

Title	転職前後の賃金変化と人的資本の損失
Sub Title	Wage Changes and Human Capital Losses after Job Switch
Author	阿部, 正浩(Abe, Masahiro)
Publisher	
Publication year	1996
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.39, No.1 (1996. 4) ,p.125-
JaLC DOI	
Abstract	本稿は、『雇用動向調査(入職者票)』を特別集計した資料を用いて、労働者の転職によって賃金はどのように変化するのか、またそれまでに蓄積してきた人的資本はどの程度失われるのかを計量的に把握することを目的としている。特に、同一産業内で移動した場合と産業間をまたがって移動した場合の転職前後の賃金変化を比較することにより、産業特種的人的資本の損失がみられるかどうかについて分析している。分析の結果、転職者が産業間を移動する場合には産業内で移動する場合に比べ賃金の低下は大きく、産業特種的人的資本の損失がみられることが
Notes	
Genre	Journal Article
URL	<a href="https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-19960400-00698121">https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-19960400-00698121</a>

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

## 転職前後の賃金変化と人的資本の損失

阿部正浩

### <要約>

本稿は、『雇用動向調査（入職者票）』を特別集計した資料を用いて、労働者の転職によって賃金はどのように変化するのか、またそれまでに蓄積してきた人的資本はどの程度失われるのかを計量的に把握することを目的としている。特に、同一産業内で移動した場合と産業間をまたがって移動した場合の転職前後の賃金変化を比較することにより、産業特殊的人的資本の損失がみられるかどうかについて分析している。

分析の結果、転職者が産業間を移動する場合には産業内で移動する場合にくらべ賃金の低下は大きく、産業特殊的人的資本の損失がみられることが確認された。さらに、この産業特殊的人的資本の損失は、若年層よりも中高年齢層において大きく、勤続が長期化し前職産業において蓄積された人的資本の量が増えるほどその影響は大きい。また、ホワイトカラー労働者とブルーカラー労働者とでは、後者の産業特殊的人的資本の損失が大きいことも確認された。

### <キーワード>

転職前後の賃金変化、人的資本理論、一般的人的資本、産業特殊的人的資本、産業特殊的人的資本の損失、賃金プレミアム、転職者、産業間移動、産業内移動、標準労働者、マイクロ・データ

### 1. はじめに

本稿は、産業内を移動した者と産業間を移動した者の間で転職前後の賃金変化に違いがみられるのか、さらに転職による人的資本の損失が発生するかどうか、について計量的に把握することを目的とする。

転職した労働者がそれまでに蓄積した人的資本の一部を失うという問題は、個人の所得低下をもたらすだけでなく、労働市場におけるミスマッチ問題にも関連している。ここでいうミスマッチとは、性や年齢、学歴といった労働者の属性によって起こるものではなく、転職者の技能や知識、経験あるいは資格といった企業の提示する採用条件に合わないことによって起こる問題である。若年人口が今後減少していく我が国において、衰退産業から新規成長産業への労働力配分が新卒者の採

用によって調整を行うよりも中途採用によって行う割合が高まることになろう。その場合に、労働力が衰退産業から成長産業へとスムーズに吸収されれば、失業問題の発生は回避される。しかし、転職者が就こうとする職に必要な技能や知識を持たず労働需要側の採用条件に合わなければ、その人の失業期間は長期化する可能性がある。

これまで労働経済学では、おもに賃金関数を計測することによって、人的資本の蓄積が労働者の所得にどのような影響を与えているのかについて分析を重ねてきた。しかし、従来のように賃金関数を測るのでは、転職によって損失する人的資本を計測することはできない。また、賃金関数を推定し人的資本の収益率を測ることは問題があると以前から指摘されてきた。その問題とは人的資本そのものを数量的に把握することが困難であるため、勤続年数をその代理指標として用い、そのパラメタを人的資本の収益率として考えていることにより起こるものである。勤続を積むことによってその仕事に関する技能や技術は高まる一方で、勤続の長期化は人的資本と定着性が高い労働者をスクリーニングすることになる。そのため、計測された勤続年数のパラメタにはセレクション・バイアスが含まれる可能性があるというのである。<sup>1)</sup>

本稿では『雇用動向調査』の入職者票を用いて、転職前後の賃金変化を分析することにより転職者の人的資本の損失について定性的に分析する。以下、第2節では分析の方法と資料について説明し、第3節では分析結果を考察することにする。

## 2. 分析方法と資料

はじめに、転職前後の賃金変化率を用いてどのように人的資本の損失を計測するのかについて、人的資本理論を用いて説明する。人的資本理論では賃金が労働者の生産性に応じて支払われることを前提に、賃金プロファイルが観察されるのは企業内教育訓練による人的資本の蓄積が労働者の生産性を上昇させるためであると説明する。これを簡単なモデルで示すと、以下の(1)式のようなになる。

$$W_j = m_s H_s + m_j * \left( \sum_{t=0}^{j-1} H f_t - (1-\alpha) H f_j \right) \quad (1)$$

1) 近年米国では、セレクション・バイアスを除いて人的資本の収益率を計測しようと試みられてきた(米国での実証研究に Abraham and Farber (1987), Altonji and Shakotoko (1987), Topel (1981) など)。米国では労働者個人を長年にわたり追跡調査したパネルデータが整備されており、これらの研究ではこのパネルデータを用いた分析が行われている。パネルデータを用いる利点は、同一個人について毎年の賃金に関する情報が得られることにあり、毎年観察される賃金の変化率から学歴や性、年齢といった個人属性の影響を取り払うことができることにある。残念ながら我が国ではパネルデータが十分に整備されておらず、セレクション・バイアスを除いた人的資本の収益率を測定することは行われていない。

