

転職と賃金変化:失業者データによる実証分析[†]

独立行政法人 労働政策研究・研修機構
研究員 勇上 和史

要旨

本稿では、能力分布に偏りがないとみられる倒産・廃業による離職者を対照グループとして、他の離職理由に基づく離職者の再就職過程と転職前後のパフォーマンスを検討した。分析の結果は以下の通りである。

第 1 に、失業期間からみると、「解雇」(「肩たたき」)や人員調整に伴う希望退職は、能力に関するネガティブなシグナルとして機能しているとはいえなかった。第 2 に、転職前後の賃金変化でも、離職理由は一般的には転職市場におけるネガティブなシグナルとしては機能しているとはいえない。しかし同時に、同一産業内の転職では自発的離職者や「解雇」者の賃金低下が相対的に大きいことから、同一産業内では離職企業に関する情報が得られやすいため、どのような企業をどのような理由で辞めたかが、観察されない能力の代理指標となっている可能性も示唆されている。第 3 に、希望退職による離職者は必ずしも能力分布の下位に位置する者ではなく、また転職市場でも希望退職による離職は負のシグナルではない。

「解雇」および希望退職が必ずしも転職市場では不利にならないという点は、近年の景気回復過程における非自発的失業者の減少要因の 1 つとして考えられる。

[†] 本稿は、国際労使関係協会 (IIRA) 第 5 回アジア地域会議 (於:韓国ソウル、2004 年 6 月 23 日~26 日) における筆者の報告論文に基づいている。ワークショップにおいて Insoo Jeong 氏 (Korea Labor Institute) からは貴重なコメントを頂いた。また、分析に用いたデータは、伊藤実氏 (労働政策研究・研修機構) ならびに堀春彦氏 (同) の労に負っている。さらに、研究所内の研究会で多くの方々より頂いたコメントが改稿に際して有益であった。とりわけ堀春彦氏の助言には感謝したい。むろん、残る誤りは筆者に帰する。なお、本稿は筆者個人の責任で発表するものであり、独立行政法人 労働政策研究・研修機構としての見解を示すものではない。

転職と賃金変化:失業者データによる実証分析

もくじ

- 1 はじめに
 - 2 先行研究
 - 3 データ
 - 4 実証分析
 - (1) 再就職率の分析
 - (2) 賃金変化の分析
 - 5 要約と結論
- 付録

1 はじめに

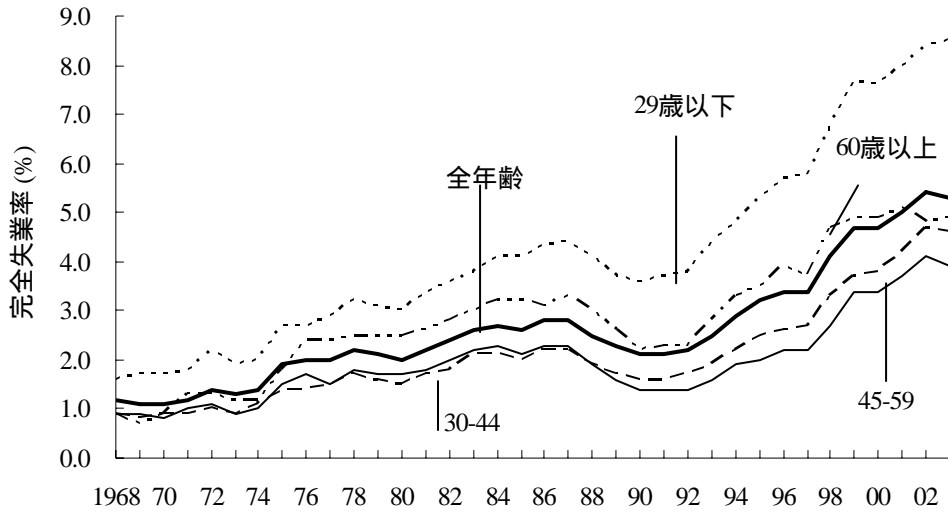
1990年代以降の長期不況下で、従来、日本の労働市場の特徴として指摘されてきた長期安定雇用に陰りが現れている。1991年以降上昇を続けた完全失業率は、2002年に過去最悪の5.4%に達した後やや持ち直しつつあるものの、依然4%台後半を維持している。その影響は、若年者はもとより、長期勤続者の多い中高年齢者にまで及んでいる(図-1を参照)¹。

失業率が上昇した要因の1つに、いわゆる失職者(displaced worker)の急増がある。離職理由別に失業者数の推移をみると、自発的な理由による失業者が1990年から2003年にかけて2.2倍の増加に留まったのに対して、非自発的な理由による失業者は実に5.6倍の増加を示しており、2001年以降、両者の数が逆転した。非自発的な理由のなかでも、近年は、「解雇・人員整理」や「事業所閉鎖・会社倒産・廃業」といった失業者が急増している(図-2を参照)。

離職理由別の失業者の特性を就業者や非労働力人口と比較すると、自発的離職者では、女性や35歳未満の若年層が相対的に多く、また前職でみるとサービス職を中心としながらも、比較的多岐な産業・職種にわたっている。これに対して、非自発的離職者は、相対的に男性や45歳以上の中高年層が多く、前職の職業では生産工程従事者が、業種では製造業の離職者が多くなっている(表-1参照)。ただしこれらの数字は失業者のストックについてのものであり、公表されている政府統計からは、失業プールへの流入(inflow)お

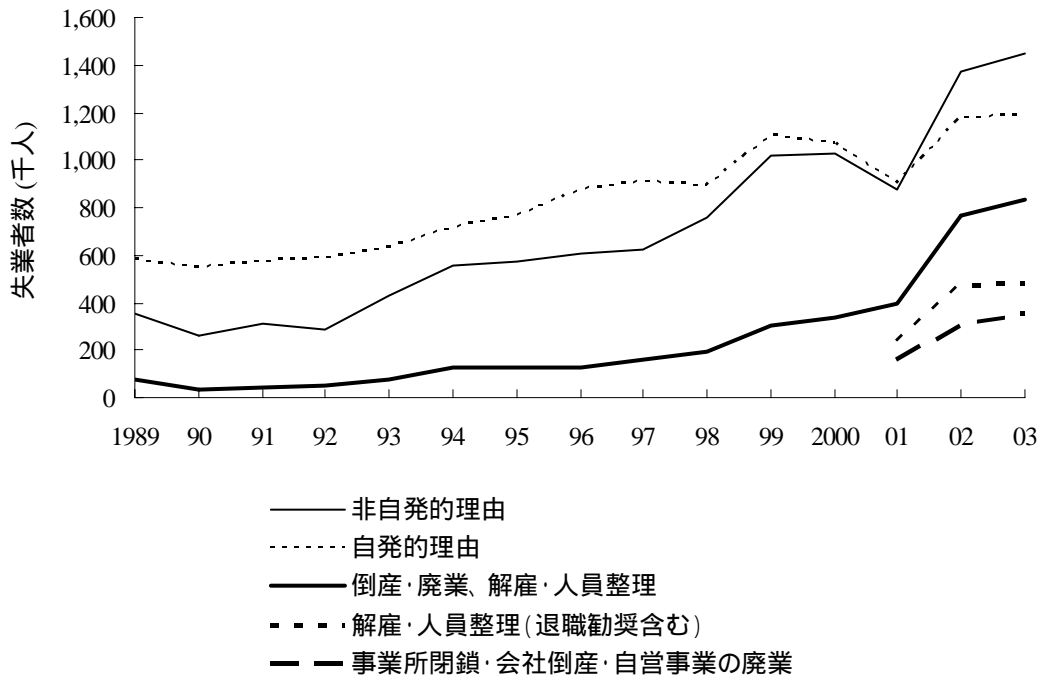
¹ 最新時点の月平均の完全失業率(季節調整済み)は、2004年10月の4.7%となっている。

