

## 1 はじめに

日本の労働市場における stylized fact として、「遅い選抜」が挙げられる。日本の労働市場では労働者の決定的な選抜に 15 年程度の時間がかけており、これは欧米と比べて非常に長い（小池(2000)）。日本の労働市場においてなぜ上記のような「遅い選抜」がみられるのかについてはいろいろな考え方があり（Prendergast (1992)、Ariga et al. (2000)）が、ここでは Asymmetric Learning が支配する状況、つまり（i）労働者の生産性は当該の雇主のみ観察可能である一方、（ii）当該企業における昇進の情報は public knowledge である、という状況を想定する。このような状況下では労働者の能力情報は昇進を通じてのみ他企業に知れ渡るため、もし労働者を昇進させてしまえば、他企業からの引き抜きを防ぐに足るだけの賃金を労働者に提示する必要がある。この場合、企業内における人的資源配分の効率性および労働者の努力水準を損なわない程度に労働者の昇進を遅らせることで、企業は労働者の賃金コストを抑えることが出来る。戦略的昇進を通じて（目に見える形での）昇進が遅くなるかどうかは労働者の観察可能な属性に依存し、労働者の高い能力を代理するようなシグナルを発する属性を持った労働者の場合、当該労働者の能力情報を隠すインセンティブは小さい。従って、高いシグナルを発する労働者ほど早く昇進する傾向にあると予想される（Waldman (1984)、Ricart i Costa (1988)、Bernhardt (1995)、Ishida (2004)）。

本稿の目的は、日本の労働市場において上記のような戦略的な遅い昇進の存在（ここでは「戦略的昇進（Strategically Delayed Promotion）」と呼ぶ）を検証することにある。戦略的昇進の経済的意味は、まず引き抜きの可能性が強い状況下において社会的に最適な選抜が実現されないことにある。またもし昇進に状態依存性（State Dependency）があるとするならば<sup>2</sup>、戦略的昇進が長期的な経済格差をもたらす要因となる。

本稿では、賃金構造基本統計調査の個票から疑似パネル・データを作成し、賃金関数の推定を通じて雇主が戦略的昇進を通じて労働者の昇進を遅らせるインセンティブが存在しているかどうかという点について検証を試みる。また戦略的昇進のインセンティブは潜在的な引き抜きの可能性の度合いに依存することから、この分析では潜在的な引き抜きの可能性の度合いに影響を及ぼす要因として景気変動、外国資本比率という二つの要因を取り上げて、それぞれの要因が戦略的昇進の存在にどのように影響しているのかを検証する。

---

<sup>1</sup> 本稿の作成に当たり、文部科学省科学研究費補助金（課題番号：21330057）の助成を得た。

<sup>2</sup> 例えば、Belzil and Bognanno (2004)、Acosta (2004)、Silva and Klaauw (2006) を参照のこと。

次節では、戦略的昇進の理論モデルについて説明し、検証仮説を提示する。第3節では使用するデータについて説明する。第4節では、推定モデルを提示し、景気、外国資本比率という要因を考慮した推定を行う。最後に結びとする。

## 2 理論モデル

戦略的昇進のメカニズムを Waldman (1984)、Bernhardt (1995)のモデルに即して説明すると以下ようになる。まず雇主は自分が雇っている労働者の能力を知っているが、他の企業はその労働者の能力を知らない、というケースを考えよう。その一方で、労働者の観察可能な属性（教育水準など）および誰かが昇進したという事実についてはすべての企業が観察できるものとする。その場合、ある企業における労働者の昇進は他の企業に対して当該労働者の“能力”に関する情報を生み出すことになる。もしある労働者が昇進した場合、競争的な労働市場において他企業は当該労働者の引き抜きのために高い賃金を提示することから、雇主は昇進後の労働者の引き抜きを防ぐために相応の賃金を支払うことになる。

このモデルから導かれる検証可能な仮説として、まず（1）教育水準が高いほど昇進しやすい、ということが挙げられる。昇進が労働者の“能力”情報を生み出し、雇主に引き抜き防止のための高い賃金支払いが求められるとすれば、なるべく新たな“能力”情報を生み出さないような労働者を昇進させることが雇主にとって合理的な選択になる。高い教育水準が能力水準を測る一つの指標だとすれば、教育水準の高い労働者ほど他企業から高い能力評価を受けていると考えられる。つまり昇進に伴う“能力”情報の生産は教育水準の高い労働者ほど小さいと考えられることから、仮に教育水準の低い労働者の能力が高い場合でも、能力水準の差が昇進に伴う賃金費用上昇を下回る限りは、より教育水準の高い労働者が昇進することになる。同様に、（2）教育水準が低いほど、昇進による賃金上昇がより大きくなる、と予想されよう。なぜなら、教育水準の低い労働者ほど昇進に伴う“能力”情報の生産がより大きく、引き抜き防止のための賃金引き上げ額もより大きくなるからである。

次節では、上記の特に（2）の点に着目し、賃金関数の推定を通じて戦略的昇進の度合いについて推定を試みる。

## 3 データ

推定に用いるデータは、厚生労働省『賃金構造基本統計調査（1989～2008年）』の個票である。ここでは、学歴別に疑似コーホート・データを作成して分析を行った。具体的には、企業規模10人以上の企業に所属する男子フルタイム労働者について、大卒の32歳～41歳、勤続年数10年～19年および高卒の28～37歳、勤続年数10～19年を対象とした疑

