人事考課の公平さ」には.56というパスの値が見られた。これは、手続きが公平であると評価が正確となるために人事考課の公平感が高まることを示している。このように、手続きの公平さはコミュニケーションや評価の正確さを媒介して人事考課の公平さに影響していることが確認されたといえる。

手続きの公平さはいくつかの構成要素がある(c.f. Leventhal, 1980)が、ここで調べた手続きの公平さである、人事考課の結果が公開されていて知ることができるという結果の公開性や、上司や会社に人事考課について異議の申し立てができるという意見表明の仕組みなどについては、図2の結果からみると、直接には人事考課の公平さに影響していないといえる。このことは、人事考課手続きの制度や仕組みが整備されていても、それが実際に公平さを高めるように機能するためには、ここにあげられたコミュニケーションや正確さなど

がともなわなければならないことを示している。

第三に、職務の自律性が評価の正確さに影響することによって手続きの公平さと人事考課の公平さの関係に影響を与えるという仮説についても共分散構造分析の結果、支持された。図2では、潜在変数「手続きの公平さ」と潜在変数「職務の自律性」との相関係数の値は.13、潜在変数「職務の自律性」から潜在変数「評価の正確さ」へのパスは.13であった。つまり、職務の自律性は手続きの公平さと密接な関係を持ちつつ、評価の正確さに影響を与えているといえる。職務の自律性が評価の正確さに影響を及ぼしていることから、序論で述べたとおり、自律性の高い職務では正確な評価を行なうことが可能であるが、自律性の低い職務では正確な評価をし得ないことが確認されたといえる。そして、モデルでは評価の正確さが人事考課の公平さを通じて人事考課の満足に影響していることから、人事考課の制度や仕組みが公平なものに変わった場合、自律性の高い職務についている人は人事考課に対する満足感が高まるが、自律性の低い職務についている人は自律性の高い職務についている人に比べると人事考課への公平感や満足感はあまり高まらないといえる。

一方で、このモデルでは、潜在変数「職務の自律性」から潜在変数「人事考課の公平さ」へのパスはなかった。これは、職務の自律性という職務特性は人事考課の公平さに直接影響するものではないことを示している。

さらに、人事考課の満足に関する項目の自律性の3群による分散分析では、いずれの項目でも自律性の高い群では自律性の低い群に比べて満足感が高くなっていた。このような職務の自律性の人事考課の満足に対する影響については、上記の正確さと公平さを媒介した効果のほかに、職務の自律性が高いことそのものによる満足への効果が考えられる。仮説のモデルにはなかったが、図2のモデルでは潜在変数「職務の自律性」から潜在変数「人事考課の満足」へ、.09と小さいながらも影響がみられた。これは、この直接の効果を示していると考えられる。このように、職務の自律性は人事考課の満足とも深い関係

がある変数であるといえる。

仮説のモデルではなく図2のモデルには含まれている「職務の自律性」と他の潜在変数との関係は他に2カ所ある。まず、人事考課の「手続きの公平さ」と「職務の自律性」の相関関係については、この二つの変数は概念としては本来無関係である。しかし、ここであげたような種類の手続きの公平さを高め、それによって評価を正確なものとするためには職務の自律性を高める必要がある。そのため、手続きの公平さの高い職場では職務の自律性も同時に高められ、それが潜在変数「手続きの公平さ」と潜在変数「職務の自律性」の相関としてあらわれたと考えられる。

「職務の自律性」から潜在変数「コミュニケーション」に対する.18のパスも仮説のモデルにはなかったものである。このパスが成り立つ原因として考えられることは、自律性の高い職務の場合にはそれぞれの人で仕事の進め方や速度が異なることが多い。その場合、互いに協調して仕事を進めて行くためには、そして上司がその部署の仕事をまとめていくためには組織内で十分にコミュニケーションが行われる必要がある。つまり、自律性の高い職務についていほどコミュニケーションが必要であるから、このようなパスが成り立つと考えることができる。

以上のように、共分散構造分析で確認された図2のモデルは、仮説のモデルとは異なる点もあるが、序論で述べられた人事考課の満足のモデルをほぼ支持するものであり、人事考課の満足には人事考課の公平さが大きな影響をもち、さらにそこには職務特性である職務の自律性も関与していることが明らかとなった。

ただ、この研究にはいくつかの問題点もある。まず、職位の相対的な位置付けの指標として職位の人並み度を求めて用いたが、調査対象者が労働組合員であり20才代の人が半数をしめていたため役つきの人が少なく、その結果、相対的に職位の低い人、相対的に職位の高い人に該当した人はそれぞれ5%前後しか

ならず、職位の人並み度は職位の相対的な位置付けの指標としては不十分なものであった。また、30才代から50才代にかけては管理職になる人がでてくる等、多様な職位の差異が生じる年代であり、そこでの職位の比較は人事考課の公平感や満足に影響を及ぼしていることが十分に考えられるが、この研究ではこの年代のサンプルが十分に得られなかった。