図-1 年齢別完全失業率の推移:1968-2003



注: 各年の失業率は月平均の値。
資料出所: 総務省統計局「労働力調査」1968-2003。

図-2 離職理由別失業者数の推移



資料出所: 総務省統計局「労働力調査特別調査 2月調査」1989-2001および同「詳細集計 1-3月期」2002-2003

表-1 失業理由別失業者、就業者および非労働力人口の特性：2003年1月-3月期

	完全失業者					就業者	非労働力人口
	失業者計	事業所閉鎖・会社倒産・自営事業の廃業	解雇・人員整理(退職勧奨含む)	その他の非自発的理由(定年退職等)	自発的理由		
合計(千人) 1)	2,720	350	480	620	1,190	62,090	27,480
女性	33.8%	34.3%	31.3%	21.0%	42.9%	40.8%	67.5%
世帯主	32.7%	34.3%	37.5%	54.8%	20.2%	40.9%	26.5%
年齢							
15-24歳	13.2%	8.6%	6.3%	6.5%	18.5%	9.2%	3.5%
25-34	27.6%	22.9%	20.8%	17.7%	36.1%	23.0%	10.6%
35-44	16.9%	17.1%	16.7%	11.3%	19.3%	20.2%	9.3%
45-54	18.0%	31.4%	27.1%	11.3%	14.3%	23.5%	9.0%
55-64	20.6%	17.1%	29.2%	38.7%	9.2%	16.6%	15.9%
65歳以上	4.0%	2.9%	0.0%	11.3%	1.7%	7.5%	51.8%
雇用人(千人) 2)	2,360	300	430	520	1,110	52,610	3,860
産業 3)							
鉱業	0.0%	-	-	0.0%	0.0%	0.1%	0.0%
建設業	11.8%	16.7%	11.6%	13.5%	9.9%	9.4%	5.7%
製造業	23.6%	30.0%	37.2%	26.9%	14.4%	21.3%	18.3%
電気・ガス・水道・熱供給業	0.4%	-	-	0.0%	0.0%	0.6%	0.3%
運輸・通信業	8.4%	6.7%	11.7%	11.5%	8.1%	8.4%	6.5%
卸売・小売業	20.7%	26.7%	16.3%	15.4%	25.2%	18.4%	20.9%
金融・保険・不動産業	4.3%	3.3%	4.6%	5.7%	5.4%	4.0%	4.1%
教育・医療サービス	7.2%	0.0%	2.3%	3.8%	9.9%	13.7%	13.9%
宿泊業・飲食店	6.3%	3.3%	4.7%	1.9%	9.9%	4.9%	10.9%
その他サービス業	14.4%	10.0%	16.3%	15.4%	15.3%	15.2%	15.8%
公務	0.4%	-	-	0.0%	0.9%	3.7%	2.6%
その他の産業	2.1%	0.0%	2.3%	1.9%	1.8%	0.3%	1.3%
職種 3)							
専門的・技術的職業従事者	6.8%	3.3%	4.7%	5.8%	8.1%	15.0%	11.6%
管理的職業従事者	1.3%	3.3%	2.3%	1.9%	0.0%	3.5%	1.6%
事務従事者	19.4%	16.7%	20.9%	17.3%	21.6%	22.5%	26.6%
販売従事者	18.1%	20.0%	16.3%	15.4%	19.8%	14.5%	15.0%
保安・サービス職業従事者	12.2%	6.7%	9.3%	7.7%	15.3%	10.9%	14.5%
運輸・通信従事者	3.8%	6.7%	4.7%	5.8%	3.6%	3.8%	2.6%
製造・制作・機械運転及び建設作業	29.1%	36.7%	34.9%	34.6%	22.5%	23.2%	17.6%
採掘・労務作業	7.6%	6.7%	7.0%	7.7%	7.2%	6.0%	9.3%

注：1) 失業者および非労働力人口は、前職が雇用人の者。2) 失業者および非労働力人口は、前職が雇用人で過去3年間の離職者。3) 農林漁業を除く。また就業者の職業のみ、「労働力調査」2003年1月～3月の平均値(雇用人数は523万8千人)。

資料出所：総務省統計局「労働力調査 詳細集計」2003年1-3月期

および流出 (outflow) を失業理由によって捉えられない²。

ストックの失業者数の変化は失業プールへの inflow と outflow に依存する。失業を削減しようとする政策的見地からは、inflow の抑制と outflow の促進が望まれるが、本稿では、失業からの outflow、なかでも再就職の過程に焦点を当てる。具体的には、失業者を対象として、早期の再就職を決定付ける要因は何か、また再就職に成功した場合の賃金変化の決定要因について実証分析を行う。用いるデータは、1997年から1999年に離職し、大都市の公共職業安定所で求職活動を行った失業者のクロスセクションデータである。

以下、本稿の構成を示す。続く第2章では、転職時の賃金変化に焦点を当てた日本の実

² 厚生労働省の「雇用動向調査」によって、毎年の離職理由別の離職者フローが把握できる。しかしながら、同調査は(存続している)事業所を対象とした調査であり、2000年代に入って急増した倒産や廃業による失業者の動向が把握できない。

証研究を紹介し、本稿の関心を提示する。第3章で、用いられるデータの特徴を概観したのち、第4章では再就職率および転職時の賃金変化に関する計量分析を行う。最後に第5章では本稿で得られた結果をまとめ、結論とする。

2 先行研究

離職者の再就職過程に関する日本の研究の多くは、転職者が過去に蓄積した技能の継承性と、転職前後のジョブマッチングの変化から、転職時の賃金変化を説明している。

離職前の企業で蓄積された技能のうち、企業特種的な技能の有用性は転職によって失われるものの、産業や職種に特有の（一般的な）技能は転職後も有用である可能性が高く、同一産業内や職種内を移動した者の方が、産業間や職種間を移動した者に比べて賃金上昇が大きくなる（あるいは賃金低下が小さくなる）と考えられる。この点について阿部（1996）は、個人属性や産業プレミアムを考慮すると、転職に伴う賃金変化は、産業間を移動した者の方が同一産業内を移動した者に比べて約0.3%から3%程度低くなっているとして、産業に特殊な人的資本の損失を確認している。さらに、年齢が高くなるほど、またホワイトカラーよりもブルーカラーほど、転職に伴う産業特種的な人的資本の損失効果が大きいことが示されている。同様のアプローチから、転職前後の職種特種的な技能の継承性についても実証研究が行われている。岸（1998）および勇上（2002）は、中高年齢者ほど転職に伴う賃金低下が大きいことを確認する一方で、同一職種内を移動した場合には賃金低下が抑制されることを確認している。さらに大橋・中村（2002）は、技術・開発職や営業職では、技能の職種特殊性が相対的に強く、同一職種内の移動がより有利となることを実証的に示している。

他方で、転職者間の異質性（heterogeneity）を考慮した研究からは、性・年齢といった属性や仕事経験が同一の者であっても、前職とのマッチングの質や統計上は容易に観察されない労働者の能力の差によって、転職の結果が異なる可能性が示唆されている³。この点について、阿部（1996）、村松（2000）および大橋・中村（2002）は、倒産や解雇といった（会社都合による）非自発的な離職者に比べて自発的な離職者の方が、転職に伴う賃金上昇が大きい（賃金低下が小さい）ことを見出しており、自発的な離職者が転職によってジョブマッチングを改善する一方、非自発的な離職者がジョブマッチングを悪化させる事実を浮き彫りにしている（ただし、村松（2000）によれば、会社都合による離職でも44歳未満であれば賃金低下は小さい）。