似コーホート・データを作成した。

年齢	大卒	cohort11	cohort10	cohort9	cohort8	cohort7	cohort6	cohort5	cohort4	cohort3	cohort2	cohort1
1989	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33
1990	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34
1991	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35
1992	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36
1993	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37
1994	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38
1995	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39
1996	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40
1997	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41
1998	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42
1999	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43
2000	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44
2001	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45
2002	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46
2003	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47
2004	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48
2005	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49
2006	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50
2007	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51
2008	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51	
勤続												
1989	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1990	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1991	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1992	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1993	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1994	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1995	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
1996	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1997	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
1998	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1999	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
2000	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
2001	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23
2002	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
2003	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
2004	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26
2005	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27
2006	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28
2007	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29
2008	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	

年齢	高卒	cohort11	cohort10	cohort9	cohort8	cohort7	cohort6	cohort5	cohort4	cohort3	cohort2	cohort1
1989	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33
1990	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34
1991	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35
1992	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36
1993	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37
1994	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38
1995	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39
1996	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40
1997	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41
1998	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42
1999	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43
2000	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44
2001	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45
2002	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46
2003	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47
2004	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	
勤続												
1989	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1990	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1991	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1992	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1993	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1994	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1995	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
1996	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1997	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
1998	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1999	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
2000	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
2001	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23
2002	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
2003	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
2004	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26
2005	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27
2006	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28
2007	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29
2008	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	

図 1

例えば、第一コーホート cohort1 に属する大卒労働者は 1989 年に 32 歳かつ勤続年数 10 年、1990 年に 33 歳かつ勤続年数 11 年、・・・1998 年に 41 歳かつ勤続 19 年となる労働者群を指している（図 1 を参照のこと）。コーホートは、大卒、高卒共に学卒後同じ企業で働き続ける標準労働者、中でも特に小池(2000)が決定的選抜の期間として指摘している勤続 15 年を挟む勤続 10～19 年の労働者を対象とした。

ここでは、学歴（大卒、高卒）ごとに上述の疑似コーホートを想定し、コーホート・グループごとに、各年について実質時間当たり賃金の平均、職階（部長、課長、係長、職長）ダミーおよびその他コントロール変数（年齢、勤続年数、従業員規模）の平均値を計算して疑似コーホート・データを作成している。実質時間当たり賃金は、現金給与に前年度の賞与額の 1/12 を加えたものを所定内労働時間プラス超過実労働時間で割り、さらに消費者物価指数で除したものを使い、事業所規模は男女それぞれの常用労働者数を足したものを生かした。

表 1 には、学歴別コーホート・グループについて実質時間当たり賃金、部長ダミー、課長ダミー、係長ダミー、職階ダミー、事業所規模の平均値が示されている。表から、職長以外の職階については、大卒における比率が高卒を上回っていることが読み取れる。

次節では、上記の方法で作成した疑似パネル・データ（11 コーホート・グループ×2（大卒、高卒）×10 年＝サンプルサイズ 220）を用いて賃金関数の推定を試みる

#### 4 実証分析

推定モデルは以下の通り<sup>3</sup>。

$$\ln W_{it} = \gamma_0 + \gamma_{1l} \sum_{l=1}^3 P_l + \sum_{l=1}^3 \gamma_{2l} P_l \text{Edu\_Senior} + X_{it} \beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

$W_{it}$  は、コーホート  $i$ 、 $t$  年に属する労働者の実質時間当たり賃金の平均値である。 $P_l$  は職階  $l$  に属する労働者の割合であり、 $\text{Edu\_Senior}$  は高卒ダミーを表している。 $X_{it}$  は勤続年数、高卒ダミー、事業所規模の対数値のベクトルを表しており、 $\alpha_i$  および  $\varepsilon_{it}$  はそれぞれコーホート固有の要因および攪乱項を表している。

ここでは学歴を大卒および高卒に限定している為、もし戦略的昇進を行うインセンティ

<sup>3</sup> DeVaro and Waldman (2006) は個票のパネル・データを用いて同様の推定を行っており、昇進（離散変数： $\text{promotion} = 1$ ）に伴う賃金の増加率（ $\ln W_{it} - \ln W_{it-1}$ ）が学歴によって異なるかどうかを検証している。本稿で使用する昇進指標  $P_l$  は連続変数であるため、同じ効果を検証するためには被説明変数として  $\ln W_{it}$  をそのまま用いれば良い。

ブが発生するような当該の雇主と潜在的な雇主の間の情報の非対称性が存在するならば、高卒者を昇進させた場合、能力情報のシグナル発信による引き抜きを防ぐために、昇進に伴う賃金上昇は大卒者よりも高くなると予想される。つまり、いずれかの職階 $l$ について $\gamma_{2l} > 0$ となるはずである。ここから分かるように、この推定は雇主が「戦略的昇進を行っているかどうか」という点を明らかにするのではなく、「戦略的昇進のインセンティブを与えるような当該雇主と潜在的な雇主の間の労働者の能力情報に関する情報の非対称性が存在するかどうか」を検証する点に注意されたい。ここでは各職階（部長、課長、係長、職長）について、有意に $\gamma_{2l} > 0$ となるかどうかを検証する。

