

# 生え抜きミドル層のやる気を高めるには

奥井 めぐみ リクルートワークス研究所・客員研究員

本稿では、キャリア・コンサーンが存在する場合の労働意欲に関するモデルを示した上で、生え抜きの労働者を対象に、勤続年数やその他の属性が労働者の労働意欲に与える影響について、アンケート調査の個票データを利用して分析した。分析結果より、勤続年数が長くなると労働意欲は減少することが示されたが、管理職への昇進や、積極的な働く理由を持たせることで、生え抜きミドル層のやる気を高めることが期待できる。

**キーワード：** 労働意欲, エージェンシー理論, ミドル層, キャリア・コンサーン

## 目次

- I. はじめに
- II. 先行研究
  - II-1. 組織におけるインセンティブの理論
  - II-2. 日本企業におけるインセンティブの研究
  - II-3. 経済以外の学術分野における研究
- III. 理論モデル
- IV. 利用データ
  - IV-1. 「ワーキングパーソン調査2006」の概要
  - IV-2. 労働意欲の指標
  - IV-3. 説明変数
  - IV-4. サンプルの特性
- V. 分析結果
  - V-1. 労働意欲決定要因
  - V-2. 生き生きと働いているか
  - V-3. ミドルのやる気を高めるには
- VI. むすび

## I. はじめに

日本の雇用システムにおいては、終身雇用や年功賃金といった内部労働市場が注目されてきた。しかし、「バブル経済崩壊後には、より強い国際競争力を確保するために産業構造の急速な転換が唱えられ、「硬直的」な企業内の雇用システムに対する見直し論が登場（大橋・中村，2004:28）」する

など、内部労働市場から外部労働市場に人々の興味の対象は移ってきたように思える。その一方で、新たな労働者の採用にかかわるコストを考えると、生え抜き社員のやる気を高めて高い生産性を実現することは、企業にとって依然重要なテーマであろう。

本稿では、特に企業の中堅として大事な役割を担う生え抜きのミドル社員の労働意欲に焦点を当て、ミドル社員のやる気＝労働意欲を高めるには、どのような施策が有効なのかを実証的に調べることを目的としている。

キャリア・コンサーンのもと、すなわち、労働者が現在の自分のパフォーマンスが将来の所得に与える影響を考慮に入れて行動する場合には、理論的には、働き始めの時期ほど、良いパフォーマンスを行おうとすることが示される。このモデルに基づけば、ミドル層は若年層に比べると、労働意欲が下がってしまうことになる。実際に、ミドル層の労働意欲は若年層に比べて低いのか、そうであるとすれば、ミドル層の労働意欲低下を防ぐ方法はあるのか。これを明らかにすれば、企業はミドル層の活性化を図ることができる。

## II. 先行研究

### II-1. 組織におけるインセンティブの理論

「個人や組織が他社のために行動するように動機を与える問題は、一般的に経済学ではプリンシパル=エージェント問題として知られて (Milgrom and Roberts,1992=1997:235)」おり、「どうしたらインセンティブの仕組みを効果的なものにできるのか (Milgrom and Roberts,1992=1997:19)」を考える理論は、エージェント理論と呼ばれる。

古典的なエージェント理論においては、インセンティブとリスクに対する保険との間のトレードオフ問題が中心であった。すなわち、賃金のうち生産性に依りて与える部分が大きいと、労働者のインセンティブは高くなるが、一方で労働者のリスク負担も大きくなってしまふ。そのために、不確実性が存在する場合の効率的な契約とは、企業の「リスク負担のコストと(従業員に)インセンティブを与えることから生じる便益とのあいだにちょうどバランスがとられている(Milgrom and Roberts,1992=1997:227)」契約となる。

Gibbons (1998) は、1990年代に入ってから、組織のインセンティブの研究において、古典的なエージェント理論を越えた動きがあることを指摘する。その中の一つに Holmström(1999)のキャリア・コンサーンモデルがある。このモデルでは、企業は当初は労働者の能力についてわからないので、パフォーマンスから能力を判断しようとし、そのため、労働者は働き始めなど能力に対する不確実性が高い場合ほど良いパフォーマンスをしようというインセンティブがあることを示す。この研究に関連して、Gibbons and Murphy(1992)は、実証分析により、賃金のインセンティブは、キャリア・コンサーンが弱まる定年に近くなるほど強くなることを示している。

本稿で着目する生え抜きのミドル層は、企業に能力が把握され始める時期にさしかかっており、インセンティブが減少することが予想される。その減少は個人の属性によって差があるだろう。本稿ではその点に着目し、V. 節以降で実証分析を行う。

## II-2. 日本企業におけるインセンティブの研究

日本の賃金制度は年功制といわれているが、小池(1999)は、その「きめ方」を見ると、「事実上ほとんど資格制中心(小池, 1999:107)」であり、それが結果として年功的な賃金カーブを描く原因であることを示している。さらに、ブルーカラーでもホワイトカラーと同様の賃金制度であるという特徴も持つ。そして、このような特徴は知的熟練の形成に役立っていると結論付ける。この研究より、日本の賃金制度では、以前から労働者のアウトプットが反映されていたことがわかる。

近年、日本では、新たに成果給を導入する企業が増えている。阿部(2005)は、管理職に対してのみ人事制度改革で成果給を導入した企業のデータを利用し、人事制度改革の結果、管理職でインセンティブ強度、すなわち査定が賃金に反映される度合いが上昇し、その結果、労働意欲も向上したことを示している。また、玄田・神林・篠崎(2001)は、成果主義の導入と絡めて、仕事の内容や「能力開発の機会」が意欲の向上に有意な影響を与えることを示した。

日本のホワイトカラーにおける人材開発については、小池(1991)が、ジェネラリストというよりは、関連性の高い分野での異動、遅い昇進という特徴を示している。小池・猪木(2002)による欧米との国際比較でも、その研究結果を裏付けており、日本では、「幅広い1職能型」が一般的であり、また欧米に比べ昇進が遅いという特徴も示されている。

キャリア・コンサーンモデルから考えると、労働者に関連性の高い分野で長く働かせることで、勤続年数に伴い企業は労働者の能力をより正確に把握できるようになるため、急速に不確実性が減少して労働者の労働意欲が減退する可能性がある。その一方で、遅い昇進という特徴から、労働者の能力に対する企業評価が明らかになるまでに時間がかかり、労働者がそれまで良いパフォーマンスを維持するということも考えられる。

## II-3. 経済学以外の学術分野における研究

経済学以外の学術分野では、インセンティブとして、企業側から与えられる以外の要因も重視される。Benabou & Tirole(2003)は、モチベーションには、金銭的な報酬のように外部から与えられる外発的なもの (Extrinsic motivation) と、労働者が自分自身で仕事に取り組もうとする内発的なもの (Intrinsic Motivation) とがあることを指摘し、心理学や社会学の分野では、むしろ、内発的なモチベーションの研究が進められてきたとしている。組織行動学の分野でも、内的なモチベーションに関する多くの研究蓄積がある<sup>1)</sup>。代表的な理論として、古くはハーズバーグの動機づけ-衛生理論 (Herzberg,1966)、新しいものとしてはマクレランドの「達成・パワー・親和・回避」動機の理論 (McClelland,1987) があげられる。これらの理論は、内的要因と労働意欲や満足度との関係に焦点を当てるものである。

このような非金銭的要因や内的な要因は経済学でも注目されつつある。Ellingsen & Johannesson(2007a,b)は、金銭的な報酬のみならず、人々から受ける Respect (尊敬) も、インセンティブとなることを主張している<sup>2)</sup>。