³ 米国では、雇用者の賃金変化について離職理由との関係を調べた Bartel and Borjas（1978）によって、非転職者と比べた場合、自発的な離職者の賃金変化には有意に正の効果（賃金の上昇）が認められている。ただしその効果は若年者のみであり、中高年齢者では、自発的な転職は負の効果もしくはゼロとなっている。

しかしながら、転職者間の異質性はジョブマッチングのみに留まる訳ではない。Gibbons and Katz (1991) が指摘するように、離職理由はまた、労働者の観察されない能力を代理している可能性もある。Gibbons and Katz は、非自発的失職者のうち「呼び戻しのない解雇者」(layoff without recall) と工場閉鎖による失職者との比較分析を行い、転職市場における労働者の能力に関する情報の非対称性の存在により、「解雇」が能力の低い労働力(「レモン」)のシグナルとして機能していることを示している。日本については、解雇と倒産を区別した統計が整備されていないため、こうした視点からの研究がなかったが、松繁(2003)は、1990年代末に倒産した日本有数の証券会社の失職者データから、その再就職過程を分析している。先の米国での研究結果と照らし合わせれば、松繁の研究は、倒産による離職者という能力分布に偏りのないサンプルのみを用いたものと言える。その結果、従来の日本の研究結果とは異なって、年齢と再就職確率との間に相関はなく、再就職の成否には市場で必要とされる技能を持っているかどうか重要であるとの興味深い結果が得られている(ただし、賃金データが欠落しているため、残念ながら賃金変化についての分析はない)。このように、自らの意思による離職か、さらに企業による選別を受けているか否かによって、離職者の能力分布に偏りが生ずる可能性が示唆されている。

本稿では、日米の先行研究で示唆されているように、離職理由により転職者グループの能力分布が異なっているかどうかを検証する。具体的には、離職に際して会社の裁量(discretion)による選別や自己選択(self-selection)がなく、能力分布に偏りがないとみられる倒産・廃業による離職者を対照グループとして、自発的離職者や解雇による離職者、さらに大企業を中心に90年代の雇用調整の主な手段として利用されている希望退職の応募者の再就職過程と転職前後のパフォーマンスを検討する。また、米国の研究が示すように、雇い主による選別がいかなるケースにおいて「レモン」のシグナルとして機能しているのかについても検証を試みる。

3 データ

本稿で使用するデータは、日本労働研究機構(労働政策研究・研修機構の前身)が1998年から1999年にかけて実施した「求職活動に関する調査」の調査データである。調査は全国18箇所の公共職業安定所に来所した求職者に対して質問票を配布し、7,219名から回答を得た(有効回収率23.5%。調査の詳細については日本労働研究機構(2001)を参照)。

本来であれば、全てのサンプルを使用することが望ましいが、本稿の分析に照らして、前職の勤続年数について情報の得られる特定1箇所の公共職業安定所で求職活動を行ったサンプルに限定して分析を行う。調査時期は1999年5月である。このうち、60歳未満で前職が雇用者であるものに限定し、さらに失業期間が2年以上に渉る長期失業者や変数が欠落がある者を除いた2,104名のデータ(男性927名、女性1,177名)を実際に使用する。

なお、この公共職業安定所は東京都に所在しており、求人数・求職者数からみた規模も大きい。本稿の分析対象は、大都市の失業者に限定されるというバイアスを持つものの、この種の個票データを用いた分析は初めてであり、得られるインプリケーションの重要性は大きいと思われる。

この調査では、前の会社を辞めた理由について、その他を含め 16 の選択肢を複数回答で問うており、さらに、そのうちの「最も大きな理由」を 1 つ聞いている。本稿では、離職理由が失業者の異質性を代理しているかどうかに着目するため、主な離職理由を以下の 5 種類に分類する⁴。

自発的離職：労働条件や仕事内容への不満、結婚・介護等の自己都合による離職

希望退職：希望退職制度に応募した

「解雇」：「肩たたき」や退職を強要された

倒産・廃業：会社が倒産・廃業した

その他：定年・契約期間の満了およびその他

表-2 では、以下の分析で用いる主要な変数についてその記述統計量を示している。男女ともに、自発的離職者が最も平均年齢が若く、前職の勤続年数が短い。その結果、前職の平均月収⁵は非自発的離職者の方が高くなっている。興味深いのは、調査時の再就職率と失業期間⁶である。男女とも、倒産・廃業の再就職率が 70%前後と最も高く、また失業期間も 6.83 か月（男性） 7.22 か月（女性）とそれぞれ「解雇」に次いで短くなっている。対照的に、自発的離職や希望退職は再就職率が低く、平均失業期間も相対的に長くなっている。「解雇」については、女性では明確な特徴を見出せないものの、男性では倒産・廃業に次いで再就職状況は良いといえる。

次いで再就職した者にサンプルを限定して現職の平均月収をみると、前職の月収と同じく、自発的離職者に比べ非自発的離職者の方が高くなっている。しかしながら、賃金の減少率は男女とも自発的離職が最も小さく、その結果、離職理由でみた現在の収入における格差が縮小している。例えば、男性における賃金の減少率は、自発的離職が 0.08 に対して倒産・廃業では 0.21、女性では前者が 0.18、後者が 0.25 となっている。大橋・中村(2002)

⁴ 「自発的離職」に分類された選択肢は、「労働時間や休日に不満だった」、「賃金に不満だった」、「職場での人間関係が辛かった」、「仕事内容や昇進に限界を感じた」、「もっと良い会社に移りたかった」、「通勤が大変だった」、「体力的に仕事がきつかった」、「会社や仕事が自分に合わなかった」、「結婚、病気、介護など自分や家庭の都合で」、「会社の現状や将来性に対する不安から」であり、雇用保険上の扱いはおおむね自己都合による離職となる（ただし、職種転換後の会社の配慮欠落や事業所移転による通勤困難などは会社都合だが、ここでは区別できない）。また「退職勧奨」についても、それが合意退職であれば会社都合による離職だが、識別はできない。

⁵ 労働時間に関するデータの欠落により、時間当たり賃金の代わりに月収を用いている。

⁶ この調査では、調査時点での再就職者については失業期間ではなく求職活動日数を聞いている。そこで、再就職者については求職活動期間を失業期間とみなしている。厳密には非労働力期間を加える必要があるが、調査時点から 2 年以内の離職者に限定していること、また求職活動の強度が小さいと思われる 60 歳以上の高齢者をサンプルから除外しているため、両者の乖離は幾分小さいものと思われる。

表-2 離職理由別の基本統計量

男性	平均値				
	自発的離職	希望退職	「解雇」	倒産・廃業	その他
全サンプルサイズ(計927)	351	57	108	160	251
(構成比)	(37.9%)	(6.1%)	(11.7%)	(17.3%)	(27.1%)
年齢(歳)	36.73	49.35	42.46	43.64	42.3
	(10.33)	(9.82)	(10.13)	(10.58)	(11.22)
前職の勤続年数(年)	5.27	21.61	7.81	11.96	7.94
	(6.2)	(11.81)	(9.05)	(10.63)	(9.10)
前職の月収(自然対数)	12.54	13.11	12.67	12.81	12.67
	(0.35)	(0.43)	(0.37)	(0.40)	(0.39)
調査時点の就職率	0.68	0.61	0.71	0.74	0.63
	(0.47)	(0.49)	(0.45)	(0.44)	(0.48)
失業期間(月)	8.13	10.11	6.63	6.83	8.29
	(6.09)	(6.03)	(5.35)	(5.39)	(6.05)
再就職者のサンプルサイズ(計627)	237	35	77	119	159
(構成比)	(37.8%)	(5.6%)	(12.3%)	(19.0%)	(25.4%)
現職の月収(自然対数)	12.48	12.76	12.52	12.62	12.55
	(0.34)	(0.42)	(0.36)	(0.34)	(0.34)
転職による賃金変化(自然対数)	-0.08	-0.35	-0.17	-0.21	-0.17
	(0.39)	(0.41)	(0.31)	(0.32)	(0.34)