ただしパラメータ $\gamma_{2l}$ の解釈上の留意点として注意すべきことは、昇進に伴う賃金上昇が先述の戦略的インセンティブだけでなく、昇進を通じた生産性の上昇の効果も反映するという点である。つまり昇進に伴う大卒者と高卒者の賃金上昇の差は、高卒者の引き抜きを防ぐための賃金引き上げの効果だけでなく、大卒者、高卒者それぞれにおける昇進後の生産性上昇の差に依存する。例えば、戦略的昇進が存在することによって昇進による賃金上昇が高卒者でより大きい場合でも、昇進に伴う生産性上昇（賃金上昇）が高卒よりも大卒のほうがより大きければ昇進に伴う賃金上昇の差は相殺されてしまう。従って、 $\gamma_{2l} > 0$ かどうかの解釈は、戦略的昇進のインセンティブを与えるような情報の非対称性が存在するか否か、ということではなく、戦略的昇進の効果、昇進に伴う生産性上昇の効果、どちらの効果が相対的に大きいかという点に基づく点に注意する必要がある。

全産業、全てのコーホート・グループを対象とした推定結果が表2に示してある。推定結果をみると、まず職長ダミーが負で有意となっている以外は、各職階ダミーが賃金に有意な影響を及ぼしていないことが分かる。職階ダミーと高卒ダミーとのクロス項については、部長、課長において概ね負で有意となっており、この結果は本稿の仮説を支持しない。この結果の一つの解釈としては、部長・課長クラスの仕事は高学歴労働者が従事することでより生産性が高まることから、昇進を通じた賃金上昇は生産性上昇を反映して大卒でより大きくなる、という解釈が考えられよう。逆に係長、職長についてはクロス項が正で有意となっており、この結果は係長、職長昇進における戦略的昇進の存在を示唆している。つまり、高卒者の昇進に際して、引き抜きを防ぐための賃金上昇の提示が行われていると考えられる。事業所規模については、固定効果モデルと変量効果モデルで逆の結果を示しており、この結果はコーホート固有の観察できない要因と事業所規模の相関を示唆している。勤続年数、高卒ダミー、事業所規模についてはいずれも予想通りの結果を示している。

先述したように、昇進に伴う大卒者と高卒者の賃金上昇の差は、高卒者の引き抜きを防ぐための賃金引き上げの効果だけでなく、大卒者、高卒者それぞれにおける昇進後の生産性上昇の差に依存する。さらにいえば、高卒者の引き抜きを防ぐための賃金引き上げの効果は、能力情報を戦略的に利用できるほどの情報の非対称性の存在（昇進が能力情報のシ

グナルになっているか?)、およびそのような情報の非対称性が存在する状況化での引き抜き圧力の度合い、という点に依存する。

以下の節では、上述の「情報の非対称性が存在する状況化での引き抜き圧力の度合い」に影響を及ぼす要因として、景気変動、外国資本比率という二つの要因に注目し、各要因が昇進に伴う学歴間の賃金上昇の差にどのような効果をもたらしているかを検証する。

#### 4-1 景気変動の効果

労働者の引き抜きの度合いは、景気変動の影響を免れない。景気上昇期において、外部労働市場を通じた労働者確保の度合いがより高まるとすれば、先述の情報の非対称性が存在する状況下で当該期間において戦略的昇進を行うインセンティブがより強く表れることが予想される。そこで、本節ではコーホート・グループを景気上昇期に属するグループと景気後退期に属するグループに分け、それぞれのサンプルで、戦略的昇進をもたらす情報の非対称性の度合いがどのように異なるのかを同じ推定モデルを用いて検証した。ここでは景気変動を表す指標として有効求人倍率（パートを除く）を用いている。対象期間を通じた有効求人倍率の推移は、以下の通り。

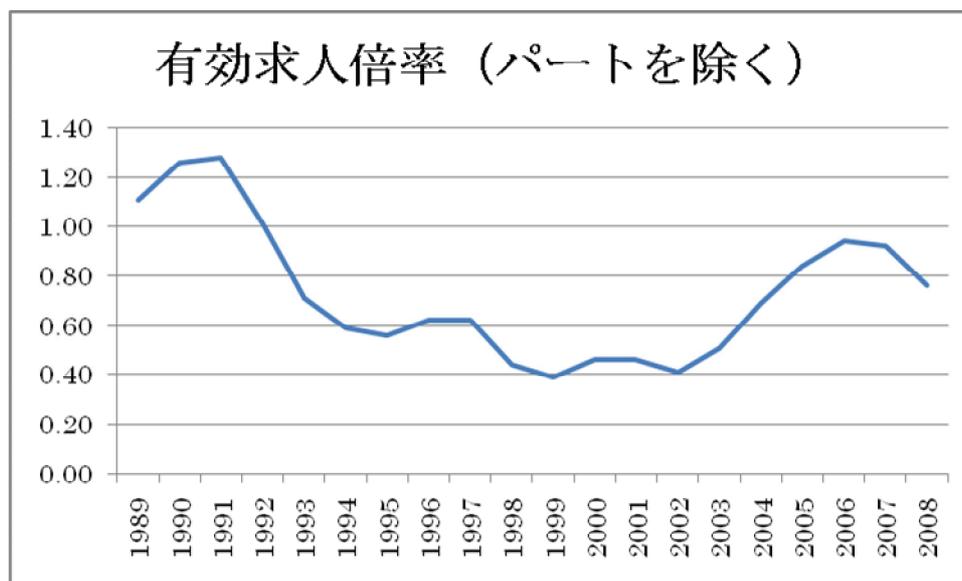


図2

トレンドとしては、1999年まで減少し続け、その後、上昇傾向にあることが分かる。コーホート・グループごとに対象となる期間の有効求人倍率の平均値を計算したところ、cohort1 : 0.82、cohort2 : 0.75、cohort3 : 0.67、cohort4 : 0.59、cohort5 : 0.51、cohort6 : 0.51、cohort7 : 0.52、cohort8 : 0.54、cohort9 : 0.58、cohort10 : 0.61、cohort11 : 0.64という結果を得た<sup>4</sup>。そこで、サンプルを有効求人倍率が減少傾向にある cohort1~cohort5