### III. 理論モデル

本章では、Holmström(1999)の研究に基づき、キャリア・コンサーンのもとでの労働意欲に関する理論モデルを紹介する。

$\eta$  を労働者の能力とする。  $\eta$  は、平均が  $m_1$ 、精度 (=分散の逆数) が  $h_1$  の、正規分布に従う。その値は固定されており、労働者と企業は完全にはわからない。時間の経過に伴い、労働者のアウトプットを観察することで、企業は  $\eta$  について知るようになる。  $t$  期におけるアウトプットは次のように示される。

$$y_t = \eta + a_t + \varepsilon_t, \quad t=1,2,\dots \quad (1)$$

$a_t \in [0, \infty]$  は労働者の労働インプットで、  $\varepsilon_t$

は平均がゼロで、精度が  $h_\varepsilon$  の正規分布に従う誤差項とする。

リスク中立的な労働者の効用関数を、次のように表す。

$$U(c, a) = \sum_{t=1}^{\infty} \beta^{t-1} [c_t - g(a_t)]. \quad (2)$$

$g(\cdot)$  は労働の不効用を表し、convex な増加関数である。  $U(\cdot, \cdot)$  は、公に知られていると仮定する。

どれだけの労働を供給するかを決定するために、労働者は現在のアウトプットが将来の賃金に与えるインパクトを計算しなければならない。一方で、将来の賃金が過去のアウトプットに依存することは、労働者の決定ルール関数となる。その結果、決定ルールと賃金関数は均衡点において同時に決定される。

ここで、  $y^t = (y_1, \dots, y_t)$  を、  $t$  期におけるアウトプットの履歴とする。この情報を企業は知っており、賃金支払いの基準として利用すると仮定する。  $w_t(y^{t-1})$  は  $t$  期の賃金、  $a_t(y^{t-1})$  は  $t$  期の労働者の労働供給で、両者は過去に履歴の関数とする。競争市場において、リスク中立的であれば次の式が成り立つ。

$$w_t(y^{t-1}) = E[y_t | y^{t-1}] = E[\eta | y^{t-1}] + a_t(y^{t-1}) \quad (3)$$

この式が労働者の決定ルールがわかっている場合の  $t$  期における賃金を決定する。一方で、(3)式のもとでは、労働者の決定ルールを解くと次のようになる。

$$\max_{(a_t, 0)} \sum_{t=1}^{\infty} \beta^{t-1} [E w_t(y^{t-1}) - E g(a_t(y^{t-1}))]. \quad (4)$$

(3)と(4)をあわせた解が均衡点を決定する。

企業が労働者の行動を直接観察できなくても、(4)を解くことで情報が得られる。ゆえに、  $y_t$  を観察することで、均衡においては次の式を観察する

ことと等しくなる。

$$z_t \equiv \eta + \varepsilon_t = y_t - a_t^*(y^{t-1}), \quad (5)$$

尚、 $a_t^*(y^{t-1})$ は、均衡決定ルールを表す。一連の $\{z_t\}$ を観察することで、企業は $\eta$ を知る。実際の認知過程は、正規化と独立の仮定が与えられることが知られている。 $\eta$ のその後の分布は依然として正規分布に従い、平均と精度は次のように表される。

$$m_{t+1} = \frac{h_t m_t + h_\varepsilon z_t}{h_t + h_\varepsilon} = \frac{h_1 m_1 + h_\varepsilon \sum_{s=1}^t z_s}{h_1 + t h_\varepsilon}, \quad (6)$$

$$h_{t+1} = h_t + h_\varepsilon = h_1 + t h_\varepsilon. \quad (7)$$

平均の過程  $\{m_t\}$  は分散が増加するランダムウォークに従い、ゼロへと減少していく。極限において、 $\eta$ は完全に知られることになる。

(6)式を利用すると(3)式は次のようになる。

$$w_t(y^{t-1}) = m_t(z^{t-1}) + a_t^*(y^{t-1}), \quad (8)$$

尚、 $z^t = (z_1, \dots, z_t)$ である。(8)式の期待値をとると、次のようになる。

$$E w_t(y^{t-1}) = \frac{h_t m_1}{h_t} + \frac{h_\varepsilon}{h_t} \sum_{s=1}^{t-1} (m_1 + a_s - E a_s^*(y^{s-1})) + E a_t^*(y^{t-1}), \quad (9)$$

(9)式より、労働供給の非確率的均衡過程に対して、 $a_1$ に対するt期の限界的な収益は、過去に依存せず、 $a_t = h_\varepsilon / h_t$ となる。そのため、(4)式の解は1階の条件より、次のようになる。

$$\gamma_t \equiv \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \alpha_s = g'(a_t^*). \quad (10)$$

明らかに、 $\gamma_t$ は徐々に減少していき、(10)式の

合計部分は収束するので、 $\gamma_t \rightarrow 0$ となる。その結果、労働インプットの一連の均衡点は減少し、 $t \rightarrow \infty$ となるに従い、漸近的にゼロに近づく。

この結果の解釈として、Holmström(1999)は次をあげる。能力が知られていない限り、アウトプットが能力の認知に影響を与えるので、労働供給で収益が決まる。そこで、労働供給を増やすことで、労働者は自分の有利になるように予測過程にバイアスをかけることができる。もちろん、(5)式より、均衡点においては、企業は労働者の努力水準を知ることができるために、労働者は労働供給により企業をだますことはできない。しかし、ラットレースと同様、労働供給が低いと、労働者に対する評価が低くなるために、その労働者は均衡レベルで期待されるだけの労働供給を行なおうとすることになる。

さらに、(10)式より、労働供給に対する収益は能力に対する不確実性が高くなるほど大きくなる。過程の初期においては、情報が少ないために、企業は $\eta$ の予想を修正する場合、直前に観察されるアウトプットに重点を置くことになる。万一、 $\eta$ がほぼ完全にわかると、新しいアウトプットの観察は予測にほとんど影響を与えなくなる。したがって、極限においてはアウトプットに影響を与えるような収益は存在せず、労働供給はゼロになる。

Holmström(1999)の結果を踏まえ、本稿では、以下の点を実証分析で確認する。1) 勤続年数や、職種経験年数が長くなると、労働者の能力が企業に明らかになるので、労働者の労働意欲は減少していくのか、2) 生え抜きのミドル層は、企業がその能力を把握しつつある時期にさしかかっていると予想される。若年層と比べ、ミドル層では、労働意欲の減少が観察されるのか、3) 職種によっては、労働者の能力が観察しにくいものと予想される。職種や職種別経験年数によって労働意欲の変化に違いはあるのか。

#### IV. 利用データ

本章では、分析に利用するデータについて説明する。利用するのはワークス研究所が行ったアンケート調査「ワーキングパーソン調査 2006」の個票データである<sup>3</sup>。

#### IV-1. 「ワーキングパーソン調査 2006」の概要

まず、「ワーキングパーソン調査 2006」の概要を説明する。この調査は、首都圏 50km で働く人々の就業に関する実態と意識、特に転職とキャリア開発を中心に明らかにすることを目的として行われており、調査対象は、首都圏の就業者である。調査期間は 2006 年 8 月 24 日から 9 月 7 日で、サンプル数は 6500 と豊富である。

本研究で対象とするのは、このうち正社員として働いている男女のサンプルである(公務員は除く)。そして、転職経験がない生え抜きの社員に限った。職種は、一般事務職、企画・販促系事務職、財務・会計・経理、営業従事者、商品販売従事者、技術者<sup>4</sup>、専門職<sup>5</sup>、管理職(技術系、事務職、営業職、専門職、販売職)に従事する者に限った。産業については、農林漁業、公務は除いた。労働時間は、週当たり 40 時間以上のサンプルに限った。そして、分析に必要な変数の作成が可能なサンプルに限った。限定後のサンプル数は、1203 である。