女性	平均値				
	自発的離職	希望退職	「解雇」	倒産・廃業	その他
全サンプルサイズ(計1,177)	604	25	74	99	375
(構成比)	(51.3%)	(2.1%)	(6.3%)	(8.4%)	(31.9%)
年齢(歳)	30.63	38.88	38.11	39.41	35.50
	(7.57)	(11.89)	(10.12)	(10.20)	(10.10)
前職の勤続年数(年)	4.67	11.32	3.59	6.02	5.15
	(4.22)	(10.98)	(3.64)	(6.09)	(5.71)
前職の月収(自然対数)	12.27	12.56	12.39	12.40	12.26
	(0.30)	(0.52)	(0.38)	(0.42)	(0.31)
調査時点の就職率	0.59	0.52	0.51	0.69	0.61
	(0.49)	(0.51)	(0.50)	(0.47)	(0.49)
失業期間(月)	8.34	8.52	7.03	7.22	7.69
	6.14	(5.47)	(5.61)	(5.33)	(5.64)
再就職者のサンプルサイズ(計701)	354	13	38	68	228
(構成比)	(50.5%)	(5.4%)	(9.7%)	(9.7%)	(32.5%)
現職の月収(自然対数)	12.08	11.88	12.12	12.17	12.12
	(0.40)	(0.90)	(0.50)	(0.33)	(0.38)
転職による賃金変化(自然対数)	-0.18	-0.52	-0.19	-0.25	-0.09
	(0.41)	(0.83)	(0.41)	(0.43)	(0.43)

注: 括弧内は標準偏差

が示すように、ジョブマッチングの改善のため離職した者は転職による賃金減少を小さく抑えられるものの、「解雇」や倒産・廃業といった非自発的な理由による離職では、マッチングが悪化するため、賃金減少が大きくなっているものと考えられる。

では果たして個人属性ならびに産業や職種に特有な熟練を考慮した場合に、離職理由に代理される異質性に基づいて、失業期間や前職および現職の賃金に格差が生じているのであろうか。

4 実証分析

(1) 再就職率の分析

まず、個人属性を十分にコントロールした上で、再就職確率について離職理由に基づく格差が認められるかどうかを検討する。ここでは、失業期間の分析に広く用いられているCox (1972) の比例ハザードモデル (proportional hazard model) を用いる⁷。

いま失業期間 t と、時間に依存しない説明変数 x とその未知の係数 β 、時間に依存する説明変数 z とその未知の係数 γ により、ハザード関数を、

$$\lambda(t, x, \beta, z, \gamma | \lambda_0) = \exp(\beta x' + \gamma z'(t)) \lambda_0(t)$$

と表し、ベースラインハザード (λ_0) の関数形を特定しない。すると、失業期間が t_j 以上であるサンプルの中で、個人 i が失業期間を t_j で終える条件付確率は、

$$\exp(\beta x'_j + \gamma z'_j(t)) / \sum_{i=j}^n \exp(\beta x'_i + \gamma z'_i(t))$$

となり、各期 j について存在し尤度を構成する。従って、対数尤度関数 (Cox の部分尤度関数) は、

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \left[\ln \exp(\beta x'_i + \gamma z'_i(t)) - \ln \left[\sum_{j=i}^n \exp(\beta x'_j + \gamma z'_j(t)) \right] \right]$$

となり、上式を最大にする β および γ の値を求める。

ここでは、時間に依存しない説明変数として、性や離職時の年齢、学歴といった個人属性に加えて、前職の産業や職種、企業規模、雇用形態 (正社員か否か) といった前職の属性を導入し、各属性を一定に保った上で離職理由による再就職確率の差を検討する。なお併せて、離職理由により求職活動手段が異なる可能性があることから、求職活動時に「離職した企業」が介在したか (しているか) どうかを示すダミー変数と、失業給付を受給したか (しているか) を示すダミー変数を導入する⁸。他方、時間に依存する変数には、デー

⁷ 比例ハザードモデルの定式化については、Keifer (1988) を参考にした。なお、調査時点における失業者は、全て右センサーされたサンプルであり、その失業期間は打ち切りまでの期間 (censored duration) である。ハザード率のモデルでは、再就職を果たしたものについてはそれが「何時起きたか」という情報を、また再就職せずに打ち切られた場合には「何時まで起きなかったか」という情報をそれぞれ観察値情報として最尤推定に用いる。Cox の比例ハザードモデルは、その特徴として 基底ハザードを仮定せず、時間的に変化する説明変数を取り扱えるとともに、センサーされた観察値の情報も偏りなく扱える点がある (山口(2001)、p71)。

⁸ 失業を経験した転職者データを分析した小原 (2002) は、失業給付受給者は非受給者に比べて再就職率が有意に低く失業期間が長いこと、受給者については受給期間終了間際の 1 ヶ月に駆け込み就職する

表3 比例ハザード関数の推定結果

説明変数	推定係数	標準誤差
<時間に依存しない変数>		
30歳未満ダミー：リファレンス	-	
30-44歳ダミー	-.133	.108
45-59歳ダミー	-.132	.121
前職の勤続年数	-.041 *	.021
前職勤続年数 × 30-44歳ダミー	.031	.023
前職勤続年数 × 45-59歳ダミー	.028	.022
倒産・廃業ダミー：リファレンス		
自発的離職ダミー	-.400 ***	.093
希望退職ダミー	-.250	.171
「解雇」ダミー	-.129	.121
その他理由ダミー	-.337 ***	.094
離職した企業の介在ダミー	.325 ***	.114
失業給付受給ダミー	-.985 ***	.061
<時間に依存する変数>		
東京都の有効求人倍率	.043	.094
性、学歴、前職の産業、前職の職業、前職の企業規模、前職の雇用形態	有り	
Log likelihood	-9327.41	
LR chi2(33)	351.17	
Prob> chi2	0.000	
サンプルサイズ	2,104	

注：***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。

タの性格に照らして、失業期間中の東京都の有効求人倍率を用いた⁹。

比例ハザード関数の推定結果は表-3 に示されている。まず、推定結果では表示を省略している各属性については、再就職率に関して統計的に差が認められなかった。離職時の年齢についても、表からは、30歳未満に比べて30歳以上の年齢が高いグループの方が再就職確率が低いことが示唆されるが、係数の値は統計的に有意ではない。むしろ、再就職率を有意に引き下げるのは前職の勤続年数であり、勤続が長い者ほど前職の賃金が高いことを考慮すると、留保賃金（それ以上のオファーがあった場合に再就職をする賃金）が高いほど職探しの期間が長期化することを示唆している。また、離職した企業による再就職支援は再就職率を有意に引上げること、ならびに小原（2002）と同じく、失業給付受給者ほど再就職率が低く失業期間が長期化することも確認できる¹⁰。なお、有効求人倍率の推定係数の符号は正であり、需給が逼迫した時期ほど再就職率が高まることが示唆されている