ただし、 $W_j$ は $j$ 期に得る賃金、 $H_s$ は学校教育によって蓄積された人的資本、 $H_f$ は企業内教育訓練により蓄積された人的資本、 $m_s$ 、 $m_f$ はそれぞれの人的資本価値を表わしている。また、企業内教育訓練には一般にどの企業でも通用する一般的人的資本と、転職前に所属していた産業や企業でのみ有用な特殊人的資本を形成するために行われるものがあり、

(1)式中の $\alpha$ は一般的人的資本 $Hfg$ と特殊人的資本 $Hfs$ の比、

$$Hf = (1 - \alpha) Hfg + \alpha Hfs \quad (2)$$

である。

(1)式は、企業は労働者が蓄積している人的資本 $H_s + \sum_{t=0}^{j-1} Hf_t$ に見合う賃金を労働者に支払うが、一方で $j$ 期に行われる企業内教育訓練のうち一般的人的資本の習得に要する費用 $(1 - \alpha) Hf_j$ を労働者に負担させるということを示している。

では $(j + 1)$ 期に他の企業に転職した場合、転職先で得ることのできる賃金はどうなるであろうか。転職先の企業でも通用する人的資本は、学校教育で蓄積した人的資本 $H_s$ と転職前企業で蓄積した一般的人的資本 $(1 - \alpha) Hf$ にすぎない。したがって、転職先で得る賃金は

$$W_{j+1}^a = m_s H_s + m_f \left( \sum_{t=0}^j (1 - \alpha) Hf_t \right) \quad (3)$$

となる。

(3)式から(1)式を差し引くと、

$$\begin{aligned} W_{j+1}^a - W_j &= m_f \left( \sum_{t=0}^j (1 - \alpha) Hf_t \right) - m_f \left( \sum_{t=0}^{j-1} Hf_t - (1 - \alpha) Hf_j \right) \\ &= -m_f \left( \sum_{t=0}^{j-1} \alpha Hf_t \right) \end{aligned} \quad (4)$$

となり、前職と現職の賃金の差は前職までに蓄積された特殊人的資本 $(\sum \alpha Hf_t)$ が損失し、転職者の生産性が低下するためと解釈できる。

本稿では、特殊人的資本を所属企業でのみ有用な企業特殊人的資本と所属産業でのみ有用な産業特殊人的資本とに分けて考える。そして、産業間移動した者と産業内移動した者の間の賃金変化の違いに着目し、転職によって産業特殊人的資本の損失が発生するかどうかについて、(4)式をより具体化した(5)式を最小自乗法により推定し検討する。その際に、学歴の違いや所属する産業や企業規模の違いによって転職前後の賃金変化に差異がみられるのかどうかについても検討する。

$$\begin{aligned} \dot{w} &= \alpha + \beta_i \sum SCH_i + \lambda_1 WP\_B + \lambda_2 WP\_N + \mu_j \sum SCALE\_B_j \\ &\quad + w_j \sum SCALE\_N_j + \vartheta REASON + \tau VAC + \omega IDC + u \end{aligned} \quad (5)$$

ただし、 $\dot{w}$ は転職前後の賃金変化率、 $SCH_i$ 学歴ダミー（中卒がベース、添字 $i$ は1が高卒、2は短大

卒, 3は大卒を示す),  $WP\_B$  および  $WP\_N$  は前職と現職の賃金プレミアム,  $SCALE\_Bj$  および  $SCALE\_Nj$  は前職と現職の企業規模 (5-99人規模がベース, 添字  $j$  は 1 が 100-999人規模, 2 が 1000人以上規模を示している),  $IDC$  は産業間移動ダミー (産業間で移動した場合は 1, 産業内で移動した場合は 0),  $REASON$  は離職理由 (非自発的離職ならば 1, 自発的離職ならば 0),  $VAC$  は各年の有効求人倍率をそれぞれ示している。また  $u$  は誤差項である。

本稿で用いる資料は、『雇用動向調査 (入職者票)』(昭和60年度から平成3年度)を特別集計したマイクロ・データである。この資料は, 当該年の1月1日から12月31日までに入職した労働者個人(前職の有無にかかわらず)の年齢(五歳刻み)や最終学歴, 前職および現職産業, 居住している都道府県, 離職理由といった個人的属性から, 離職期間や転職前後の賃金変化率について調べている。ただし, この調査においては前職での勤続年数を調べておらず, 勤続年数の違いによる特殊的人的資本の蓄積度合の違いを直接テストすることはできない。しかし勤続年数は年齢とともに長くなることが平均的にいえるから, ここでは(5)式を年齢階級別に推定することにする。

『雇用動向調査』では転職前後の賃金変化率  $w$  について現職に入職する前の1年間に仕事についてた経験のある人にもみたまねているので, 分析対象サンプルはここ1年以内に前職経験のある転職者に限られる。また, 転職前後の賃金変化率について「3割以上増加」, 「1割以上3割未満増加」, 「1割未満の増減」, 「1割以上3割未満減少」, 「3割以上減少」というようにこの調査では調べている。このため, ここではそれぞれの中央値をとり, +30%, +15%, 0%, -15%, -30%として従属変数に用いている。

産業間で移動しているかどうかを示す  $IDC$  は前職と現職の産業が同じであれば 0, 異なっていれば 1 とするダミー変数である。もし所属していた産業にのみ有用な人的資本があり, 産業間移動によってそれが失われれば, それだけ転職者の生産性は低下し賃金は前職に比べて低下するであろう。それゆえ, この変数のパラメタは負の推定値をとることが期待される。ただし, この調査では前職産業を産業大分類で分類しているために, 中分類で産業を区別していれば産業間移動に含まれるものであっても産業内移動となるサンプルが存在する。このため, 特に製造業にあっては産業の幅が大きいため, 産業特殊的人的資本の損失を十分に捕らえられない可能性がある。