#### IV-2. 労働意欲の指標

労働意欲の指標としては、「あなたは、どの程度仕事をしたいと思っていますか。」という質問項目を利用した。この質問に対して、「人並み以上に仕事をしたい」「どちらかという人並み以上に仕事をしたい」「どちらかというあまり仕事をしたくない」「仕事をしたくない」のそれぞれに回答した場合に、5, 4, 3, 2, 1 の数値をとる変数を作成した。

この変数を被説明変数として、労働意欲に影響を与える要因について、分析を行う。被説明変数が序列を表す数値であるために、ordered probit

モデルによる分析を行った。

また、労働意欲の代理指標として、労働時間の対数を被説明変数とした分析も行った。この場合は、回帰分析による分析を行った。ただし、労働時間が長いとしても、それは勤務先で強いられているためとも考えられるし、労働時間が長くても、仕事の密度が低い場合もあるので、この指標は必ずしも努力水準を表しているとは限らないことに注意が必要である。

#### IV-3. 説明変数

説明変数としては、Ⅲ節より、不確実性に影響を与える属性を取り上げる。まず、年齢、勤続年数、あるいは年齢の変わりに、年齢層を 19 歳以上 34 歳以下、35 歳以上 45 歳以下、46 歳以上 59 歳以下の 3 つに分け、35 歳以上 45 歳以下、46 歳以上 59 歳以下のダミー変数を用いる。理論モデルより、勤続年数が長いほど、あるいは年齢が高いほど、労働意欲は下がると予想される。

企業規模、職種も、不確実性に影響を与えると予想される。企業規模が大きくなるほど、企業にとって個人の能力を測るのが困難になるとすれば、労働意欲は高くなるであろう。職種によっても、労働者の能力が測りやすいものとそうでないものがあるだろう。

企業規模は、従業員数 1000 人以上をベースとし、29 人以下、30 人から 99 人、100 人から 299 人、300 人から 999 人に分類に分類して、ダミー変数を作成した。

さらに、職種の経験年数や、職種で一人前になってからの年数も不確実性に影響すると予想される。そこで、これらの変数や、職種ダミー変数と、これらの変数との交差項も加えた。

職種分類は、(1)一般事務職、(2)企画・販促系事務職、(3)財務・会計・経理、(4)営業従事者、(5)商品販売従事者、(6)技術者、(7)専門職、(8)管理職(技術系)、(9)管理職(事務職)、(10)管理職(営業職)、(11)管理職(専門職)、(12)管理職(販売職)の 12 分類である<sup>6</sup>。このうち、一般事務をベース

としている。

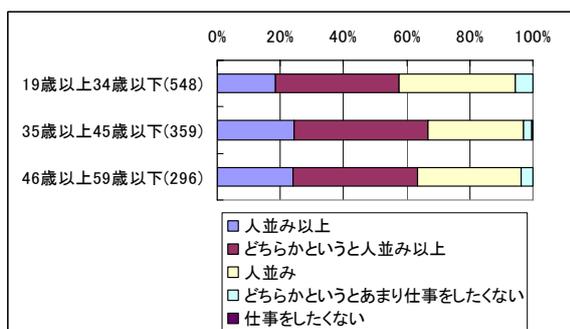
この他、女性である場合に1をとるダミー変数、学歴ダミー変数も用いた。学歴ダミー変数のベースは大卒で、中卒、高卒、専修各種学校卒、短期大学卒、高等工業専門学校卒、大学院卒についてダミー変数を作成した。

女性は男性に比べると家事や育児など家庭の事情が制約となって、思っているように労働供給できない可能性がある。あるいは、女性は、結婚・出産で退職することもあり、キャリア・コンサーンが無い場合も考えられる。また、学歴が高くなるほど、専攻が多岐に渡り能力のばらつきが高くなるとすれば、学歴が高いほど不確実性も増すと予想される。

#### IV-4. サンプルの特性

本節では、分析に利用したサンプルの特性を示す。まず図表1に、年齢層別労働意欲水準の構成を示す。括弧内の数値は、年齢層別のサンプル数である。

図表1 年齢層別労働意欲



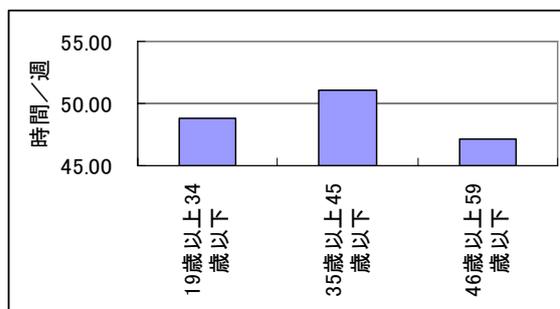
図表1より、35歳以上45歳以下のミドル層では、他の年齢層に比べると、若干、人並み以上に働きたいと考える者の比率が高いことがわかる。

図表2には、年齢層別週当たり労働時間の平均値を示す。

労働時間の平均で見た場合も、35歳以上45歳以下のミドル層で、他の年齢層よりも労働時間が長いことが示される。

理論モデルでは働き始めにおいて労働意欲が高くなると予想されたが、集計値ではそのような結果は得られていない。

図表2 年齢層別週当たり労働時間平均値



続いて、図表3に、分析で利用した主な変数の基本統計量を示す。

図表3 基本統計量

変数	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
年齢	1203	37.323	10.662	19	59
勤続年数	1203	15.603	10.797	0	43
学歴(中卒)	1203	0.012	0.111	0	1
学歴(高卒)	1203	0.203	0.402	0	1
学歴(専修各種学校卒)	1203	0.097	0.296	0	1
学歴(短大卒)	1203	0.062	0.240	0	1
学歴(高専卒)	1203	0.021	0.143	0	1
学歴(大卒)	1203	0.554	0.497	0	1
学歴(大学院卒)	1203	0.051	0.219	0	1
女性ダミー変数	1203	0.213	0.409	0	1
企業規模(29人以下)	1203	0.133	0.340	0	1
企業規模(30~99人)	1203	0.107	0.310	0	1
企業規模(100~299人)	1203	0.132	0.339	0	1
企業規模(300~999人)	1203	0.173	0.378	0	1
企業規模(1000人以上)	1203	0.455	0.498	0	1
一般事務職	1203	0.188	0.391	0	1
企画・販促系事務職	1203	0.052	0.223	0	1
財務・会計・経理	1203	0.017	0.131	0	1
営業従事者	1203	0.132	0.339	0	1
商品販売従事者	1203	0.046	0.209	0	1
技術者	1203	0.259	0.438	0	1
専門職	1203	0.116	0.321	0	1
管理職(技術系)	1203	0.059	0.236	0	1
管理職(事務職)	1203	0.047	0.211	0	1
管理職(営業職)	1203	0.055	0.228	0	1
管理職(専門職)	1203	0.017	0.128	0	1
管理職(販売職)	1203	0.012	0.107	0	1
職種経験年数	1203	10.805	9.455	0	43
職種で一人前になってからの年数	1203	5.997	7.953	0	40

対象サンプルの学歴構成は、大卒比率が一番高く33%、続いて高卒の20.3%となる。女性は全体の2割程度である。企業規模構成は、従業員数1000人以上の比率が一番高く、全体の45.5%を占める。職種分類では、技術者の比率が一番高く25.9%、続いて一般事務職が18.8%、営業従事者が13.2%、専門職が11.6%と続く。