ことを明らかにしている。

⁹ 失業期間の分析で使用するサンプルの記述統計量は付表-1 に示されている。

¹⁰ 小原（2002）の結果によると、失業給付受給者の再就職確率は非受給者に比べて51.9%低い。90年代末のサンプルに限定した本稿の推定結果では、62.7%（ $=1-\exp(-0.985)$ ）とその効果はより大きくなっている。

が統計的には有意ではない。

これらの変数を考慮した上で離職理由による再就職率の差をみると、倒産・廃業による離職者に比べて、自発的離職者（ならびに「その他」）の再就職確率が有意に低い。他の離職者については推定係数の符号は負だが有意な差はなく、非自発的グループ内での再就職率の格差は認められなかった。したがって失業期間からみると、「解雇」（退職勧奨）や人員調整に伴う希望退職は、能力に関するネガティブなシグナルとして機能しているとはいえない。

（２）賃金変化の分析

次に、サンプルを再就職者に限定し、離職前と再就職後の賃金について検討する。なお、企業内熟練の差異を考慮して男女にサンプルを分割し、通常のミンサー型賃金関数をOLSで推定する。被説明変数は前職ならびに現職の月収の自然対数形である¹¹。

表-4 では男性の推定結果を示している。他の要因をコントロールすると、前職の賃金（（１）式、（２）式）は、倒産・廃業による離職者に比べて自発的離職者は約11%～15%、また解雇・勧奨退職による離職者で約9%～11%程度低いとの結果が示されている（希望退職者との間には統計的に有意な差はない）。ここから、前職とのマッチングが悪かった者あるいは前職での顕在的な能力の低かった者が、自発的な離職や「肩たたき」に応じている構造がうかがえる。

一方、転職後の賃金（（３）式、（４）式）では、離職理由による賃金格差は消滅する。格差が生ずるのは、再就職に際して離職企業が介在したかどうかや、求職活動期間および前職の勤続年数である。特に再就職期間に関する結果は、大日（2002）が指摘するように、希望賃金の低下を意味していると考えられ（1ヶ月あたり約1.4%減）、他方、前職の勤続年数の効果は、こうしたジョブサーチの影響を除去した一般熟練のプレミアムを示していると考えられる¹²。

（５）式～（７）式は、転職前後の収入変化を、現職賃金/前職賃金の自然対数形として同様にOLS推定を行った結果である。ここでは、先の推定モデルから前職勤続年数および外部経験年数の2乗項を除き、さらに産業ダミーと職種ダミーの代わりに転職前後で同一の産業、あるいは同一の職業内を移動した場合に1、異なる産業間あるいは職業間を移動した場合に0とするダミー変数を作成し、推定式に導入している。

まず、（５）式～（７）式の全てについて、企業特殊熟練の喪失（前職勤続年数）と失業期間の長期化に伴う希望賃金の低下（求職活動期間）による収入低下が確認できる。その

¹¹ 賃金関数における男性サンプルの記述統計量は付表-2に、女性サンプルは付表-3に示されている。

¹² 大日（2002）は、公共職業安定所に来所した失業者サンプルを用い、失業当初と調査時点との希望条件（希望賃金、希望産業、希望職業）について失業期間による変化を検討している。その結果、失業期間が伸びるにつれて、希望賃金が緩やかに減少することを明らかにしている（失業給付受給者で1ヶ月あたり0.5%減、非受給者で1.4%減）。

表-4 賃金関数の推定結果:男性、調査時点の再就職者(サンプルサイズ:627)

説明変数	被説明変数						
	前職の月収		現職の月収		賃金変化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
自発的離職ダミー	-.109*** (.033)	-.150*** (.046)	-.033 (.036)	-.017 (.051)	.050 (.037)	.120** (.051)	.180** (.075)
希望退職ダミー	-.020 (.055)	.011 (.109)	.059 (.059)	.140 (.120)	.038 (.062)	.132 (.122)	.179 (.146)
「解雇」ダミー	-.085** (.040)	-.109* (.057)	-.046 (.044)	.0001 (.063)	.011 (.045)	.083 (.064)	.145 (.094)
その他理由ダミー	-.066* (.034)	-.136*** (.049)	-.024 (.037)	-.027 (.054)	.007 (.038)	.092* (.055)	.149* (.079)
前職勤続年数	.030*** (.004)	.025*** (.005)	.028*** (.004)	.029*** (.005)	-.015*** (.002)	-.011*** (.003)	-.011*** (.003)
前職勤続年数2乗項	-.0002* (.0001)	-.0002 (.0001)	-.001*** (.0001)	-.001*** (.0001)			
前職勤続年数 × 自発的離職		.004 (.004)		-.002 (.004)		-.007* (.004)	-.007 (.004)
前職勤続年数 × 希望退職		-.0002 (.005)		-.004 (.005)		-.007 (.005)	-.006 (.005)
前職勤続年数 × 「解雇」		.001 (.004)		-.005 (.005)		-.006 (.005)	-.006 (.005)
前職勤続年数 × その他理由		.007 (.003)		.001 (.004)		-.008** (.004)	-.008** (.004)
同一産業内移動ダミー					.031 (.027)	.032 (.027)	.152** (.064)
同一職種内移動ダミー					.036 (.027)	.037 (.027)	-.014 (.062)
同一産業内移動 × 自発的離職							-.170** (.078)
同一産業内移動 × 希望退職							-.156 (.124)
同一産業内移動 × 「解雇」							-.189** (.097)
同一産業内移動 × その他理由							-.090 (.083)
同一職種内移動 × 自発的離職							.085 (.076)
同一職種内移動 × 希望退職							.090 (.122)
同一職種内移動 × 「解雇」							.093 (.095)
同一職種内移動 × その他理由							.004 (.082)
離職企業の介入ダミー			.089* (.047)	.092* (.048)	-.009 (.049)	-.016 (.050)	-.002 (.050)
求職活動期間			-.014*** (.003)	-.014*** (.003)	-.017*** (.003)	-.016*** (.003)	-.016*** (.003)
学歴ダミー、外部経験、外部経験 2乗項		有り		有り		有り(外部経験2乗項除く)	
企業規模ダミー、正社員ダミー		有り(前職)		有り(現職)		有り(前職および現職)	
産業ダミー、職種ダミー		有り(前職)		有り(現職)		なし	
Adj R-squared	.562	.562	.334	.332	.318	.319	.318

注: 離職理由ダミー、同一産業内移動ダミーおよび同一職種内移動ダミーの参照グループは、倒産・廃業による離職者で、産業間ならびに職種間移動をした者。()内は標準誤差。

***, **, *はそれぞれ、1%, 5%, 10%の水準で統計的に有意であることを示す。

うえで(5)式をみると、離職理由ダミーの係数の符号はすべて正だが統計的に有意ではなく、賃金変化について離職理由による差は認められない。(6)式ではさらに、離職理由別に前職における熟練の効果を検討している。その結果、倒産・廃業に比べた場合、確か

に自発的離職者は転職によって全般的にジョブマッチングを改善するものの、それは勤続の浅い段階に限られることがわかる。最後に(7)式では、転職に伴う産業間移動あるいは職種間移動について離職理由別の効果をみている。ここで特徴的なのは、同一産業内移動自体は全般的に15.2%賃金を上昇(賃金低下を抑制)させるが、自発的離職や「解雇」では、むしろ同一産業内移動が(倒産・廃業による離職者に比して)相対的に不利になるという点である。つまりこれまでみたように、前職とのミスマッチによる自発的な離職や企業による選別(「肩たたき」)は、転職市場におけるネガティブなシグナル(stigma:烙印)として機能しているとは言えないものの、同一産業内では離職企業に関する情報が得られやすいことから、どのような企業をどのような理由で辞めたかが観察されない能力の判断材料となっている可能性も示唆されている。