転職者の所属している産業や企業規模の違いが転職前後の賃金変化に影響を与えているかどうかについて, 前職と現職の賃金プレミアムである  $WP\_B$ ,  $WP\_N$  と, 前職と現職の企業規模ダミー  $SCALE\_Bj$  および  $SCALE\_Nj$  によって検討する。もし観察される産業間や企業規模間の賃金格差がそこに属する労働者の質を反映しているとすれば, 転職することによって特殊的人的資本以外の労働者の質は変化することはないから, 転職者の賃金変化に対して移動前後の産業や企業規

2) 転職者が転職することによって, 彼の年齢や学歴, それまで蓄積してきた一般的人的資本が変化することはない。変化すると考えられるのは特殊的人的資本の蓄積だけである。

模が影響を与えないはずである。逆に、もし産業や企業規模に属するということが賃金変化に影響を与えているならば、転職者の質だけでは説明できない賃金プレミアムが産業や企業規模間で存在していることになる。

本稿では産業間の賃金格差として、『賃金構造基本調査』（昭和60年度から平成3年度）の男子常用労働者（全年齢）について、全産業平均賃金を1として産業大分類別平均賃金の相対比を計算し、用いている。前職産業の平均賃金が相対的に高く、それが労働者の質だけでは説明できないプレミアムであれば、転職後に賃金が低くなる可能性が高いため  $WAGE\_B$  の推定されるパラメタは負値をとるであろう。他方、現職産業の平均賃金が相対的に高く、それがプレミアムであれば、 $WAGE\_N$  の推定されるパラメタは正値をとることであろう。

前職と現職の企業規模を示す  $SCALE\_B$  と  $SCALE\_N$  は、それぞれ5-99人規模をベースに、1000人以上規模なら  $SCALE\_B1$  ( $SCALE\_N1$ ) が1、100-999人規模なら  $SCALE\_B2$  ( $SCALE\_N2$ ) が1となるダミー変数である。もし所属していた前職企業規模が大きく、かつ賃金にプレミアムが含まれていれば、転職によって賃金の低下は大きくなると考えられる。したがって、 $SCALE\_B1, 2$  の推定パラメタは負値をとることが期待される。一方、現職の企業規模が大きく賃金にプレミアムが含まれていれば、 $SCALE\_N1, 2$  は正値をとることになるであろう。

離職理由を示す  $REASON$  は自発的理由による離職であれば0、会社都合や定年などによる非自発的理由による離職であれば1とするダミー変数である。この変数は上でたてた作業仮説を直接にテストするものではなく、離職理由の違いが経済的側面からみた転職成功度にどのような影響を与えているかをみようとするものである。

有効求人倍率を示す  $VAC$  は、用いているサンプルが昭和60年度から平成3年度の7年間の資料から得たプールデータであることから、各年の労働市場の状態が転職前後の賃金変化に与えた影響をコントロールするための変数である。労働市場において需要が供給を超過するようになると、需要側は採用条件の緩和し、それまで以上の賃金を提示すると考えられるから、転職による経済的な損失は小さいはずである。したがって、有効求人倍率の推定パラメタは正値をとることが期待される。

### 3. 分析結果と考察

(5)式を推定するまえに、この分析で用いるサンプルのおおまかな特徴をみておく。今回の分析では、男子で現職が常用雇用者に該当し、出向者ではない転職者を対象としている。このようにして得られた過去1年以内に前職を離職し、現職に就いている者は7年間の合計で202412人であった。これを年齢別に個人の各属性の割合についてみたものが表1である。

表1 サンプルの属性

(%)

	19歳以下	20-29歳	30-44歳	45-54歳	55歳以上
サンプルサイズ	9775	77381	64286	28224	22746
中卒	30.9770	7.9373	20.8747	40.2246	51.5827
高卒	69.0230	68.2609	56.0402	49.0115	36.6042
短大卒	0.0000	7.7513	3.6680	2.0550	4.2557
大卒	0.0000	16.0505	19.4171	8.7089	7.5574
非自発的離職者の割合	24.2558	35.7284	47.7382	61.0190	76.2684
産業間移動者の割合	52.4910	53.9564	47.5827	44.6181	46.3774
転職前後の賃金変化率	6.0168	4.1559	2.8341	0.1462	-7.3576
1000人以上規模（現職）	33.5243	37.1396	30.8979	26.2259	20.9180
100-999人規模（現職）	44.2762	39.8703	39.5234	42.2761	46.0433
5-99人規模（現職）	22.1995	22.9901	29.5788	31.4980	33.0388
1000人以上規模（前職）	9.3708	14.3071	15.0344	19.0760	22.7952
100-999人規模（前職）	27.2327	31.0722	27.8785	25.9177	28.7039
5-99人規模（前職）	63.3964	54.6206	57.0871	55.0064	48.5008

表1で転職前後の賃金変化率についてみると、19歳階級で6.02%であったものが、20-29歳階級で4.16%、30-44歳階級で2.83%、45-54歳階級で0.15%、55歳以上階級で-7.36%であり、年齢が高くなるにつれて前職に比べて賃金が低下している。非自発的理由による離職者の割合は中高年齢層に多く（45-54歳階級で61.02%、55歳以上階級で76.27%が非自発的離職）、逆に若年層では転職者の65%から75%が自発的理由により離職している。また、転職者のうち産業間を移動している者は約半数であり、年齢による違いはあまりない。企業規模については、前職の企業規模が大きい離職者は少なく、企業規模が小さい離職者は多い。これを年齢別にみると、若年層に比べて中高年齢層ほど大規模企業からの離職者は増え、小規模企業からの離職者は少なくなる。現職の企業規模に関しては、100-999人規模への転職者が相対的に多い。1000人以上の大規模企業へ転職した者の割合は19歳以下階級で33.5%、55歳以上階級で20.9%、逆に5-99人の小規模企業へ転職したものは19歳以下階級で22.2%、55歳以上階級で33.0%であり、年齢が高まるとともに大企業への転職者が減り、中小企業への転職者が増えている。また、離職者のうちホワイトカラーの占める割合は、19歳以下階級で19.26%、20-29歳階級37.67%、30-44歳階級35.31%、45-55歳階級28.09%、55歳以上階級33.42%である。