#### V. 分析結果

### V-1. 労働意欲決定要因

本節では、被説明変数に「どの程度仕事をしたいか」という質問項目をもとに作成した労働意欲水準をとり、ordered probit モデルにより推計を行った結果を示す（図表 4）。

図表 4 労働意欲決定要因推計結果

説明変数	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
年齢	0.0226			-0.0063
年齢層(35歳~45歳)		0.1287		
年齢層(46歳~59歳)		0.1529		
勤続年数	-0.0314 **	-0.0153 *	-0.0104 **	
女性	-0.2435 **	-0.2399 **	-0.2420 **	-0.2300 **
学歴(中卒)	0.0335	0.0144	-0.0101	-0.0272
学歴(高卒)	-0.0784	-0.1233	-0.1440	-0.1780 **
学歴(専修各種学校卒)	-0.0794	-0.1141	-0.1255	-0.1396
学歴(短大卒)	-0.2699 *	-0.3016 **	-0.3194 **	-0.3340 **
学歴(高専卒)	-0.1279	-0.1675	-0.1736	-0.1855
学歴(大学院卒)	0.2095	0.2470	0.2532 *	0.2690 **
企業規模(29人以下)	-0.2484 **	-0.2378 **	-0.2408 **	-0.2180 **
企業規模(30~99人)	-0.1014	-0.0917	-0.0953	-0.0769
企業規模(100~299人)	-0.0159	-0.0078	-0.0077	0.0047
企業規模(300~999人)	-0.1410	-0.1390	-0.1421	-0.1343
企画・販促系事務職	-0.0009	0.0008	0.0060	-0.0019
財務・会計・経理	0.1460	0.1988	0.1859	0.2020
営業従事者	0.2291	0.2394	0.2358	0.2568
商品販売従事者	-0.1331	-0.1131	-0.1043	-0.0824
技術者	0.0251	0.0453	0.0408	0.0567
専門職	-0.1032	-0.1148	-0.1116	-0.1021
管理職(技術系)	0.6829 **	0.6848 **	0.7208 **	0.6769 **
管理職(事務職)	0.7002 **	0.7078 ***	0.7313 ***	0.6712 **
管理職(営業職)	0.8873 ***	0.9000 ***	0.9129 ***	0.8557 ***
管理職(専門職)	0.4497	0.4428	0.4755	0.4192
管理職(販売職)	0.9473	0.9742 *	0.9790 *	0.9538
職種勤続年数	0.0206	0.0227	0.0240	0.0207
× 企画・販促系事務職	0.0398	0.0393	0.0383	0.0373
× 財務・会計・経理	-0.0090	-0.0159	-0.0154	-0.0166
× 営業従事者	-0.0183	-0.0203	-0.0211	-0.0218
× 商品販売従事者	0.0524	0.0478	0.0438	0.0419
× 技術者	0.0053	0.0008	0.0007	0.0001
× 専門職	0.0034	0.0040	0.0026	0.0029
× 管理職(技術系)	-0.0673	-0.0680	-0.0711 *	-0.0707 *
× 管理職(事務職)	-0.0317	-0.0323	-0.0342	-0.0322
× 管理職(営業職)	-0.0418	-0.0437	-0.0445	-0.0427
× 管理職(専門職)	-0.0123	-0.0108	-0.0123	-0.0079
× 管理職(販売職)	-0.0478	-0.0519	-0.0520	-0.0526
一人前になってからの年数	-0.0027	-0.0045	-0.0053	-0.0049
× 企画・販促系事務職	-0.0468	-0.0465	-0.0451	-0.0436
× 財務・会計・経理	-0.0271	-0.0242	-0.0229	-0.0231
× 営業従事者	-0.0098	-0.0083	-0.0067	-0.0069
× 商品販売従事者	-0.1089 *	-0.1032 *	-0.0984	-0.0970
× 技術者	-0.0141	-0.0091	-0.0087	-0.0086
× 専門職	0.0215	0.0214	0.0231	0.0222
× 管理職(技術系)	0.0448	0.0467	0.0488	0.0505
× 管理職(事務職)	0.0038	0.0037	0.0042	0.0035
× 管理職(営業職)	0.0140	0.0159	0.0160	0.0163
× 管理職(専門職)	0.0036	0.0023	0.0025	-0.0007
× 管理職(販売職)	-0.0496	-0.0469	-0.0466	-0.0453
/out1	-2.6003	-3.1124	-3.1084	-3.2144
/out2	-1.3584	-1.8728	-1.8683	-1.9720
/out3	0.1404	-0.3743	-0.3706	-0.4746
/out4	1.2837	0.7681	0.7710	0.6652
Numer of obs	1203	1203	1203	1203
LR chi2	110.13	108.65	107.43	104.98
Prob>chi2	0	0	0	0
Pseud R2	0.038	0.0375	0.037	0.0362

\*\*\*...1%水準で有意, \*\*...5%水準で有意, \*...10%水準で有意。

被説明変数は 5 が最も労働意欲が高く、1 が最も低いので、図表 4 で係数がプラスで有意の場合は労働意欲を高める要因、マイナスで有意の場合は労働意欲を低める要因となる。

年齢は有意ではないが、勤続年数は一貫してマイナスに有意であり、勤続年数が長くなると、労働意欲が下がるという、理論モデルと一致した結

果となっている。女性は、男性に比べて労働意欲が下がるが、これは、家庭事情の制約やキャリア・コンサーンの無いことが影響していると予想される。

学歴に関しては、短大卒の労働意欲が大卒に比べて低い。企業規模は、従業員数 29 人以下の企業で労働意欲が低く、小規模企業では労働者の能力を把握しやすいことが影響していると予想される。

職種に関しては、技術系、事務職、営業職の管理職で、労働意欲が上昇する。このように、特に管理職で労働意欲の上昇が見られるという結果は、これらの職種で不確実性が高いというよりは、Lazear and Rosen(1981)のトーナメント理論による昇進のインセンティブ効果によるものではないか。

職種勤続年数や職種で一人前になってからの年数は有意でない。ただし、交差項については、有意性は低いものの、技術系管理職では職種の経験年数が長くなると労働意欲が下がり、商品販売従事者では一人前になってからの年数が長くなると労働意欲が下がる傾向が観察される。

続いて、週当たり労働時間を被説明変数として、同様の推計を行った結果を図表 5 に示す。

年齢は一貫してマイナスに有意であり、年齢が高くなるほど労働時間は減少する。勤続年数は、単独で加えた場合にのみマイナスに有意となる。これらの結果は、働き始めほど労働供給が多いという理論モデルと整合的である。

女性ダミー変数は有意にマイナスであり、これも図表 4 の分析結果と同様である。学歴に関しては、高卒が有意にマイナス、企業規模では従業員数 100~299 人で有意にマイナスである。

職種に関しては、図表 4 の分析結果と同様、販売職の管理職を除いて、他の管理職ではプラスに有意であり、昇進のインセンティブ効果が観察できる。図表 4 と異なるのは、営業従事者でもプラスに有意である点である。また、図表 5 では、職種の経験年数や一人前になってからの年数と職種との交差項でも有意なものいくつか観察される。