<sup>4</sup> 例えば、cohort1については、1989~1998年の有効求人倍率の平均値を計算した。

と増加傾向にある cohort6~cohort11 に分け、それぞれについて先と同様の推定を行った。

推定結果はそれぞれ表3の通りである。まず有効求人倍率が減少傾向にある cohort1~cohort5の結果は、全サンプルの結果と同様、係長および職長に関して職階ダミーと高卒ダミーのクロス項のみが正で有意となっている。しかしながら一方で、有効求人倍率が増加傾向にある cohort6~cohort11 を対象とした推定結果を見ると、係長および職長における職階ダミーと高卒ダミーのクロス項は有意ではなくなってしまう。景気上昇期に係長および職長における職階ダミーと高卒ダミーのクロス項という結果は、景気上昇の結果、高学歴偏向型の技術進歩が進み、昇進に伴う大卒者の生産性上昇の効果がより大きくなっていることが考えられる。その結果、先にみられた戦略的昇進の効果が相殺されたと考えられよう。

#### 4-2 外国資本比率の効果

本節では、戦略的昇進に影響を及ぼす要因として外国資本比率を取り上げ、外国資本比率の高い会社が多い産業とそうでない産業で戦略的昇進の傾向に違いがみられるかどうかを検証する。外国資本比率の高い会社が多く属する産業において戦略的昇進の度合いが高いと予想する根拠としては、外国資本比率の高い会社が(i)海外親会社の子会社であるという点、(ii)「小規模会社」であるという点、さらに(iii)「新規発足会社」であるという点を挙げる事が出来る<sup>5</sup>。まず(i)については、日本企業とは異なる海外の経営スタイルを反映し、グローバルな労働市場を前提とした人事管理システムが採られていることが考えられる。(ii)については、海外親会社の子会社という性格上、企業規模が小さいことから内部労働市場の発達が妨げられ、外部労働市場への依存が強まるということが考えられよう。最後に(iii)については、近年日本に進出してきて独自の子会社を設立する場合、即戦略となる人材が必要であり、その場合、中途採用に頼らざるを得ないことが考えられる。

先述の情報の非対称性が存在する状況下で、外国資本比率の高い産業では引き抜きの圧力が高いことから、高卒者の昇進に伴う賃金上昇がより高くなることが予想されよう。

以下では、上記の推論を検証する為に、サンプルを外国資本比率の高い会社が多く属する産業に限定し、先と同様の推定を行う。

まず、外国資本比率の高い会社に属している労働者とそうでない労働者を識別するために、外国資本比率の情報が載っている事業所・企業統計調査(1998~2001年、2004~2005年、2008年)と該当する年の賃金センサス個票をマージしたデータを作成した<sup>6</sup>。もし外国

<sup>5</sup> 詳しくは、日本労働研究機構(1992)を参照のこと。

<sup>6</sup> マッチング・データの作成にあたり、森本敦志氏(神戸大学大学院)の協力を得た。記して感謝したい。

資本比率の高い産業において労働者の引き抜きが多いとするならば、そのような産業で情報の非対称性の存在を示唆する結果がより強く表れると予想される。各年について外国資本比率の異なる企業に属する労働者数の分布を示したものが表5である。表を見る限り、金融保険業を除き、9割の労働者は外国資本比率0%の会社に属しており、金融保険業において外国資本が100%の会社に属する労働者数の割合が多くなっていることが分かる。産業ごとに各労働者が属する会社の外国資本比率を計算し、全期間の平均を算出すると、鉱業0.382%、建設業0.223%、製造業1.116%、電気・ガス・熱供給業0.475%、情報通信・運輸通信業0.559%、卸売・小売・飲食店業1.356%、金融・保険業2.970%、不動産業0.544%、サービス業0.401%となることから、ここでは製造業、卸売・小売・飲食店業、金融・保険業を外国資本比率の高い産業とみなし、これらの産業をサンプルとして先と同様の推定を行う。

推定結果は、表4の通りであり、職長における職階ダミーと高卒ダミーのクロス項の値はわずかながら大きくなっているのに対して、係長における職階ダミーと高卒ダミーのクロス項の係数値は逆に小さくなっていることが分かる。このことは、産業内の外資系企業比率が高まることによる戦略的昇進への効果は特にブルーカラー労働者における職長昇進にのみみられることを示唆している。

## 5 結び

本稿では、昇進における「遅い選抜」をもたらしうる要因として、「戦略的昇進」に注目し、日本の労働市場において「戦略的昇進」をもたらしうる雇主と潜在的な雇主の間の情報の非対称性の傾向が存在するかどうかを定量的に検証した。ある労働者の能力情報に関して、当該の雇主と潜在的な雇主の間に情報の非対称性が存在する場合、引き抜きの可能性を考慮して、当該の雇主は低学歴の労働者を昇進させる際に高学歴の労働者よりも高い賃金を提示する。