転職前後の賃金変化を学歴別にみてみよう。図1は学歴別に転職前後の賃金変化率（ただし調査各年の平均値、以下同じ）を描いたものである。各学歴とも、表1の結果と同様、若年層では転職後に賃金は上昇しており、年齢階級があがることによってその上昇率は低下し、45-54歳階級や55歳以上階級では前職に比べて賃金は低下している。また、図からもわかるように、転職による賃金変化は

高学歴者ほど、若年層においてその上昇幅が小さく、中高年齢層での減少幅が大きいことがわかる。

では、転職をしたことのない労働者の賃金変化率と比較するとどのような違いがあるだろうか。学卒後一度も転職経験のない標準労働者を取り上げ、彼らの対前年賃金伸び率と転職者の賃金変化率と比較してみよう。図2は全産業の標準労働者の「決まって支給される給与」から対前年賃金伸び率を計算し、プロットしたものである。

図1と図2とを比較してみると、いくつかの相違点が見いだされる。まず、若年層においては、転職者の賃金変化率の方が標準労働者のそれに比べて大きいということである。離職行動を分析したこれまでの研究の多くが賃金率が低いほど離職率は高いという（例えば Ohasi (1983), Mincer・Higuchi (1988))。労働供給者にとって賃金を含めた雇用条件が前職よりも良い企業へ転職すれば、それだけ効用水準は高まることになる。しかし、オイルショック以降は転職先に良好な雇用条件を見いだすことは難しく、若年層にあっても離職率はそれほど高くはなかった(樋口 (1991))。しかし図1, 2の観察期間中に関していえば、同じ企業で勤続を重ねるよりも雇用条件のより良い企業へ転職したほうが、一時点でみた場合の賃金は上昇していたといえ、この事実が近年の若年労働者の離職率が上昇している要因の一つといえるであろう。

つぎに注目されるのは、中高年齢層では転職者の賃金変化率がマイナスの変化がみられたのに対して、標準労働者の場合にはこの年齢階層にあってもプラスに変化しているということである。これは上で触れた若年層とはまったく逆の傾向である。したがって、中高年齢層では、それだけ同じ企業で勤続を重ねたほうが賃金の伸びも高くなることになり、他方で転職した場合には賃金の低下

図1 学歴別、転職前後の平均賃金変化率

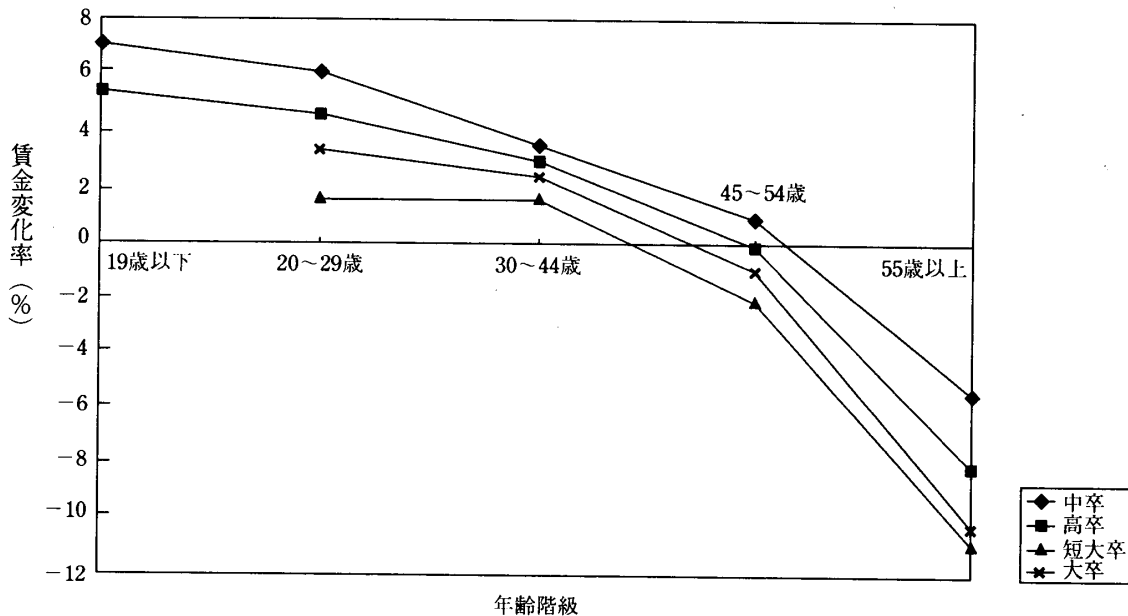
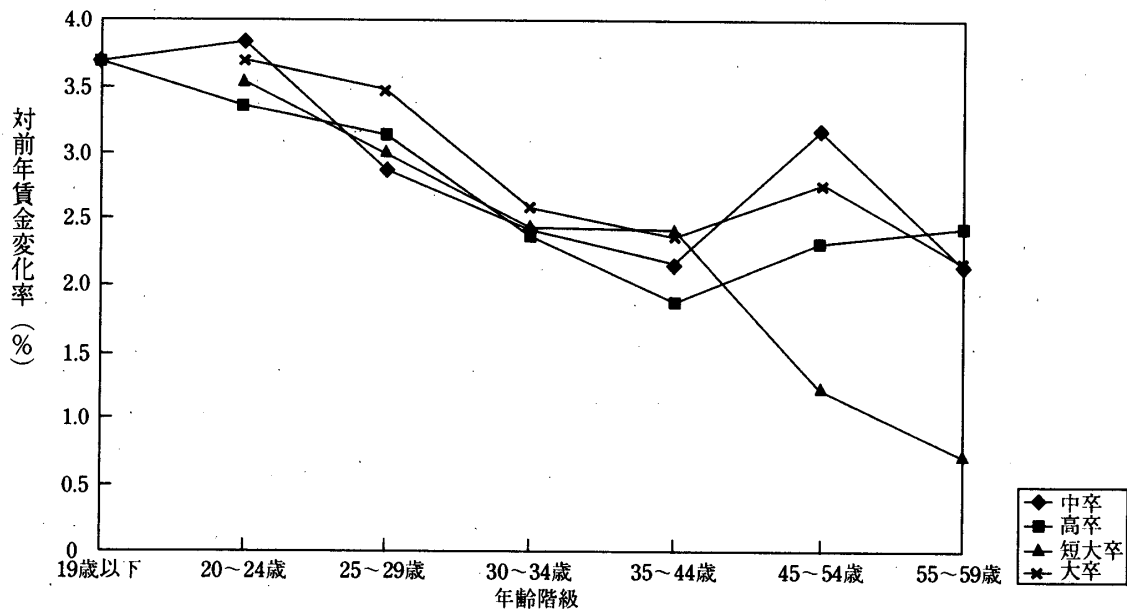