ただし、先にも述べたように、労働時間と労働意欲とは必ずしも一致しないため、この結果をそのまま理論モデルの検証とするのは難しい。

図表5 週当たり労働時間決定要因推計結果

説明変数	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
年齢	-0.0049 **			-0.0038 ***
年齢層(35歳~45歳)		0.0072		
年齢層(46歳~59歳)		-0.0540 *		
勤続年数	0.0013	-0.0013	-0.0033 ***	
女性	-0.1108 ***	-0.1067 ***	-0.1111 ***	-0.1114 ***
学歴(中卒)	0.0394	0.0537	0.0496	0.0420
学歴(高卒)	-0.0324 **	-0.0218 *	-0.0178	-0.0283 **
学歴(専修各種学校卒)	-0.0151	-0.0102	-0.0048	-0.0126
学歴(短大卒)	-0.0136	-0.0049	-0.0025	-0.0109
学歴(高専卒)	0.0320	0.0339	0.0421	0.0343
学歴(大学院卒)	-0.0188	-0.0222	-0.0283	-0.0212
企業規模(29人以下)	-0.0052	-0.0010	-0.0071	-0.0065
企業規模(30~99人)	-0.0151	-0.0129	-0.0164	-0.0161
企業規模(100~299人)	-0.0254 *	-0.0224	-0.0273 *	-0.0263 *
企業規模(300~999人)	-0.0073	-0.0043	-0.0071	-0.0076
企画・販促系事務職	0.0558	0.0517	0.0544	0.0559
財務・会計・経理	0.0404	0.0399	0.0319	0.0382
営業従事者	0.0784 ***	0.0806 ***	0.0770 ***	0.0773 ***
商品販売従事者	0.0398	0.0407	0.0335	0.0378
技術者	-0.0117	-0.0132	-0.0150	-0.0129
専門職	0.0284	0.0354	0.0304	0.0284
管理職(技術系)	0.1147 ***	0.0952 **	0.1063 **	0.1150 ***
管理職(事務職)	0.0768 *	0.0661 *	0.0698 *	0.0780 **
管理職(営業職)	0.0999 **	0.0857 **	0.0941 **	0.1012 **
管理職(専門職)	0.1759 ***	0.1597 **	0.1700 **	0.1771 ***
管理職(販売職)	-0.0725	-0.0840	-0.0796	-0.0729
職種勤続年数	0.0038	0.0020	0.0030	0.0038
×企画・販促系事務職	-0.0091	-0.0091	-0.0088	-0.0091
×財務・会計・経理	-0.0072	-0.0059	-0.0058	-0.0069
×営業従事者	-0.0019	-0.0018	-0.0013	-0.0018
×商品販売従事者	-0.0043	-0.0029	-0.0024	-0.0038
×技術者	0.0077 *	0.0084 **	0.0087 **	0.0079 **
×専門職	-0.0006	-0.0009	-0.0004	-0.0006
×管理職(技術系)	-0.0126 **	-0.0104 *	-0.0118 **	-0.0125 **
×管理職(事務職)	-0.0093 *	-0.0078	-0.0088	-0.0093 *
×管理職(営業職)	-0.0082	-0.0062	-0.0076	-0.0082
×管理職(専門職)	-0.0160	-0.0151	-0.0159	-0.0161
×管理職(販売職)	0.0257 *	0.0282 *	0.0266 *	0.0259 *
一人前になってからの年数	-0.0010	0.0003	-0.0004	-0.0009
×企画・販促系事務職	0.0148	0.0155	0.0144	0.0147
×財務・会計・経理	0.0028	0.0006	0.0019	0.0027
×営業従事者	-0.0008	-0.0011	-0.0015	-0.0009
×商品販売従事者	0.0038	0.0019	0.0015	0.0034
×技術者	-0.0082 *	-0.0090 **	-0.0094 **	-0.0084 *
×専門職	0.0005	0.0004	0.0001	0.0005
×管理職(技術系)	0.0111	0.0095	0.0102	0.0108
×管理職(事務職)	0.0063	0.0060	0.0062	0.0063
×管理職(営業職)	0.0078	0.0064	0.0074	0.0077
×管理職(専門職)	0.0097	0.0096	0.0099	0.0098
×管理職(販売職)	-0.0325 **	-0.0345 **	-0.0331 **	-0.0326 **
定数項	4.0212 ***	3.8926 ***	3.9090 ***	3.9964 ***
Number of obs	1203	1203	1203	1203
F	4.48	4.54	4.42	4.57
Prob > F	0	0	0	0
R-squared	0.1571	0.1618	0.1525	0.1568
Adj R-squared	0.1221	0.1262	0.118	0.1225
Root MSE	0.1577	0.15733	0.15806	0.15766

\*\*\*...1%水準で有意, \*\*...5%水準で有意, \*...10%水準で有意。

## V-2. 生き生きと働いているか

理論モデルでは、労働者は自分の能力を高く見せるために、本人が好むと好まざると関わらずに、能力の不確実性が高い場合、労働供給を増やすという結果を得ている。しかし、労働者がいかに前向きに仕事に取り組んでいるかという意識のあり方も、労働意欲に影響を与える要因として重要であると考えられる。

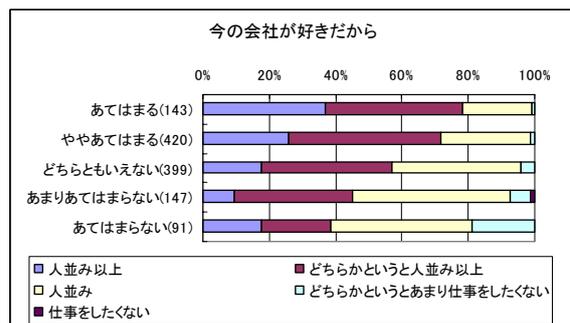
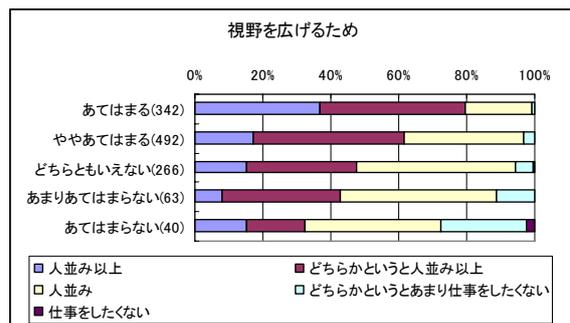
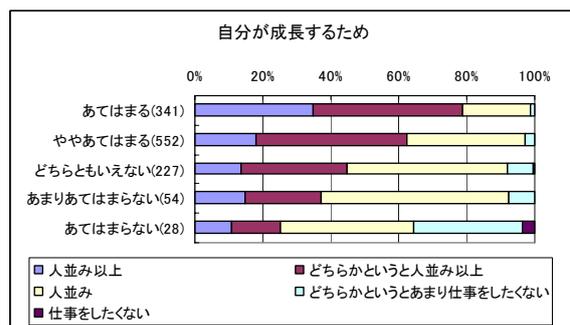
そこで、本節では、アンケート調査より「働く理由」についての回答を利用し、前向きな働く理由と労働意欲との相関があるのかを観察する。前

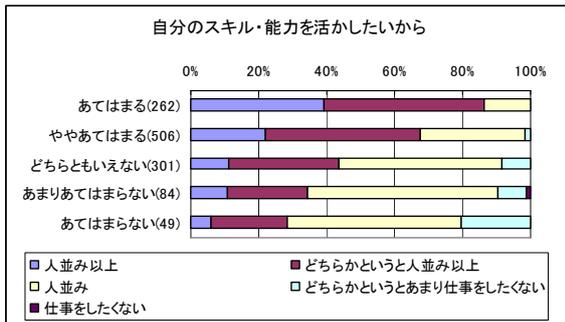
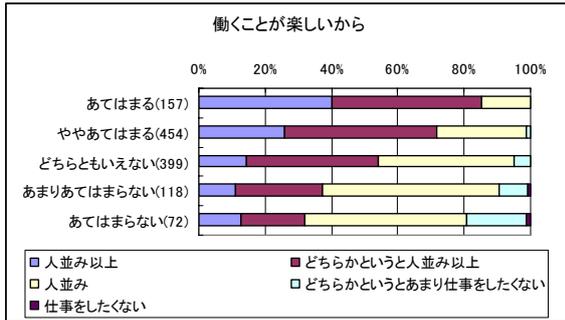
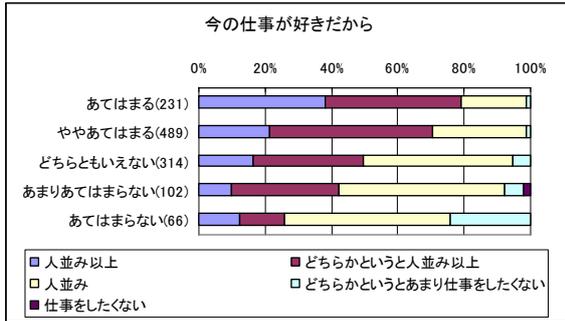
向きな働く理由としては、「自分が成長するため」「視野を広げるため」「今の会社が好きだから」「今の仕事が好きだから」「働くことが楽しいから」「自分のスキル・能力を活かしたいから」を取り上げた<sup>7)</sup>。