『賃金構造基本統計調査（1989～2008年）』の個票を用いて、昇進に伴う高卒、大卒間の賃金上昇の差を検証したところ、特に係長、職長への昇進に際して、高卒労働者の賃金上昇率が大卒労働者を上回ることが分かった。

景気変動の影響を見るために、コーホート・グループを景気後退期に属するグループおよび景気上昇期に属するグループに分けて推定したところ、景気後退期には係長、職長への昇進に関して情報の非対称の傾向が見られた一方で、景気上昇期には情報の非対称を示唆する傾向は全くみられなかった。景気上昇期に係長、職長における職階ダミーと高卒ダミーのクロス項は有意ではなくなるという結果は、景気上昇の結果、高学歴偏向型の技術進歩が進み、昇進に伴う大卒者の生産性上昇の効果がより大きくなっていることが考えられる。その結果、先にみられた戦略的昇進の効果が相殺されたと考えられる。

当該雇主と潜在的な雇主の間に労働者の能力情報に関する情報の非対称性が存在すると

すれば、労働市場における引き抜き圧力が強まることで戦略的昇進を促すインセンティブはより強くなると考えられる。そこで、新たに外国資本比率の高い産業に関する疑似パネル・データを作成して、同様の推定を行った。その結果、特に職長に関して職階ダミーと高卒ダミーの値が全産業のケースに比べてより大きくなっていると結果が得られた。この結果は、外国資本比率の高まりに伴う戦略的昇進の強化が特にブルーカラーにおける職長昇進においてはたらいっていることを示唆しており、このことから外国資本比率の高まりによって職長昇進に関わる遅い選抜が進むと予想されよう。

#### 参考文献

- Acosta, Pablo. (2004). Promotions, State Dependence and Intrafirm Job Mobility: Evidence From Personnel Records. *Paper provided by Econometric Society in its series Econometric Society 2004 North American Summer Meetings.*
- Ariga, K., Brunello, G., Ohkusa, Y. (2000). *Internal Labour Markets in Japan.* Cambridge University Press.
- Belzil, Christian. and Bognanno, Michael. (2004). Promotion Dynamics of American Executives. *IZA Discussion Paper No.1003.*
- Bernhardt, D.,(1995). Strategic Promotion and Compensation. *Review of Economics and Statistics* Vol.62, 315-339.
- DeVaro, J. and Waldman, M., (2006). The Signalling Role of Promotions: Further Theory and Empirical Evidence. MPRA Paper No.1550 November.
- Ishida, J.(2004). Signalling and Strategically Delayed Promotion. *Labour Economics* Vol.11, 687-700.
- Prendergast, C. (1992). Career Development and Specific Human Capital Collection. *Journal of the Japanese and International Economies.* 6, 207-227.
- Ricart i Costa, Joan E. (1988). Managerial Task Assignment and Promotions, *Econometrica*, Vol.50, No.2 March,449-466.
- Silva, Antonio Dias da. and Klaauw, Bas van der., (2006). Wage Dynamics and Promotions Inside and Between Firms. *IZA Discussion Paper No.2351.*
- Waldman, M.,(1984). Job Assignments, Signalling, and Efficiency. *Rand Journal of Economics* Vol.15, No.2 Summer 255-267.
- 小池和男 (2005) 『仕事の経済学 第3版』東洋経済新報社.
- 日本労働研究機構 (1992) 『外資系企業の人事管理』日本労働研究機構.

表1 記述統計

大卒	コーホートグループ										
	Group1	Group2	Group3	Group4	Group5	Group6	Group7	Group8	Group9	Group10	Group11
実質時間 当たり 賃金	0.344 (0.052)	0.34 (0.044)	0.347 (0.040)	0.349 (0.038)	0.353 (0.039)	0.349 (0.037)	0.347 (0.035)	0.348 (0.032)	0.348 (0.039)	0.349 (0.040)	0.349 (0.042)
部長比率	0.011 (0.010)	0.008 (0.008)	0.008 (0.008)	0.007 (0.006)	0.009 (0.010)	0.008 (0.009)	0.008 (0.009)	0.008 (0.010)	0.01 (0.009)	0.009 (0.010)	0.009 (0.008)
課長比率	0.145 (0.087)	0.141 (0.086)	0.14 (0.091)	0.138 (0.093)	0.135 (0.091)	0.133 (0.086)	0.12 (0.086)	0.115 (0.081)	0.125 (0.090)	0.124 (0.093)	0.107 (0.082)
係長比率	0.169 (0.039)	0.18 (0.035)	0.188 (0.028)	0.183 (0.033)	0.183 (0.038)	0.185 (0.037)	0.176 (0.035)	0.182 (0.030)	0.175 (0.026)	0.164 (0.025)	0.167 (0.020)
職長比率	0.01 (0.007)	0.009 (0.004)	0.01 (0.005)	0.009 (0.003)	0.01 (0.003)	0.009 (0.004)	0.011 (0.004)	0.01 (0.004)	0.009 (0.003)	0.009 (0.004)	0.011 (0.003)
事業所 規模	403.6 (35.6)	451.3 (50.3)	511.8 (83.2)	542.4 (47.6)	531.3 (27.6)	529.5 (33.8)	529.6 (42.8)	536.3 (79.6)	487.7 (63.7)	422.1 (96.6)	467.4 (99.5)
平均 サイズ	2459	2863	3219	3220	2763	2605	2934	2877	2342	2311	2585