図2 標準労働者の対前年賃金変化率（7年間平均値）



による経済的損失は大きいということになる。こうした事実が中高年齢者の自発的離職者が少なく、離職者の多くが会社都合や定年によるものという原因の一つと考えられる。<sup>3)</sup>

さて、(5)式を推定した結果は表2にまとめてある。表2によれば、本稿で用いたようなマイクロ・データであれば決定係数もますますの値といえ、F-値は統計的に有意な値をとっている。また各パラメタのt-値も統計的に有意な値をとっている。

各変数について詳しくみてみよう。まず、学歴の違いが転職前後の賃金変化に対してどのような影響を与えているだろうか。19歳以下と20-29歳階級では高卒ダミー  $SCH1$ 、短大卒ダミー  $SCH2$ 、大卒ダミー  $SCH3$  とも統計的な有意な負の値をとっており、30-44歳階級以上では高卒および短大卒ダミーが統計的に有意な負の値、大卒ダミーが正の値をとっている。したがって、若年層では高学歴者ほど中卒に比べて転職後に賃金は低下し、年齢階級が高くなると大卒者の場合には中卒に比べて転職後に賃金が低下していることがわかる。

つぎに、前職の産業に労働者の生産性以上の賃金プレミアムが含まれている場合に、転職による賃金低下がみられるのかどうかについて考えてみよう。前職産業の相対賃金である  $WP\_B$  の推定されたパラメタは、どの年齢階級であっても負の値をとっている。したがって、前職産業の賃金が相対的に高ければ高いほど転職後の賃金は低下していることがわかる。また年齢階級別にみると、19歳以下階級で-0.0552であるのに対して55歳以上階級では-0.0330であり、年齢階級が高くな

3) 清家(1993)によれば、40歳代から50歳代にかけての純退職金利得(1年引退を伸ばすことによって得られる退職金の限界的な増加分)はマイナスであり、退職金に退職促進的な性格が中高年齢層で強まるという。逆に、若年層では退職金が企業定着を高める性格を持っていると分析している。

表2 転職前後の賃金変化についての推定結果

	19歳以下	20-29歳	30-44歳	45-54歳	55歳以上
<i>INTERCEP</i>	7.8971 (2.9740)	8.4291 (11.4900)	2.3196 (3.2220)	1.7394 (1.6650)	3.8338 (3.0470)
<i>SCH1</i>	-1.5087 (-5.1340)	-1.5789 (-8.7560)	-0.5049 (-3.8910)	-0.3217 (-2.0540)	-0.4580 (-2.2520)
<i>SCH2</i>		-3.8255 (-15.6660)	-1.6051 (-5.6080)	-0.8823 (-1.7170)	-1.4438 (-3.1440)
<i>SCH3</i>		-1.5985 (-7.4820)	0.0521 (0.3110)	0.8415 (3.0510)	0.4988 (1.3920)
<i>WP_B</i>	-0.0552 (-3.1680)	-0.0719 (-13.8540)	-0.0424 (-7.3890)	-0.0083 (-0.9200)	-0.0316 (-2.8410)
<i>WP_N</i>	0.0366 (1.6000)	0.0633 (10.6220)	0.0737 (12.1680)	0.0226 (2.7790)	0.0199 (2.1010)
<i>SCALE_B1</i>	-7.9783 (-17.4880)	-5.3182 (-35.9450)	-3.6766 (-23.2390)	-4.1238 (-19.1850)	-9.0826 (-33.1600)
<i>SCALE_B2</i>	-3.2830 (-10.6560)	-2.0549 (-18.4200)	-1.8282 (-14.8720)	-1.5701 (-8.5150)	-2.9855 (-12.4440)
<i>SCALE_N1</i>	6.6059 (17.6470)	4.8830 (35.6890)	3.8291 (26.9310)	3.0098 (14.5320)	0.4062 (1.4530)
<i>SCALE_N2</i>	0.0758 (2.1640)	0.3284 (2.5000)	0.0116 (0.0900)	0.1474 (0.8200)	-0.8690 (-3.8270)
<i>IDC</i>	1.0608 (3.8850)	-0.3219 (-3.2950)	-1.1184 (-10.6930)	-2.3965 (-15.1750)	-2.9965 (-14.8280)
<i>REASON</i>	-3.1545 (-10.3570)	-4.3516 (-42.6950)	-4.4800 (-42.2630)	-4.4144 (-27.2130)	-7.7160 (-32.3040)
<i>VAC</i>	0.3742 (0.8890)	0.4189 (2.7000)	0.3946 (2.4090)	1.6518 (6.9880)	1.5542 (5.2210)
<i>ADI-R2</i>	0.1037	0.0813	0.0650	0.1626	0.2056
<i>F-VALUE</i>	86.0350	442.2950	284.0680	355.2730	377.7190