まず、図表6に、各働く理由が「あてはまる」「ややあてはまる」「どちらともいえない」「あまりあてはまらない」「あてはまらない」と回答したサンプル別に、労働意欲の構成比を示す。括弧内の数値はサンプル数である。

図表6より、前向きな働く理由について「当てはまる」と回答しているサンプルほど、「人並み以上に働きたい」と考える者の比率が高いことがわかる。

図表6 働く理由別労働意欲構成





V-1. 節では、勤続年数が長くなると労働意欲が下がるという結果が得られたが、II-3. 節で示したように、組織行動論では内的なモチベーションが労働意欲を高めることが知られている。そのため、例えば若年層ほど前向きな働く理由を持つ者が多い場合には、見せかけの年齢に伴う労働意欲減退効果が観察されている可能性がある。もしそうであれば、働く理由を説明変数に加えると、勤続年数は有意でなくなる可能性もある。

そこで、図表6でとりあげた各働く理由について、「あてはまる」と回答している場合に1、それ以外に0をとるダミー変数を説明変数に加えて、図表4と同様に ordered probit モデルによる分析を行った。

また、内的なモチベーション理論に基づけば、

前向きな働く理由を持つ場合には、年齢や勤続年数の労働意欲減退効果が緩和されることが予想されるため、年齢や勤続年数と各働く理由との交差項を加えた分析も行った。これらの分析結果を図表7に示す。ここでの分析結果は Robust な係数の誤差項を利用している。

図表7 働く理由を説明変数に加えた分析結果

説明変数	Coef	Coef	Coef
年齢	0.0266	0.0251	0.0272 **
勤続年数	-0.0303 *	-0.0307 *	-0.0325 **
女性	-0.3057 ***	-0.3077 ***	-0.3154 ***
学歴(中学)	0.0695	0.0602	0.0689
学歴(高卒)	-0.0667	-0.0669	-0.0567
学歴(専修各種学校卒)	-0.0463	-0.0551	-0.0514
学歴(短大卒)	-0.2713 *	-0.2482 *	-0.2468 *
学歴(高専卒)	-0.1330	-0.1167	-0.1193
学歴(大学院卒)	0.0974	0.1121	0.1210
企業規模(29人以下)	-0.2199 *	-0.2103 *	-0.2101 *
企業規模(30~99人)	-0.0864	-0.0933	-0.0907
企業規模(100~299人)	-0.0855	-0.0912	-0.0931
企業規模(300~999人)	-0.1001	-0.1128	-0.1153
企業・販促系事務職	-0.0788	-0.0885	-0.0870
財務・会計・経理	0.0405	0.0289	0.0365
営業従事者	0.1065	0.1038	0.0967
商品販売従事者	-0.1579	-0.1782	-0.1769
技術者	-0.0447	-0.0793	-0.0868
専門職	-0.3346 *	-0.3297 *	-0.3169 *
管理職(技術系)	0.3431	0.3152	0.3267
管理職(事務職)	0.6768 **	0.6644 **	0.6622 **
管理職(営業職)	0.6716 **	0.6758 **	0.6774 **
管理職(専門職)	0.3374	0.2650	0.2645
管理職(販売職)	0.3985	0.2438	0.2051
勤続年数	0.0118	0.0116	0.0108
× 企業・販促系事務職	0.0351	0.0424	0.0419
× 財務・会計・経理	0.0003	0.0031	0.0027
× 営業従事者	0.0075	0.0079	0.0091
× 商品販売従事者	0.0681	0.0706	0.0707
× 技術者	0.0066	0.0070	0.0083
× 専門職	0.0185	0.0169	0.0159
× 管理職(技術系)	-0.0305	-0.0241	-0.0239
× 管理職(事務職)	-0.0358	-0.0365	-0.0354
× 管理職(営業職)	-0.0380	-0.0436	-0.0428
× 管理職(専門職)	-0.0192	-0.0095	-0.0119
× 管理職(販売職)	-0.0059	0.0159	0.0214
× 人前になつてからの年数	0.0029	0.0014	0.0023
× 企業・販促系事務職	-0.0304	-0.0383	-0.0379
× 財務・会計・経理	-0.0241	-0.0277	-0.0275
× 営業従事者	-0.0381	-0.0375	-0.0385
× 商品販売従事者	-0.1282 **	-0.1280 **	-0.1282 **
× 技術者	-0.0168	-0.0125	-0.0141
× 専門職	0.0033	0.0050	0.0051
× 管理職(技術系)	0.0052	-0.0044	-0.0058
× 管理職(事務職)	0.0182	0.0207	0.0191
× 管理職(営業職)	0.0234	0.0302	0.0292
× 管理職(専門職)	0.0119	-0.0021	-0.0018
× 管理職(販売職)	-0.0649	-0.0799	-0.0845
働く理由(自分が成長するため)	0.1197	0.0835	0.0840
働く理由(視野を広げるため)	0.3514 ***	-0.1896	0.1879
働く理由(今の会社が好きだから)	-0.0909	0.4469	0.1780
働く理由(今の仕事が好きだから)	0.2821 **	-0.2223	-0.0346
働く理由(働くことが楽しいから)	0.2043	0.0621	0.1649
働く理由(自分のスキル・能力を活かしたいから)	0.4350 ***	1.0994 ***	0.7263 ***
年齢×働く理由(自分が成長するため)		0.0020	
× 働く理由(視野を広げるため)		0.0152	
× 働く理由(今の会社が好きだから)		-0.0148	
× 働く理由(今の仕事が好きだから)		0.0141	
× 働く理由(働くことが楽しいから)		0.0035	
× 働く理由(自分のスキル・能力を活かしたいから)		-0.0184 *	
勤続年数×働く理由(自分が成長するため)			0.0026
× 働く理由(視野を広げるため)			0.0117
× 働く理由(今の会社が好きだから)			-0.0189
× 働く理由(今の仕事が好きだから)			0.0224 *
× 働く理由(働くことが楽しいから)			0.0022
× 働く理由(自分のスキル・能力を活かしたいから)			-0.0203 **
/cut1	-2.4485	-2.5311	-2.4832
/cut2	-1.1671	-1.2505	-1.2026
/cut3	0.4368	0.3560	0.4038
/cut4	1.6735	1.5983	1.6476
Numer of obs	1199	1199	1199
Wald chi2	279.65	283.3	284.75

\*\*\*...1%水準で有意, \*\*...5%水準で有意, \*...10%水準で有意。

新たに加えた働く理由や、働く理由と年齢や勤続年数との交差項以外の説明変数の符号や有意性は、いずれのケースにおいても図表4と比べてあまり変化がなく、勤続年数もマイナスで有意となっている。