高卒	コーホートグループ										
	Group1	Group2	Group3	Group4	Group5	Group6	Group7	Group8	Group9	Group10	Group11
実質時間 当たり 賃金	0.254 (0.040)	0.255 (0.035)	0.256 (0.030)	0.256 (0.028)	0.254 (0.026)	0.252 (0.026)	0.252 (0.023)	0.248 (0.023)	0.244 (0.022)	0.24 (0.021)	0.241 (0.022)
部長比率	0.0003 (0.0006)	0.0005 (0.0004)	0.0004 (0.0004)	0.0003 (0.0004)	0.0007 (0.0008)	0.0006 (0.0007)	0.0002 (0.0003)	0.0007 (0.0008)	0.001 (0.001)	0.0005 (0.0007)	0.0007 (0.0009)
課長比率	0.01 (0.007)	0.007 (0.006)	0.007 (0.006)	0.006 (0.005)	0.008 (0.006)	0.007 (0.006)	0.006 (0.006)	0.007 (0.006)	0.012 (0.012)	0.011 (0.013)	0.01 (0.009)
係長比率	0.061 (0.031)	0.052 (0.028)	0.046 (0.025)	0.045 (0.025)	0.051 (0.026)	0.046 (0.027)	0.042 (0.024)	0.044 (0.027)	0.049 (0.031)	0.044 (0.030)	0.042 (0.030)
職長比率	0.04 (0.011)	0.044 (0.013)	0.044 (0.017)	0.043 (0.012)	0.044 (0.012)	0.051 (0.015)	0.05 (0.015)	0.051 (0.015)	0.047 (0.012)	0.04 (0.010)	0.043 (0.016)
事業所 規模	462.3 (52.3)	570.3 (79.9)	658.8 (89.1)	635 (59.5)	524.4 (37.8)	545.8 (42.3)	574.1 (47.7)	534.9 (40.3)	433 (39.5)	357.3 (33.7)	416.8 (19.8)
平均 サイズ	1294	1491	1724	1672	1575	1592	1694	1654	1593	1467	1525

※『賃金構造基本統計調査』個票より計算。

表2 賃金関数の推定(全産業、全コーホート)

被説明変数:ln(実質時間当たり賃金)

	全産業 全コーホート	
	固定効果	変量効果
部長比率	-1.297 (0.804)	-0.689 (0.813)
課長比率	0.204 (0.168)	-0.04 (0.127)
係長比率	0.249 (0.133)	0.17 (0.126)
職長比率	-3.309 (0.872)	-4.095 (0.878)
部長比率*高卒ダミー	-11.32 (6.319)	-10.694 (6.040)
課長比率*高卒ダミー	-3.359 (0.855)	-4.074 (0.787)
係長比率*高卒ダミー	1.319 (0.461)	1.202 (0.339)
職長比率*高卒ダミー	2.408 (1.021)	3.231 (0.980)
勤続年数	0.033 (0.004)	0.039 (0.003)
高卒ダミー	-	-0.337 (0.029)
ln(事業所規模)	-0.0001 (0.00005)	0.0001 (0.00002)
サンプルサイズ	220	220
R-squared	0.412	0.981

※( )内は標準偏差を表している。

表3 賃金関数の推定(コーホート別)

被説明変数:ln(実質時間当たり賃金)

	Cohort1～ Cohort5		Cohort6～ Cohort11	
	固定効果	変量効果	固定効果	変量効果
部長比率	0.624 (1.340)	-0.223 (1.327)	-0.675 (0.806)	-0.249 (0.814)
課長比率	0.29 (0.263)	-0.13 (0.238)	0.173 (0.179)	0.197 (0.149)
係長比率	0.492 (0.226)	0.41 (0.231)	0.099 (0.127)	0.035 (0.123)
職長比率	-4.779 (1.386)	-5.887 (1.414)	-0.222 (0.865)	-0.381 (0.882)
部長比率*高卒ダミー	-23.835 (12.144)	-20.564 (11.703)	-3.777 (5.102)	-4.743 (5.070)
課長比率*高卒ダミー	-3.77 (1.888)	-4.983 (1.890)	-1.19 (0.720)	-1.634 (0.729)
係長比率*高卒ダミー	2.208 (0.738)	1.272 (0.687)	0.028 (0.431)	0.224 (0.418)
職長比率*高卒ダミー	3.639 (1.638)	5.143 (1.667)	0.181 (1.001)	0.836 (0.966)
勤続年数	0.029 (0.008)	0.043 (0.007)	0.033 (0.004)	0.032 (0.004)
高卒ダミー	-	-0.321 (0.058)	-	-0.337 (0.024)
ln(事業所規模)	-0.0002 (0.0001)	0.0001 (0.0001)	0.00003 (0.00004)	0.0001 (0.00003)
サンプルサイズ	100	100	120	120
R-squared	0.555	0.978	0.415	0.992

※( )内は標準偏差を表している。

表4 賃金関数の推定(外国資本比率別)

被説明変数:ln(実質時間当たり賃金)