次いで、女性の推定結果を検討しよう(表-5)。前職では((1)式、(2)式)男性と同様に倒産・廃業による離職者に比べて自発的離職者の賃金が有意に低くジョブマッチングの差が認められるとともに企業内熟練の効果も確認できる。また転職後の収入関数および収入変化関数でも((3)式~(7)式)求職活動の長期化に伴う希望賃金の低下の影響についてはほぼ男性と同水準となっている。しかしながら現職における過去の一般熟練の効果は認められず、結果として長期勤続者の賃金低下は男性以上に大きい。離職理由については、現職の賃金に有意な格差がなく、収入の変化にも差が見られない点は男性と同様である。その他、自発的離職者のジョブマッチングの改善が勤続の浅い段階に限られるとの結果((6)式)や、自発的離職者および「解雇」者の同一産業内移動による賃金低下((7)式)は、推定係数の符号こそ一致するものの、男性とは異なって統計的に有意ではない。

最後に、これまで触れていない希望退職者に関する推定結果についてその解釈を検討しよう。男女共にいずれの推定結果においても、倒産・廃業による離職者と希望退職者との間に有意な格差は認められなかった。これは前章で検討した失業期間(再就職率)についても同様であった。希望退職による雇用調整は、解雇と並んで直接的な人員削減の主な手段として用いられているが、以上の結果は、それに応じる労働者は必ずしも能力分布の下位に位置する者ではないこと、さらに、転職に際して希望退職による離職が負のシグナルとはならないことを示しているといえよう¹³。

¹³ 再就職者に限定した本章の分析は、当然ながらセレクションバイアスの問題を想起させる。そこで全てのサンプルを用い、再就職者か否かに関する第1段階のプロビット分析に、前章のハザード関数に用いた説明変数(求人倍率を除く)を導入したHeckmanの2段階推定も行った。その結果、男性については前職の賃金関数の推定結果はやや過大推定であること、現職の賃金関数および収入変化関数ではやや過小推定であることが明らかとなったが、セレクション項(ラムダ変数)は全て有意ではなく、また推定係数の符号や有意性に大きな変化はみられなかったことから、結論を揺るがすものではなかった。ただし、女性では収入変化関数におけるセレクション項が有意であり、表-5における(5)~(7)式には過小推定の疑いが強い。特に、修正された推定では自発的な転職によるジョブマッチングの改善が大きいことが明らかとなった。

表-5 賃金関数の推定結果:女性、調査時点の再就職者(サンプルサイズ:701)

説明変数	被説明変数						
	前職の月収		現職の月収		賃金変化		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
自発的離職ダミー	-.115*** (.041)	-.223*** (.066)	-.017 (.052)	-.048 (.086)	.091* (.053)	.145 (.088)	.094 (.119)
希望退職ダミー	-.093 (.090)	-.143 (.129)	-.149 (.116)	-.297* (.168)	-.014 (.118)	-.120 (.170)	-.252 (.231)
「解雇」ダミー	-.043 (.059)	-.036 (.089)	-.016 (.076)	-.041 (.117)	.031 (.078)	-.004 (.120)	-.101 (.166)
その他理由ダミー	-.129*** (.041)	-.167** (.067)	.025 (.052)	.043 (.087)	.161*** (.054)	.193** (.089)	.147 (.121)
前職勤続年数	.020*** (.006)	.008 (.010)	-.003 (.008)	-.004 (.014)	-.017*** (.004)	-.011 (.013)	-.011 (.013)
前職勤続年数2乗項	.0001 (.0002)	.0001 (.0003)	.0004 (.0003)	.0003 (.0004)			
前職勤続年数 × 自発的離職		.024** (.011)		.007 (.014)		-.012 (.014)	-.012 (.015)
前職勤続年数 × 希望退職		.011 (.014)		.019 (.019)		.009 (.017)	.012 (.018)
前職勤続年数 × 「解雇」		-.009 (.018)		.007 (.023)		.014 (.024)	.012 (.024)
前職勤続年数 × その他理由		.007 (.011)		-.005 (.014)		-.006 (.014)	-.007 (.015)
同一産業内移動ダミー					.009 (.031)	.011 (.031)	.081 (.095)
同一職種内移動ダミー					.019 (.030)	.018 (.030)	-.126 (.095)
同一産業内移動 × 自発的離職							-.103 (.104)
同一産業内移動 × 希望退職							.302 (.241)
同一産業内移動 × 「解雇」							-.150 (.165)
同一産業内移動 × その他理由							-.066 (.108)
同一職種内移動 × 自発的離職							.179* (.104)
同一職種内移動 × 希望退職							-.113 (.253)
同一職種内移動 × 「解雇」							.308* (.167)
同一職種内移動 × その他理由							.140 (.108)
離職企業の介入ダミー			-.027 (.102)	-.024 (.103)	-.165 (.106)	-.168 (.108)	-.183* (.108)
求職活動期間			-.011*** (.004)	-.011*** (.004)	-.017*** (.004)	-.016*** (.004)	-.016*** (.004)
学歴ダミー、外部経験、外部経験 2乗項		有り		有り		有り(外部経験2乗項除く)	
企業規模ダミー、正社員ダミー		有り(前職)		有り(現職)		有り(前職および現職)	
産業ダミー、職種ダミー		有り(前職)		有り(現職)		なし	
Adj R-squared	.233	.241	.205	.205	.227	.227	.230

注：離職理由ダミー、同一産業内移動ダミーおよび同一職種内移動ダミーの参照グループは、倒産・廃業による離職者で、産業間ならびに職種間移動をした者。()内は標準誤差。

***,**,*はそれぞれ、1%,5%,10%の水準で統計的に有意であることを示す。

5 要約と結論

本稿では、産業や職業に特有な技能の継承性と失業者の能力分布に着目し、失業者の再就職過程について分析した。具体的には、離職に際して会社の裁量（discretion）による選別や自己選択（self-selection）がなく、能力分布に偏りがないとみられる倒産・廃業による離職者を対照グループとして、自発的離職者や「肩たたき」による「解雇」者、さらに大企業を中心に90年代の雇用調整の主な手段として利用されている希望退職の応募者の再就職過程と転職前後のパフォーマンスを検討した。さらに、米国の先行研究が示すように、雇い主による選別がいかなるケースにおいて「レモン」のシグナルとして機能しているのかを検証した。本稿の分析結果を要約すると次のようになる。

第1に、失業期間に関する推定結果より、離職した企業による再就職支援が失業期間を短縮させる一方、失業給付受給者や長期勤続者では、失業期間が長期化することが明らかとなった。また、こうした要因を考慮すると、倒産・廃業による離職者に比べて自発的離職者の再就職確率のみが有意に低く、非自発的グループ内では再就職率の格差は認められなかった。したがって失業期間からみると、「解雇」や人員調整に伴う希望退職は、能力に関するネガティブなシグナルとして機能しているとはいえない。

第2に、賃金関数の推定結果では、倒産・廃業による離職者に比べ、自発的な離職者が転職によりジョブマッチングを改善することが確認された。これは大橋・中村（2002）の知見と一致する（ただし、長期勤続者については自発的な転職による利益は小さい）。また、男性については前職とのミスマッチによる自発的な離職や企業による選別は、一般的には転職市場におけるネガティブなシグナル（stigma:烙印）として機能しているとはいえない。しかし同時に、同一産業内の転職では自発的離職者や「解雇」者の賃金低下が相対的に大きいことから、同一産業内では離職企業に関する情報が得られやすく、どのような企業をどのような理由で辞めたかが観察されない能力の代理指標となっている可能性も示唆されている。