(注) 括弧内の数値はt-値。

るとともに推定パラメタの絶対値は小さくなっている。したがって、若年層ほど前職産業の賃金プレミアム効果が大きく、同じ前職産業を離職した中高年齢者よりも賃金の低下は大きい。

一方、現職産業の賃金プレミアムである  $WP\_N$  の推定パラメタは、どの年齢階級にあっても正の値をとっており、転職先の産業の賃金が相対的に高ければそれだけ賃金は前職に比べて高くなっていることがわかる。年齢階級別にみると、45-55歳以降の年齢階級ではパラメタが正であってもその絶対値は30-44歳階級以前に比べて小さくなっている。したがって、転職先が同じ産業であっても、中高年齢者よりも若年者で賃金プレミアムの効果が大きく、賃金は上昇している。

企業規模の違いによる転職前後の賃金変化への影響はどうであろうか。まず、前職の企業規模については、前職の企業が1000人以上規模であることを示している  $SCALE\_B1$  も、100-999人規模であることを示している  $SCALE\_B2$  も、その推定パラメタが統計的に有意な負の値をとっている。このことから、前職が100-999人規模や1000人以上規模の企業を離職した転職者の場合には、5-99人規模の企業を離職した転職者の賃金変化と比べて低下の度合いが大きいことがわかる。年齢階級別には、19歳以下階級（1000人以上規模の場合）や20-29歳階級（100-999人規模の場合）と55歳以上階級の推定パラメタの絶対値が大きく、他の年齢層と比較して前企業が大規模であることによる賃金低下は大きい。

また、現職の企業規模についてみると、特に1000人以上規模の企業へ移動したことを示す  $SCALE\_N1$  の推定パラメタが統計的に有意な正の値をとっていることから、規模の大きい企業へ移動した場合には賃金が前職に比べて高くなっていることがわかる。これを年齢別にみると、19歳以下階級では  $SCALE\_N1$  の推定パラメタが6.6059であるのに対して、55歳以上階級では0.4062と年齢階級があがるにつれて推定パラメタは小さくなっている。つまり、大規模企業へ移動することによる賃金の増加は、年齢が高くなるにつれてその効果が小さくなることがわかる。

以上の結果から、賃金が相対的に高い産業や企業規模を離職した場合には転職によって賃金は低下し、その一方で相対的に賃金が高い産業や企業規模へ移動した場合には転職によって賃金は上昇していることがわかる。したがって、産業や企業規模の違いによってみられる賃金格差には労働者の質だけでは説明できない賃金プレミアムが存在しているといえる。

離職理由の違いによって賃金変化はどのような影響を受けているだろうか。離職理由が非自発的なものであることを示す  $REASON$  の推定パラメタは、どの年齢階級であっても統計的に有意な負の値をとっている。したがって、非自発的理由で離職した場合には自発的理由で離職した場合に比べて賃金は前職よりも低下していることがわかる。表3は離職理由別に離職期間の平均値を示したものであるが、どの年齢階級であっても自発的理由によって離職をした者に比べて非自発的理由による離職者の離職期間は長いことがわかる。

推定結果と離職期間を示している表3から、非自発的理由によって離職した離職者の場合に、彼

表3 離職理由の違いによる平均離職期間

(単位：日)

	自発的理由	非自発的理由
19歳以下	62.2011	69.3227
20-29歳	65.3917	68.6558
30-44歳	66.8031	66.6037
45-54歳	74.6677	67.4551
55歳以上	88.2145	89.0166

(注) 雇用動向調査(入職者票)では離職期間について15日未満, 15日~1カ月未満, 1カ月~3カ月未満, 3カ月~6カ月未満, 6カ月~1年未満と5つの選択枝からなっている。ここではそれぞれ15日, 23日, 60日, 150日, 270日として計算した。

らが失業の長期化を嫌がって売り急ぎをし、その結果、転職先で提示された賃金が低くともそれを受け入れたとも考えられる。非自発的理由による転職者が失業の長期化を嫌って売り急ぎをしているかどうかについては、より詳しく転職者の職探し行動についての分析を行う必要があるが、自発的理由による離職者に比べて彼らの経済的損失は大きいといえる。年齢階級別について離職理由の違いによる効果をみると、19歳以下階級から45-54歳階級ではその推定パラメタが-4前後であるのに対して55歳以上階級では-7.7160であることから、特に高齢者層において、非自発的理由による転職の経済的損失が大きいことがわかる。

労働市場における需給状態が転職前後の賃金変化に対してどのような影響を与えているかについて検討している有効求人倍率VACの推定パラメタは、どの年齢階級であっても正の値をとっている<sup>4)</sup>。したがって、労働市場が逼迫し需要側が採用条件を緩和しているような時期には、転職による賃金の低下は小さいといえる。特に、この効果は若年層に比べて中高年齢層で大きいことがわかる。

最後に、転職者が産業間で移動していたかどうかを示すIDCのパラメタの計測結果について考えよう。もし所属していた前職の産業だけに通用する技能や技術があり、転職者がそれらを前職産業で蓄積していたとすれば、産業内で移動した者よりも産業間で移動した者の賃金は前職で得ていた賃金よりも低下しているはずである。