	外国資本 比率の 高い産業	
	固定効果	変量効果
部長比率	-0.347 (0.725)	0.096 (0.754)
課長比率	0.527 (0.136)	0.228 (0.111)
係長比率	0.346 (0.132)	0.166 (0.123)
職長比率	-2.316 (0.658)	-2.674 (0.654)
部長比率*高卒ダミー	-7.361 (4.180)	-9.094 (4.021)
課長比率*高卒ダミー	-2.084 (0.525)	-2.141 (0.513)
係長比率*高卒ダミー	0.984 (0.341)	0.932 (0.271)
職長比率*高卒ダミー	2.727 (0.748)	2.798 (0.711)
勤続年数	0.023 (0.004)	0.03 (0.003)
高卒ダミー	-	-0.422 (0.029)
ln(事業所規模)	0 (0.0003)	0.0001 (0.00002)
サンプルサイズ	220	220
R-squared	0.312	0.984

※( )内は標準偏差を表している。

表5 外国資本比率の推移

1998年 構成比	外国資本比率					平均(%)
	0%	0%より大～50%未満	50%より大～100%未満	100%		
鉱業	0.980	0.017	0.000	0.002	0.415	
建設業	0.971	0.029	0.000	0.000	0.223	
製造業	0.941	0.053	0.004	0.002	0.992	
電気・ガス・熱供給業	0.927	0.073	0.000	0.000	0.325	
情報通信・運輸通信業	0.958	0.037	0.001	0.004	0.673	
卸売・小売・飲食店業	0.937	0.049	0.005	0.008	1.674	
金融・保険業	0.728	0.267	0.000	0.005	2.387	
不動産業	0.966	0.034	0.000	0.000	0.386	
サービス業	0.979	0.019	0.002	0.000	0.307	

労働者数	外国資本比率				
	0%	0%より大～50%未満	50%より大～100%未満	100%	
鉱業	5581	99	0	13	5693
建設業	60574	1797	0	0	62371
製造業	240009	13599	940	504	255052
電気・ガス・熱供給業	6719	532	0	0	7251
情報通信・運輸通信業	44997	1754	60	170	46981
卸売・小売・飲食店業	52809	2783	294	467	56353
金融・保険業	10337	3789	5	66	14197
不動産業	9635	338	0	0	9973
サービス業	116940	2245	201	5	119391

1999年 構成比	外国資本比率					平均(%)
	0%	0%より大～50%未満	50%より大～100%未満	100%		
鉱業	0.977	0.021	0.000	0.002	0.454	
建設業	0.969	0.031	0.000	0.000	0.253	
製造業	0.939	0.055	0.004	0.003	1.072	
電気・ガス・熱供給業	0.935	0.065	0.000	0.000	0.271	
情報通信・運輸通信業	0.965	0.031	0.001	0.002	0.531	
卸売・小売・飲食店業	0.940	0.048	0.007	0.005	1.502	
金融・保険業	0.721	0.271	0.002	0.005	2.526	
不動産業	0.964	0.036	0.000	0.000	0.491	
サービス業	0.980	0.017	0.002	0.000	0.337	

労働者数	外国資本比率				
	0%	0%より大～50%未満	50%より大～100%未満	100%	
鉱業	5481	116	0	13	5610
建設業	58677	1861	0	0	60538
製造業	233198	13737	888	630	248453
電気・ガス・熱供給業	7293	503	0	0	7796
情報通信・運輸通信業	44933	1458	67	95	46553
卸売・小売・飲食店業	51155	2638	357	293	54443
金融・保険業	9530	3585	32	67	13214
不動産業	9066	337	0	0	9403
サービス業	116034	2066	252	17	118369

※厚生労働省『賃金構造基本統計調査』および総務省『事業所・企業統計調査』のマッチング・データより作成。

表5 (続き)

2000年 構成比	外国資本比率					平均(%)
	0%	0%より大～50%未満	50%より大～100%未満	100%		
鉱業	0.978	0.020	0.000	0.003	0.476	
建設業	0.965	0.034	0.001	0.000	0.305	
製造業	0.935	0.059	0.004	0.002	1.091	
電気・ガス・熱供給業	0.934	0.066	0.000	0.000	0.290	
情報通信・運輸通信業	0.965	0.032	0.001	0.002	0.478	
卸売・小売・飲食店業	0.936	0.050	0.006	0.008	1.726	
金融・保険業	0.721	0.271	0.002	0.006	2.535	
不動産業	0.956	0.044	0.000	0.000	0.643	
サービス業	0.979	0.019	0.001	0.000	0.292	

労働者数	外国資本比率				
	0%	0%より大～50%未満	50%より大～100%未満	100%	
鉱業	4770	96	0	13	4879
建設業	55067	1936	57	0	57060
製造業	214621	13505	866	569	229561
電気・ガス・熱供給業	7069	502	0	0	7571
情報通信・運輸通信業	43170	1426	50	94	44740
卸売・小売・飲食店業	46352	2464	285	394	49495
金融・保険業	8583	3231	24	70	11908
不動産業	7662	354	0	0	8016
サービス業	107566	2134	136	37	109873