第3に、希望退職者については、失業期間分析および賃金関数のいずれの推定結果においても、倒産・廃業による離職者との間に有意な格差は認められなかった。したがって、希望退職に応じる労働者は必ずしも能力分布の下位に位置する者ではないことを示すと同時に、転職市場では希望退職による離職が負のシグナルとはいえないことが示された。

本稿の冒頭でみたように（図-2）、1990年代後半の失業率上昇の背景には非自発的離職者の急増があり、なかでも倒産・廃業による離職者や解雇・希望退職といった人員整理による離職者は、2001年（1月-3月期）の40万人から03年同期には83万人にまで膨れ上がるなど「リストラ」後の長期失業化が懸念された（「労働力調査詳細集計」による。以下も同じ）。しかし、その後の景気回復過程における非自発的失職者の減少は目覚ましい。04年1月-3月期には、前年同期に比べ非自発的失業者は18万人（12%）減の127万人に、

そのうち倒産・廃業・解雇等による失業者は 12 万人（14%）減の 71 万人となりその後も減少傾向にある。同時期の自発的失業者は全体で 10 万人（8%）の減少であるから、その減少の大きさが窺える。また、同期間の非労働力人口への移行も、前職を倒産・廃業・解雇等によって離職した非労働力人口が 4 万人（3.3%）増に対して、前職を自発的に離職した非労働力人口は 71 万人（3.9%）増であることから、やはり、非自発的失職者の多くが再就職を果たしたといえよう。

こうした非自発的失業者の減少要因の 1 つには、本稿で見たように、「解雇」および希望退職が一般的に転職市場では不利にならないという日本の労働市場の特徴があるといえよう。その背後には、人員削減策として実施されている希望退職への応募者について、必ずしも企業の裁量による選別が強く働いていない事実があるだろう。むろん、本稿で見出された他の事実、例えば離職企業による再就職支援や、「解雇者」の同業種への転職に際して、賃金低下を抑制する再訓練の必要性なども、非自発的失職者の再就職促進において重要な課題であろう。

本稿の結論の妥当性を高めるうえで、残された課題も多い。例えば、希望退職による離職者は前職が大企業の者にやや多く、逆に退職勧奨による「解雇」は小零細企業に相対的に多くなっている。本稿の分析でも企業規模の効果を制御しているものの、こうした小零細企業における「解雇」の帰結についてより詳細な検討が必要である。また、ここで用いたデータは東京都という地域性に限定される可能性もある。データの拡充を含めて今後の課題としたい。

さらに、本稿では失業期間が 2 年以上に渉る長期失業者を分析から除外した。長期失業者の属性や再就職の決定要因については稿を改めて検討したい。

付録

付表-1 失業期間分析におけるサンプルの記述統計量

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
失業期間(月)	7.932	5.900	0	24
調査時の再就職者*	0.631	0.483	0	1
女性*	0.559	0.497	0	1
年齢(19-29歳)*	0.397	0.489	0	1
年齢(30-44)歳*	0.343	0.475	0	1
年齢(45-59歳)*	0.260	0.438	0	1
前職の勤続年数	6.525	7.620	1	40
前職勤続年数×年齢(19-29)	1.351	2.210	0	12
前職勤続年数×年齢(30-44)	2.016	4.148	0	29
前職勤続年数×年齢(45-59)	3.158	7.918	0	40
自発的離職*	0.454	0.498	0	1
希望退職	0.039	0.194	0	1
「解雇」	0.087	0.281	0	1
倒産・廃業*	0.123	0.329	0	1
その他の離職理由*	0.298	0.457	0	1
中学・高校卒*	0.328	0.470	0	1
短大・高専卒*	0.150	0.357	0	1
専修・各種学校卒*	0.161	0.367	0	1
大学・大学院卒*	0.361	0.480	0	1
前職正社員*	0.855	0.353	0	1
前職(建設業)*	0.109	0.312	0	1
前職(製造業)*	0.175	0.380	0	1
前職(卸売・小売業、飲食店)*	0.162	0.369	0	1
前職(サービス業)*	0.190	0.392	0	1
前職(運輸・通信業)*	0.056	0.230	0	1
前職(金融・保険、不動産業)*	0.113	0.317	0	1
前職(その他の産業)*	0.195	0.396	0	1
前職(管理職)*	0.157	0.364	0	1
前職(事務職)*	0.368	0.482	0	1
前職(営業・販売職)*	0.173	0.379	0	1
前職(専門・技術職)*	0.086	0.280	0	1
前職(製造現場・建設作業)*	0.074	0.261	0	1
前職(運転手、守衛・警備、清掃)*	0.043	0.202	0	1
前職(その他の職種)*	0.099	0.299	0	1
前職企業規模(29人以下)*	0.306	0.461	0	1
前職企業規模(30-99人)*	0.193	0.395	0	1
前職企業規模(100-299人)*	0.152	0.359	0	1
前職企業規模(300-999人)*	0.126	0.332	0	1
前職企業規模(1000人以上)*	0.222	0.416	0	1
求職活動支援における離職した企業の介在*	0.044	0.205	0	1
サンプルサイズ	2,104			

注: * は、そのカテゴリーにあてはまる場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数を示す。

付表-2 賃金関数における男性サンプルの記述統計量

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
前職賃金(月収)の自然対数	12.703	0.400	11.290	13.816
現職賃金(月収)の自然対数	12.547	0.356	11.290	14.260
賃金変化率	-0.156	0.364	-2.125	2.485
自発的離職*	0.378	0.485	0	1
希望退職*	0.056	0.230	0	1
「解雇」*	0.123	0.328	0	1
倒産・廃業*	0.190	0.392	0	1
その他の離職理由*	0.254	0.435	0	1
前職勤続年数	8.922	9.483	1	39
前職勤続年数2乗項	169.375	315.807	1	1521
前職勤続年数×自発的離職ダミー	2.231	4.953	0	38
前職勤続年数×希望退職ダミー	1.190	5.534	0	39
前職勤続年数×「解雇」ダミー	1.041	4.230	0	37
前職勤続年数×倒産・廃業ダミー	2.376	6.797	0	38
前職勤続年数×その他理由ダミー	2.083	5.736	0	38
同一産業内移動*	0.550	0.498	0	1
同一職種内移動*	0.493	0.500	0	1
同一産業内移動×自発的離職*	0.207	0.406	0	1
同一産業内移動×希望退職*	0.027	0.163	0	1
同一産業内移動×「解雇」*	0.065	0.247	0	1
同一産業内移動×倒産・廃業*	0.128	0.334	0	1
同一産業内移動×その他理由*	0.123	0.328	0	1
同一職種内移動×自発的離職*	0.182	0.386	0	1
同一職種内移動×希望退職*	0.027	0.163	0	1
同一職種内移動×「解雇」*	0.062	0.242	0	1
同一職種内移動×倒産・廃業*	0.112	0.315	0	1
同一職種内移動×その他理由*	0.110	0.313	0	1
中学・高校卒*	0.338	0.473	0	1
短大・高専卒*	0.148	0.356	0	1
専修・各種学校卒*	0.046	0.210	0	1
大学・大学院卒*	0.467	0.499	0	1
外部経験年数	10.295	10.442	0	40
外部経験年数2乗項	214.860	321.975	0	1600
前職企業規模(29人以下)*	0.309	0.463	0	1
前職企業規模(30-99人)*	0.231	0.422	0	1
前職企業規模(100-299人)*	0.163	0.369	0	1
前職企業規模(300-999人)*	0.142	0.349	0	1
前職企業規模(1000人以上)*	0.155	0.362	0	1
現職企業規模(29人以下)*	0.352	0.478	0	1
現職企業規模(30-99人)*	0.211	0.408	0	1
現職企業規模(100-299人)*	0.196	0.397	0	1
現職企業規模(300-999人)*	0.116	0.321	0	1
現職企業規模(1000人以上)*	0.124	0.330	0	1
前職正社員*	0.915	0.278	0	1
現職正社員*	0.788	0.409	0	1
前職(建設業)*	0.129	0.336	0	1
前職(製造業)*	0.223	0.417	0	1
前職(卸売・小売業・飲食店)*	0.203	0.402	0	1
前職(サービス業)*	0.171	0.377	0	1
前職(運輸・通信業)*	0.086	0.281	0	1
前職(金融・保険・不動産業)*	0.072	0.258	0	1
前職(その他の産業)*	0.116	0.321	0	1
現職(建設業)*	0.113	0.317	0	1
現職(製造業)*	0.190	0.392	0	1
現職(卸売・小売業・飲食店)*	0.131	0.337	0	1
現職(サービス業)*	0.225	0.418	0	1
現職(運輸・通信業)*	0.096	0.294	0	1
現職(金融・保険・不動産業)*	0.054	0.227	0	1
現職(その他の産業)*	0.191	0.394	0	1
前職(管理職)*	0.282	0.450	0	1
前職(事務職)*	0.105	0.307	0	1
前職(営業・販売職)*	0.211	0.408	0	1
前職(専門・技術職)*	0.093	0.290	0	1
前職(製造現場・建設作業)*	0.137	0.344	0	1
前職(運転手・守衛・警備・清掃)*	0.093	0.290	0	1
前職(その他の職種)*	0.080	0.271	0	1
現職(管理職)*	0.159	0.366	0	1
現職(事務職)*	0.116	0.321	0	1
現職(営業・販売職)*	0.199	0.400	0	1
現職(専門・技術職)*	0.091	0.288	0	1
現職(製造現場・建設作業)*	0.132	0.339	0	1
現職(運転手・守衛・警備・清掃)*	0.204	0.403	0	1
現職(その他の職種)*	0.097	0.297	0	1
求職活動支援における離職した企業の介在*	0.070	0.256	0	1
求職活動月数	4.422	3.715	0	24
サンプルサイズ	627			