表2の推定結果をみると、19歳以下階級で転職者が産業間で移動していることを示すダミー変数

4) 労働市場の状態を示す変数として有効求人倍率以外に、失業率を推定式に加えた計測も行っている。失業率を加えた場合、その期待されるパラメタは、失業率が低ければ市場が逼迫していると考えられるため、負値である。結果は期待されたとおり負値であり、有効求人倍率と同様の結果となった。

IDCのパラメタは正であるが、これ以外のすべての年齢階級で統計的に有意な負の値をとっている。つまり19歳以下階級を除く各年齢階級で、産業間移動による転職は産業内移動に比べて賃金を減少させる効果があるということである。しかも、推定式には前職および現職の産業の賃金プレミアムを示す  $WP\_B$ ,  $WP\_N$  が加えられていることから、IDCのパラメタは産業間を移動することによって得られる賃金プレミアム部分を除いた前職産業の特殊的人的資本の損失を示しているといえる。したがってこの結果は、前職産業で蓄積してきた人的資本には所属していた産業でのみ通用する産業特殊的人的資本が存在しており、転職によりそれが損失していることを示している。

年齢階級別にIDCのパラメタをみると、中高年齢層ほどその絶対値は大きくなっている。このことから、中高年齢層で前職で蓄積してきた産業特殊的人的資本の損失が特に大きいといえよう。残念ながら、推定式には勤続年数を加えることが不可能であったために、同一企業に勤続することによる人的資本の蓄積度合いを計測することはできなかった。しかし、年齢とともに勤続年数が平均的には長くなるとすれば、IDCのパラメタの値が大きい中高年齢層ほど産業特殊的人的資本の損失が大きい<sup>5)</sup>ということは理解できよう。

それでは、転職者が産業間で移動した場合に発生する産業特殊的人的資本の損失に学歴間で違いがみられるであろうか。これをみるために、転職者の最終学歴別に(5)式を推定した。推定結果は表4である。この結果をみると、転職前後の賃金変化に対する産業間移動の効果が年齢階級によって違ってくるのがわかる。20-29歳階級では中卒のパラメタが0.1291と正であるのに対して、高卒-0.2318, 短大卒-0.6762, 大卒-0.4397と負の値をとっており、高学歴の転職者ほど産業間の移動によって産業特殊的人的資本を失っており、賃金の低下も大きい。一方、55歳以上の年齢階級では中卒-3.8450, 高卒-2.2088, 短大卒-1.3131, 大卒-1.9948と低学歴の転職者の方が高学歴者に比べて産業間移動による賃金低下は大きい。

このように学歴間の産業間移動効果が年齢階級によって異なってくるのはどうしてであろうか。これに対する一つの理由として考えられるのは職種の効果である。一般に高学歴者ほど管理職、専門職、技術職、事務従事職といったホワイトカラーである比率は高い。逆に技能工や生産工程作業者といったブルーカラーは低学歴者が大部分を占めている。ホワイトカラー労働者とブルーカラー労働者が蓄積する人的資本の性質が違っており、職種によっては当該産業にのみ通用する産業特殊

5) この分析結果からは、賃金プロフィールを説明する仮説の一つである生活費補償仮説を受け入れることはできない。生活費補償仮説では、労働者のライフサイクルを考えた場合に、年齢が上がるとともに生活に要する費用も高まるため、それを補償するように賃金を企業が支払うというものである。この仮説に従えば、労働者が転職した場合であっても彼の年齢に変化はないから、それを補償するだけの賃金を転職先の企業は支払うはずである。もしこの仮説が正しければ、年齢が上がるにつれて転職前後の賃金低下は、たとえ転職者が産業間で移動しようとも、起こらないはずである。しかし測定結果では、産業間移動による賃金低下は産業内で移動する場合に比べて大きく、それが年齢階級があがるにつれて低下幅が大きくなっているのである。

表4 転職前後の賃金変化に対する産業間移動効果の学歴比較

		19歳以下	20-29歳	30-44歳	45-54歳	55歳以上
中卒	パラメタ	1.4772	0.1291	-1.0712	-1.9504	-3.8450
	t-値	2.9620	0.3600	-4.6210	-7.5830	-13.6370
	ADJ-R2	0.1097	0.0718	0.0832	0.1590	0.2115
高卒	パラメタ	0.8613	-0.2318	-1.2370	-2.7581	-2.2088
	t-値	2.6320	-2.1390	-9.1540	-12.3900	-6.3230
	ADJ-R2	0.0975	0.0839	0.0753	0.1955	0.2100
短大卒	パラメタ		-0.6762	-0.8374	-5.4443	-1.3131
	t-値		-1.8070	-1.4350	-4.7090	-1.2830
	ADJ-R2		0.0744	0.0521	0.1908	0.1909
大卒	パラメタ		-0.4397	-0.7418	-0.6315	-1.9948
	t-値		-1.8410	-3.0930	-1.2780	-2.6320
	ADJ-R2		0.0533	0.0342	0.0270	0.0789

(注) 推定式には、上記の変数以外に前職および現職の企業規模ダミー、前職および現職の産業の賃金プレミアム、非自発的離職を示すダミー、有効求人倍率が含まれる。

的人的資本の蓄積が異なる可能性があり、ホワイトカラー比率の高い大卒者の産業間移動効果は他の学歴に比較して小さくなるのかもしれない。

そこで、ホワイトカラー労働者とブルーカラー労働者に分けて、転職前後の賃金変化に対する産業間移動の効果を計測してみた。ここでいうホワイトカラー労働者とは前職において『雇用動向調査』で分類している管理職、専門職、技術職、事務従事職であり、ブルーカラー労働者とはこれ以外の採鉱採石作業者、運輸通信従事者、技能工、生産工程作業者、保安職業従事者、サービス職業従事者のことである。推定の結果は表5である。