交差項を加えないケース(図表7の1列目)で

は、働く理由については、「視野を広げるため」「今の仕事が好きだから」「自分のスキル・能力を活かしたいから」がプラスに有意となっており、これらの働く理由を強く持っている労働者は、勤続年数等、他の条件が同じであっても、より高い労働意欲を持つことがわかる。この結果は、行動組織論における見解と一致する。

働く理由と年齢との交差項を加えたケース（図表7の2列目）では、「自分のスキル・能力を活かしたいから」のみが有意にプラスとなり、この理由と年齢との交差項はマイナスで有意となる。他の働く理由は有意でなくなる。

すなわち、「自分のスキル・能力を活かしたい」という理由を強く持つ場合は、労働意欲が高まる一方、年齢に伴う労働意欲減退効果はより強くなることが示された。

働く理由と勤続年数との交差項を加えたケース（図表7の3列目）でも、「自分のスキル・能力を活かしたいから」のみが有意にプラスとなり、この理由と勤続年数との交差項はマイナスとなる。「今の仕事が好きだから」と勤続年数との交差項はプラスに有意となっており、今の仕事が好きな場合には、勤続年数に伴う労働意欲減退効果が緩和されることがわかる。

では、図表7で労働意欲を高めることが示された「視野を広げるため」「今の仕事が好きだから」「自分のスキル・能力を活かしたいから」の3つの働く理由を持つ労働者にはどのような特徴があるのだろうか。3つの各理由について、「あてはまる」「ややあてはまる」「どちらともいえない」「あまりあてはまらない」「あてはまらない」と回答した場合に、それぞれ5, 4, 3, 2, 1の数値をとる変数を被説明変数とし、説明変数に労働者の属性をとって、ordered probit モデルで分析を行った結果を図表8に示す。

係数がプラスに有意であれば、各働く理由について「あてはまる」と回答する確率を高める要因であるということになる。

図表8 働く理由の決定要因

働く理由	視野を広げるため	今の仕事が好き	スキル・能力を活かしたい
説明変数	Coef.	Coef.	Coef.
年齢	-0.0210	0.0110	-0.0023
勤続年数	0.0036	-0.0074	-0.0032
女性	0.2500 **	0.2810 ***	0.0616
学歴(中卒)	-0.2128	-0.5164 *	-0.1157
学歴(高卒)	-0.0310	-0.1135	-0.1832 *
学歴(専修各種学校卒)	-0.1828	-0.0534	-0.1055
学歴(短大卒)	0.0425	-0.0269	-0.2074
学歴(高専卒)	-0.2822	-0.1595	-0.1789
学歴(大学院卒)	0.4574 ***	0.4079 ***	0.1820
企業規模(29人以下)	-0.2371 **	0.3641 ***	-0.0970
企業規模(30~99人)	-0.1097	0.2375 **	-0.0828
企業規模(100~299人)	0.0855	0.3324 ***	0.1770 *
企業規模(300~999人)	-0.2171 **	0.0169	-0.0553
企画・販促系事務職	-0.0260	0.0378	0.0718
財務・会計・経理	0.0256	-0.4836	0.5119
営業従事者	0.4157 **	0.1926	0.2059
商品販売従事者	-0.2527	0.0332	-0.2715
技術者	-0.0533	0.1918	0.3029 *
専門職	0.0105	0.4650 **	0.5158 ***
管理職(技術系)	0.3813	0.6423 **	1.0420 ***
管理職(事務職)	0.1154	0.5344 **	0.4158
管理職(営業職)	0.6339 **	0.7275 ***	0.7120 ***
管理職(専門職)	0.9401 **	0.5910	0.7812 *
管理職(販売職)	2.1489 ***	0.5117	0.4663
職種勤続年数	0.0112	0.0164	0.0191
× 企画・販促系事務職	0.0960 *	0.0312	0.0277
× 財務・会計・経理	-0.0206	0.0887	-0.0421
× 営業従事者	-0.0364	-0.0145	-0.0379
× 商品販売従事者	-0.0113	-0.0149	0.0082
× 技術者	0.0248	-0.0137	-0.0062
× 専門職	0.0085	0.0104	0.0187
× 管理職(技術系)	-0.0179	-0.0530	-0.0538
× 管理職(事務職)	0.0226	-0.0379	0.0036
× 管理職(営業職)	0.0143	-0.0203	-0.0321
× 管理職(専門職)	-0.0627	0.0437	-0.0137
× 管理職(販売職)	-0.2732 **	0.0524	0.0267
一人前になってからの年数	0.0005	-0.0033	-0.0040
× 企画・販促系事務職	-0.1161	-0.0321	-0.0353
× 財務・会計・経理	-0.0673	-0.1186	-0.0365
× 営業従事者	0.0270	0.0033	0.0336
× 商品販売従事者	0.0038	0.0041	-0.0087
× 技術者	-0.0376	0.0193	0.0077
× 専門職	0.0145	-0.0150	-0.0337
× 管理職(技術系)	0.0070	0.0665	0.0191
× 管理職(事務職)	-0.0492	0.0152	-0.0529
× 管理職(営業職)	-0.0398	-0.0320	-0.0203
× 管理職(専門職)	0.0349	-0.0489	-0.0304
× 管理職(販売職)	0.1589	-0.1306	-0.1038
/cut1	-2.4665	-0.8958	-1.6336
/cut2	-1.9742	-0.3493	-1.0970
/cut3	-1.0659	0.5234	-0.1941
/cut4	0.0641	1.7004	0.9901
Numer of obs	1203	1202	1202
LR chi2	105.81	108.15	86.63
Prob>chi2	0	0	0.0005
Pseud R2	0.0332	0.0321	0.0265

\*\*\*...1%水準で有意, \*\*...5%水準で有意, \*...10%水準で有意。

図表8より、年齢や勤続年数、職種の経験年数、一人前になってからの年数は有意ではなく、職種と勤続年数等との交差項もほとんど有意でない。仕事の経験は、これらの働く理由に影響を与えないといえる。

女性は男性に比べると、働く理由として、「視野を広げるため」「今の仕事が好きだから」をあげる確率が高くなる。男性よりも女性の方が前向きな働く理由を持つことが窺える。

企業規模は、1000人以上と比べて、29人以下、

300～999人では、「視野を広げるため」をあげる確率は下がり、29人以下、30～99人、100～299人では、「今の仕事が好きだから」をあげる確率が高くなることがわかる。

職種に関しては、特に管理職で、これら3つの働く理由をあげる確率が高くなっている。この結果は、管理職への昇進が前向きな働く理由を持つことにつながる可能性と、もともと前向きな働く理由を持つ者が管理職に昇進する傾向があるという逆の因果関係の可能性の両方を示唆する。管理職以外の職種では、営業従事者は「視野を広げるため」、技術者は「自分のスキル・能力を活かしたいから」、専門職は「今の仕事が好きだから」「自分のスキル・能力を活かしたいから」を働く理由としてあげる確率が高くなる。

こうしてみると、労働意欲を高める働く理由については、労働者の属性のうち、性別、企業規模、職種が大きく影響しているといえる。

### V-3. ミドルのやる気を高めるには

以上の分析結果を踏まえ、生え抜きミドル社員のやる気を高める方法について検討したい。まず、勤続年数が長くなると労働意欲は下がることから、他の条件が同じであれば、ミドル層では、若年層に比べ、労働意欲の低下は避けられない。一方、ミドル層は管理職への昇進に差し掛かる時期でもあり、管理職への昇進が労働意欲を高める大事なインセンティブとなっているといえる。