このことから考えると、図2のモデルで相対的な職位の高さが人事考課の満足に影響がなく、人事考課の公平さにも小さな影響しか見られなかったことは、職位が人事考課の公平さや満足に影響が少ないということを示すのではなく、職位の測定に問題があったと解釈することも可能である。従って、管理職である中高年の人を含め、かつ職位を細かく聞く調査を行った場合にもこのモデルが成り立つかどうかについては今後の研究課題である。

また、ここでは手続きの公平さを結果の公開性と結果に対する異議申し立ての点からとらえたが、手続きの公平さにはこの2つだけで構成されるものではない。このモデルでは、コミュニケーションが重要な媒介変数となっているが、これは単にここでとりあげた手続きの公平さがコミュニケーションに関連が深いことが理由であると考えられることも可能である。従って、手続きの公平さを構成している他の要素 (c. f. Leventhal, 1980) についても人事考課の公平さと関連を検討することで、ここにあげた以外の媒介変数や職務の変数が人事考課の満足のモデルに関係しているかどうかを調べることも課題として残されている。

最後に、ここで用いた共分散構造分析によるモデルの検討の結果の示すものは、決してこのモデルがあらゆる場合において正しいというものではない。むしろ、この研究でとりあげたデータについては、このモデルがかなりよく説明できるということを示しているにすぎない。従って、このデータについてより説明力のあるモデルが存在する可能性も残されている。また、他のデータについては、ここであげたモデルでは十分に説明できないという可能性もある。こ

これらのことを考慮すれば、このモデルは人事考課の満足の構造についての一つの解であり、今後このモデルを他のデータに当てはめてみることによって、モデルの一般性を検討していくことが必要である。

参 考 文 献

- Anderson, J.C. and Gerbing, D.W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103, 3, 411-423.
- Bentler, P.M. (1989). *EQS Structural Equations Program Manual*. Los Angeles, CA: BMDP Statistical Software.
- Bentler, P.M. and Bonett, D.G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Goethals, G.R. and Darley, J. (1977). Social comparison theory: An attributional approach. In J.M. Suls and R.L. Miller (Eds.), *Social Comparison Processes: Theoretical and Empirical Perspectives* (pp. 259-278). Washington, DC: Hemisphere.
- Hackman, J.R. and Oldham, G.R. (1976). Motivation through the design of work: Test of a theory. *Organizational Behavior and Human Performance*, 16, 250-279.
- Hayduk, L.A. (1987). *Structural equation modeling with LISREL: Essentials and Advances*. MD: John Hopkins Univ. Press.
- 井手 亘 (1991). 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 ——. 『人間科学論集』, 23, 1991.
- LaTour, S. (1978). Determinants of participant and observer satisfaction with adversary and inquisitorial modes of adjudication. *Journal of Personality and Social Psychology*, 36, 1531-1545.
- 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 and R.H. Willis (Eds.), *Social Exchange*. NY: Plenum Press.
- Lind, E.A., Kurtz, S., Musante, L., Walker, L., and Thibaut, J. (1980). Procedure and outcome effects on reactions to adjudicated resolution of conflicts

- of interest. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39, 643-653.
- 労働調査研究所 (印刷中). 『第30回共同調査総合報告書』.
- Musante, L., Gilbert, M. A., and Thibaut, J. (1982). The effects of control on the perceived fairness of procedures and outcomes. *Journal of Experimental Social Psychology*, 19, 223-238.
- SAS Technical Report P-200, SAS/STAT Software: CALIS and LOGISTIC Procedures, Release 6.04. (1990). Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Thibaut, J. and Walker, L. (1975). *Procedural Justice*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Tyler, T. R. (1984). The role of perceived injustice in defendants' evaluations of their courtroom experience. *Law and Society Review*, 18, 51-67.
- Tyler, T. R. (1987). Conditions leading to value expressive effects in judgments of procedural justice: A test of four models. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 333-344.
- Tyler, T. R. and Lind, E. A. (1991). Procedural processes and legal institutions. In Steensma, H. and Vermunt, R. (Eds.), *Social Justice in Human Relations* (Vol. 2, pp.71-98). New York: Plenum Press.
- Walster, E., Walster, G. W., and Berscheid, E. (1978). *Equity: Theory and research*. Boston: Allyn & Bacon.

The Effects of Procedural Justice and Job Autonomy on Satisfaction of Personnel Appraisal: An Analysis of Covariance Structures.

Wataru Ide

This research examined the effects of status in a company, procedural justice, distributive justice, accuracy, communication in a company, and job autonomy on satisfaction of personnel appraisal. Respondents were 5,167 worker's union members in Japan. Covariance Structure analysis with CALIS showed that satisfaction of personnel appraisal was mainly determined by distributive justice of personnel appraisal. Status in a company, however, failed to influence satisfaction of personnel appraisal. Procedural justice of personnel appraisal had an indirect but important influence on satisfaction of personnel appraisal. Communication in a company and accuracy of personnel appraisal were intervening variables, which controlled the relation between procedural justice of personnel appraisal and distributive justice of personnel appraisal. Job autonomy, which correlated with procedural justice of personnel appraisal, was an antecedent of accuracy of personnel appraisal. The implications of the findings and methodology were discussed.