推定結果によれば、どの年齢階級であっても、ホワイトカラー労働者の転職前後の賃金変化に対する産業間移動効果はブルーカラーのそれよりも小さいといえる。つまり、ホワイトカラー労働者が前職産業において蓄積した当該産業にのみ有用な特殊的人的資本の損失はブルーカラー労働者に

表5 ホワイトカラーとブルーカラー労働者の転職前後の賃金変化に対する産業間移動効果の比較

		19歳以下	20-29歳	30-44歳	45-54歳	55歳以上
ブルーカラー	パラメタ	1.271333	0.008447	-1.12876	-2.50009	-3.48771
	t-値	3.955	0.064	-8.298	-13.098	-14.308
	ADJ-R2	0.1102	0.0859	0.08	0.1562	0.2045
ホワイトカラー	パラメタ	1.422448	0.054887	-0.37178	-1.24802	-1.17347
	t-値	1.808	0.327	-2.041	-4.076	-3.153
	ADJ-R2	0.0908	0.0733	0.046	0.1501	0.1241

(注) 推定式には、上記の変数以外に学歴ダミー、前職および現職の企業規模ダミー、前職および現職の産業の賃金プレミアム、非自発的離職を示すダミー、有効求人倍率が含まれる。

比べて小さいと考えられる。この結果は、ホワイトカラー労働者が蓄積する人的資本の性質がどの産業でも通用する一般的なものであるということを示している。<sup>6)</sup>

#### 4. むすびに

本稿は、転職者の転職前後の賃金変化を用いて、産業特殊的人的資本の損失がみられるかどうかを分析した。その結果、転職者が産業間を移動する場合には産業内で移動する場合よりも賃金の低下は大きく、産業特殊的人的資本の損失がみられることが確認された。さらに、この産業特殊的人的資本の損失は、若年層よりも中高年齢層で大きく、勤続が長期化し前職産業において蓄積された人的資本の量が多くなるほどその影響は大きいと考えられる。また、ホワイトカラー労働者とブルーカラー労働者とは、後者の産業特殊的人的資本の損失が大きいことも確認された。こうした結果は、米国における転職前後の賃金変化をみつかった分析と同じであった (Jacobson, LaLonde and Sullivan (1993) あるいは Carrington and Zaman (1994) など)。

もちろん、以上の分析は転職前後という一時点での考察であり、転職者の経済的な効果を分析するにはさらに生涯所得という観点から分析する必要がある。転職先の企業で新たに教育・訓練を受けることによって、その企業あるいは産業の特殊的人的資本を蓄積することが可能であり、その後生産性を転職前と同水準に回復することも可能である。米国では同一個人を追跡調査しているパネルデータを用いて、転職後どの程度の期間で転職前の賃金水準に到達するかといった研究も行われている (Ruhm (1991) や Jacobson, LaLonde and Sullivan (1993) など)。今後、我が国においてもパネルデータが整備され、こうした分析が可能になることが望まれる。

#### 参 考 文 献

- Carrington, William J. and Asad Zaman (1994) "Interindustry Variation in the Cost of Job Displacement", *Journal of Labor Economics*, 1994, vol.12, pp.243-275.
- Dickens, W. and L. Katz (1987) "Inter-Industry Wage Differences and Industry Characteristics", in *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, ed. by K. Lang and J. Leonard : Basil Blackwell.
- Hashimoto, M. (1981) "Firm Specific Human Capital as a Shared Investment", *American Economic Review*, 87, pp.475-482.
- 樋口美雄 (1991) 『日本経済と就業行動』, 東洋経済新報社。
- Jacobson, Louis S, Robert J. LaLonde, and Daniel G. Sullivan (1993) "Earnings Losses of Displaced

6) 本稿の分析では前職産業における企業内教育・訓練への投資量をコントロールすることが不可能であった。そのために、ホワイトカラー労働者に対する教育・訓練量がブルーカラー労働者に対するそれよりも少ないということがあるとすれば、それが推定結果に反映されたとも考えられる。

- Workers”, *American Economic Review*, vol.83, pp.685-709.
- Katz, L. (1986) “Efficiency Wage Theories : A Partical Evalution”, in *NBER Macroeconomics Annual* 1986, ed. by S. Fischer : MIT Press.
- 小池和男編 (1991) 『大卒ホワイトカラーの人材開発』, 東洋経済新報社。
- Lazear, E. P. (1979) “Why is There Mondatory Retirement?”, *Journal of Political Economy*, vol.87.
- (1982) “Severance Pay, Pensions, and Efficient Mobility”, *NBER Working Paper*, no.85.
- Mincer, J. and Y. Higuchi (1988) “Wage Structures and Labor Turnover in the United States and Japan”, *Journal of the Japanese and International Economics*, vol.2, pp.97-133.
- Murphy, K. and R. Topel (1987) “Unemployment, Risk, and Earnings : Testing for Equalizing Wage Differences in the Labor Market”, in *Unemployment and the Structure of Labor Markets* ed. by K. Lang and J. Leonard : Basil Blackwell.
- Ohashi, I. (1983) “Wage Profiles, Layoffs, and Specific Training”, *International Economic Review*, vol.24, pp.169-181.
- 大橋勇雄 (1990) 『労働市場の理論』, 東洋経済新報社。
- 尾高煌之助 (1993) 『企業内教育の時代』, 岩波書店。
- 小野 旭 (1989) 『日本的雇用慣行と労働市場』, 東洋経済新報社。
- Ruhm, Christopher J. (1991) “Are Workers Permanently Scarred by Job Displacement?”, *American Economic Review*, vol.81, pp.319-324.
- 清家 篤 (1993) 『高齢化社会の労働市場』, 東洋経済新報社。