職種での経験年数や一人前になったかどうかは、労働意欲にほとんど影響しないので、一つの仕事を長く経験させるかどうか、ということは労働意欲とは関係がなさそうである。

また、「視野を広げるため」「今の仕事が好きだから」「自分のスキル・能力を活かしたいから」という働く理由を持った労働者は、労働意欲が高い。特に、「今の仕事が好きだから」という働く理由を持つ場合には、勤続年数に伴う労働意欲減退効果が緩和される。昇進により労働意欲を向上させることができないミドル層には、このような前向き

な働く理由を持たせるための教育や、仕事の与え方が必要になってくる。その際、前向きな働く理由を持つ者が多い企業規模や職種における仕事の与え方や人材育成等がヒントになるのではないかと。

## VI. むすび

本稿では、キャリア・コンサーンのもとでの理論モデルを示した上で、アンケート調査の個票データを利用し、労働者の労働意欲を決定する要因は何かを分析した。さらに、その分析結果より、生え抜きミドル層の労働意欲を高めるにはどうしたらよいかを検討した。

主な結果は以下の通りである。(1)勤続年数が長いほど労働意欲は下がるという理論モデルと整合的な結果が得られた、(2)管理職は労働意欲が高い、(3)労働意欲と前向きな働く理由とはプラスの相関が観察される、(4)「視野を広げるため」「今の仕事が好きだから」「自分のスキル・能力を活かしたいから」といった前向きな働く理由をあげる労働者は労働意欲が高く、この結果は組織行動論における発見と一致している、(4)労働意欲を高める働く理由には、性別、企業規模、職種が影響を与える。これらの結果より、生え抜きミドル層のやる気を高めるには、昇進と積極的な働く理由を見出させることが有効であることが示唆された。

今回の分析では、説明変数の内生性を考慮した分析ができなかった。すなわち、管理職になると労働意欲が向上するという結果が得られたが、労働意欲の高いものが管理職になる、という逆の因果関係も十分に考えられる。今後はより精緻な手法を用いた分析を試みたい。

また、今回利用したアンケート調査は、一時点について行われたものであるために、この結果が、主にバブル期に入社した現在のミドル世代にのみ当てはまるのか、あるいは一般的にミドル層に当てはまる話なのかはわからない。今後も継続してアンケート調査を行い、分析を行うことが望まれる。

## 注

- 1 日本で最初にワーク・モチベーションを体系的にまとめたものとして西田(1976)の書著がある。
- 2 具体的には、Symbolic Rewards (象徴的な報酬)、Attention (他人から注意を向けられること)、Trust(信頼)などをあげている。
- 3 この調査を利用した実証研究には、2004年調査を利用した樋口・児玉・阿部(2005)がある。彼らはこの調査の問題点は調査対象が首都圏に限られることとしている。しかし、雇用動向は他の調査よりも詳細であることから、主に転職経験者のデータを利用している。同様に、西村(2008)は、2006年調査を利用し、転職者の移動パターンの分析を中心に行っている。
- 4 技術者には、農林水産業・食品技術者、機会・電機技術者、鉱工業技術者、建築・土木・測量技術者、ソフトウェア・インターネット関連技術者、その他の技術者、医療技術者を含む。
- 5 専門職には、インターネット関連専門職、医師、司会し、獣医師、薬剤師、保健婦、助産婦、看護婦、その他の保険医療専門職、社会福祉専門職、法務関連専門職、経営関連専門職、文芸家、記者、写真家、デザイナー、コンサルタント、金融関連専門職、ゲーム関連専門職、広告・出版・マスコミ専門職、印刷関連専門職、ファッション・インテリア関連専門職、講師、インストラクター、通訳などが含まれる。
- 6 「ワーキングパーソン調査2006」では、一般事務職、企画・販売系事務職、営業従事者、商品販売従事者、技術者、専門職については、さらに細かい分類がされていたが、管理職の職種分類とあわせるためにこのような分類にした。
- 7 尚、調査項目にあるその他の働く理由には、「生計を維持するため」「生活費を補助するため」「自由に使えるお金(小遣い)確保のため」「将来に備えて貯蓄するため」「社会とのつながりや友人を得るため」「みんな働いているから」「他にやることがないから」「働くことが国民の義務だから」「健康のため」「会社や地域に恩返ししたいから」「人の役に立ちたいから」「社会に影響を与えたいから」「働くことを人に勧められたから」がある。

## 参考文献

- 阿部正浩, 2005, 「人事制度改革は従業員にどう影響したかーインセンティブ強度と労働意欲, 個人業績との関連から」都留康・阿部正浩・久保克行著『日本企業の人事改革』第6章, 東洋経済新報社, 145-162。
- Benebou, Roland and Jean Tirole, 2003, "Intrinsic and Extrinsic Motivation," *Review of Economic Studies*, 70, :489-520.
- Ellingsen, Tore and Magnus Johannesson, 2007a, "Pride and Prejudice: The Human Side of incentive Theory", *The American Economic Review*, forthcoming.
- Ellingsen, Tore and Magnus Johannesson, 2007b, "Paying Respect", *Economic Perspectives*, 21(4):135-149.
- 玄田有史・神林龍・篠崎武久, 2001, 「成果主義と能力開発: 結果としての労働意欲」『組織科学』34(3):18-31。
- Gibbons, Robert, 1998, "Incentives in Organizations," *Journal of Economic Perspectives*, 12(4):115-132.
- Gibbons, Robert and Kevin J. Murphy, 1992, "Optimal Incentive Contracts in the Presence of Career Concerns: Theory and Evidence," *The Journal of Political Economy*, 100(3): 468-505.
- Herzberg, Frederick, 1966, *Work and the Nature of Man* (= 1968, 北野利信訳『仕事と人間性』東洋経済新報社)。
- Holmström, Bengt, 1999, "Managerial Incentive Problems: A Dynamic Perspective," *The Review of Economic Studies*, 66(1):169-182.

- 樋口美雄・児玉俊洋・阿部正浩編, 2005, 『労働市場設計の経済分析ーマッチング機能の強化に向けて』(東洋経済新報社)。
- 小池和男, 1999, 『仕事の経済学第2版』東洋経済新報社。
- , 1991, 『大卒ホワイトカラーの人材開発』東洋経済新報社。
- ・猪木武徳, 2002, 『日米英独の比較 ホワイトカラーの人材形成』東洋経済新報社。
- Lazear, Edward P. and Sherwin Rosen, 1981, "Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts," *Journal of Political Economy*, Vol.89(5):841-864.
- MacClelland, C. David, 1987, *Human Motivation*, Cambridge University Press in UK. (=2005, 梅津祐良・藪部明史・横山哲夫訳『モチベーション 「達成・パワー・親和・回避」動機の理論と実際』生産性出版)。
- Milgrom, Paul and John Roberts, 1992, *Economics, Organization and Management*, New Jersey: Prentice Hall. (=1997, 奥野正寛・伊藤秀史・今井晴雄・西村理・八木甫訳『組織の経済学』NTT出版社)。
- 西田耕三, 1976, 『ワーク・モチベーション研究』白桃書房。
- 西村孝史, 2008, 「就業形態の多様化と企業内労働市場の変容ー「ワーキングパーソン調査2006」の再分析」『日本労働研究雑誌』571:145-157。
- 大橋勇雄・中村二郎, 2004, 『労働市場の経済学 働き方の未来を考えるために』有斐閣。

## 謝辞

本稿の作成にあたり、脇坂明先生(学習院大学)、馬駿先生(富山大学)、奥田栄二氏、豊本治氏より貴重なコメントをいただきました。ここに記して感謝の意を表します。尚、残っている誤りはすべて著者に帰するものです。