2001年 構成比	外国資本比率					平均(%)
	0%	0%より大～50%未満	50%より大～100%未満	100%		
鉱業	0.978	0.020	0.000	0.002	0.444	
建設業	0.968	0.032	0.000	0.000	0.237	
製造業	0.933	0.060	0.004	0.002	1.111	
電気・ガス・熱供給業	0.931	0.069	0.000	0.000	0.309	
情報通信・運輸通信業	0.965	0.033	0.001	0.002	0.407	
卸売・小売・飲食店業	0.928	0.060	0.003	0.009	1.695	
金融・保険業	0.736	0.262	0.001	0.000	1.775	
不動産業	0.955	0.045	0.000	0.000	0.653	
サービス業	0.980	0.017	0.004	0.000	0.409	

労働者数	外国資本比率				
	0%	0%より大～50%未満	50%より大～100%未満	100%	
鉱業	4623	93	0	11	4727
建設業	52153	1742	0	0	53895
製造業	207167	13402	944	483	221996
電気・ガス・熱供給業	6909	516	0	0	7425
情報通信・運輸通信業	41108	1391	28	87	42614
卸売・小売・飲食店業	44258	2879	153	415	47705
金融・保険業	9262	3300	14	0	12576
不動産業	7500	357	0	0	7857
サービス業	107145	1824	406	6	109381

※厚生労働省『賃金構造基本統計調査』および総務省『事業所・企業統計調査』のマッチング・データより作成。

表5 (続き)

2004年 構成比	外国資本比率					平均(%)
	0%	0%より大～50%未満	50%より大～100%未満	100%		
鉱業	0.971	0.029	0.000	0.000	0.518	
建設業	0.967	0.033	0.000	0.000	0.211	
製造業	0.951	0.043	0.004	0.003	1.001	
電気・ガス・熱供給業	0.925	0.075	0.000	0.000	0.341	
情報通信・運輸通信業	0.965	0.031	0.001	0.003	0.726	
卸売・小売・飲食店業	0.950	0.040	0.003	0.007	1.375	
金融・保険業	0.783	0.193	0.006	0.018	3.496	
不動産業	0.946	0.052	0.000	0.002	0.677	
サービス業	0.982	0.014	0.000	0.004	0.623	

労働者数	外国資本比率				
	0%	0%より大～50%未満	50%より大～100%未満	100%	
鉱業	3576	106	0	0	3682
建設業	30783	1058	0	0	31841
製造業	239747	10776	923	652	252098
電気・ガス・熱供給業	7001	569	0	0	7570
情報通信・運輸通信業	72040	2329	64	248	74681
卸売・小売・飲食店業	65224	2729	232	474	68659
金融・保険業	9569	2359	72	221	12221
不動産業	9631	528	0	21	10180
サービス業	98285	1430	0	413	100128

2005年 構成比	外国資本比率					平均(%)
	0%	0%より大～50%未満	50%より大～100%未満	100%		
鉱業	0.990	0.010	0.000	0.000	0.132	
建設業	0.985	0.015	0.000	0.000	0.066	
製造業	0.942	0.053	0.003	0.002	1.011	
電気・ガス・熱供給業	0.928	0.072	0.000	0.000	0.345	
情報通信・運輸通信業	0.971	0.025	0.001	0.003	0.616	
卸売・小売・飲食店業	0.968	0.027	0.001	0.003	0.656	
金融・保険業	0.790	0.169	0.002	0.039	4.910	
不動産業	0.966	0.034	0.000	0.000	0.255	
サービス業	0.985	0.011	0.000	0.004	0.550	

労働者数	外国資本比率				
	0%	0%より大～50%未満	50%より大～100%未満	100%	
鉱業	5338	54	0	0	5392
建設業	32880	505	0	0	33385
製造業	122588	6919	441	211	130159
電気・ガス・熱供給業	8341	648	0	0	8989
情報通信・運輸通信業	73732	1895	107	227	75961
卸売・小売・飲食店業	98920	2783	102	345	102150
金融・保険業	9312	1990	24	458	11784
不動産業	22656	786	0	10	23452
サービス業	92887	1040	0	359	94286

※厚生労働省『賃金構造基本統計調査』および総務省『事業所・企業統計調査』のマッチング・データより作成。

表5 (続き)

2008年 構成比	外国資本比率				平均(%)
	0%	0%より大～50%未満	50%より大～100%未満	100%	
鉱業	0.981	0.019	0.000	0.000	0.237
建設業	0.979	0.021	0.000	0.000	0.269
製造業	0.944	0.049	0.002	0.005	1.532
電気・ガス・熱供給業	0.886	0.114	0.000	0.000	1.446
情報通信・運輸通信業	0.982	0.013	0.002	0.003	0.479
卸売・小売・飲食店業	0.970	0.024	0.001	0.004	0.861
金融・保険業	0.832	0.145	0.011	0.011	3.162
不動産業	0.968	0.027	0.003	0.002	0.703
サービス業	0.990	0.008	0.001	0.001	0.289

労働者数	外国資本比率				平均(%)
	0%	0%より大～50%未満	50%より大～100%未満	100%	
鉱業	3341	64	0	0	3405
建設業	21229	453	0	0	21682
製造業	135938	7063	219	728	143948
電気・ガス・熱供給業	6461	829	0	0	7290
情報通信・運輸通信業	49098	662	80	137	49977
卸売・小売・飲食店業	105901	2661	123	444	109129
金融・保険業	11443	1994	158	157	13752
不動産業	20086	560	61	46	20753
サービス業	81369	662	75	120	82226

※厚生労働省『賃金構造基本統計調査』および総務省『事業所・企業統計調査』のマッチング・データより作成。