注: 付表-1に同じ。

付表-3 賃金関数における女性サンプルの記述統計量

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
前職賃金(月収)の自然対数	12.264	0.326	11.156	14.431
現職賃金(月収)の自然対数	12.099	0.412	9.210	14.457
賃金変化率	-0.165	0.432	-2.773	3.135
自発的離職*	0.505	0.500	0	1
希望退職*	0.019	0.135	0	1
「解雇」*	0.054	0.227	0	1
倒産・廃業*	0.097	0.296	0	1
その他の離職理由*	0.325	0.469	0	1
前職勤続年数	4.243	3.958	1	36
前職勤続年数2乗項	33.641	91.821	1	1296
前職勤続年数×自発的離職ダミー	2.029	3.148	0	29
前職勤続年数×希望退職ダミー	0.164	1.742	0	35
前職勤続年数×「解雇」ダミー	0.173	1.030	0	13
前職勤続年数×倒産・廃業ダミー	0.494	1.871	0	15
前職勤続年数×その他理由ダミー	1.384	3.138	0	36
同一産業内移動*	0.408	0.492	0	1
同一職種内移動*	0.502	0.500	0	1
同一産業内移動×自発的離職*	0.193	0.395	0	1
同一産業内移動×希望退職*	0.009	0.092	0	1
同一産業内移動×「解雇」*	0.027	0.163	0	1
同一産業内移動×倒産・廃業*	0.049	0.215	0	1
同一産業内移動×その他理由*	0.131	0.338	0	1
同一職種内移動×自発的離職*	0.247	0.431	0	1
同一職種内移動×希望退職*	0.009	0.092	0	1
同一職種内移動×「解雇」*	0.033	0.178	0	1
同一職種内移動×倒産・廃業*	0.054	0.227	0	1
同一職種内移動×その他理由*	0.160	0.367	0	1
中学・高校卒*	0.305	0.461	0	1
短大・高専卒*	0.161	0.368	0	1
専修・各種学校卒*	0.255	0.436	0	1
大学・大学院卒*	0.278	0.448	0	1
外部経験年数	7.636	9.305	0	36
外部経験年数2乗項	144.766	255.944	0	1296
前職企業規模(29人以下)*	0.302	0.460	0	1
前職企業規模(30-99人)*	0.187	0.390	0	1
前職企業規模(100-299人)*	0.153	0.360	0	1
前職企業規模(300-999人)*	0.113	0.316	0	1
前職企業規模(1000人以上)*	0.245	0.431	0	1
現職企業規模(29人以下)*	0.381	0.486	0	1
現職企業規模(30-99人)*	0.204	0.403	0	1
現職企業規模(100-299人)*	0.146	0.353	0	1
現職企業規模(300-999人)*	0.081	0.274	0	1
現職企業規模(1000人以上)*	0.188	0.391	0	1
前職正社員*	0.809	0.393	0	1
現職正社員*	0.553	0.497	0	1
前職(建設業)*	0.090	0.286	0	1
前職(製造業)*	0.147	0.354	0	1
前職(卸売・小売業・飲食店)*	0.144	0.351	0	1
前職(サービス業)*	0.207	0.405	0	1
前職(運輸・通信業)*	0.040	0.196	0	1
前職(金融・保険・不動産業)*	0.127	0.333	0	1
前職(その他の産業)*	0.245	0.431	0	1
現職(建設業)*	0.070	0.255	0	1
現職(製造業)*	0.097	0.296	0	1
現職(卸売・小売業・飲食店)*	0.126	0.332	0	1
現職(サービス業)*	0.185	0.389	0	1
現職(運輸・通信業)*	0.058	0.235	0	1
現職(金融・保険・不動産業)*	0.097	0.296	0	1
現職(その他の産業)*	0.367	0.482	0	1
前職(管理職)*	0.068	0.253	0	1
前職(事務職)*	0.549	0.498	0	1
前職(営業・販売職)*	0.150	0.357	0	1
前職(専門・技術職)*	0.080	0.271	0	1
前職(製造現場・建設作業)*	0.026	0.158	0	1
前職(運転手・守衛・警備・清掃)*	0.004	0.065	0	1
前職(その他の職種)*	0.123	0.328	0	1
現職(管理職)*	0.054	0.227	0	1
現職(事務職)*	0.592	0.492	0	1
現職(営業・販売職)*	0.098	0.298	0	1
現職(専門・技術職)*	0.068	0.253	0	1
現職(製造現場・建設作業)*	0.021	0.145	0	1
現職(運転手・守衛・警備・清掃)*	0.013	0.113	0	1
現職(その他の職種)*	0.153	0.360	0	1
求職活動支援における離職した企業の介在*	0.044	0.205	0	1
求職活動月数	5.196	4.061	0	24
サンプルサイズ	701			

注: 付表-1に同じ。

参考文献

- 阿部正浩(1996)「転職前後の賃金変化と人的資本の損失」『三田商学研究』Vol.39、No.1、pp.125-139。
- Bartel, Ann P. and George J. Borjas (1978), "Wage Growth and Job Turnover: An Empirical Analysis," *NBER Working Paper Series* No.285.
- Cox, David R. (1972), "Regression Models and Life-Tables," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 34, pp.187-220.
- Gibbons Robert and Lawrence F. Katz (1991), "Layoffs and Lemons," *Journal of Labor Economics*, Vol.9, No.4, pp.351-380.
- Keifer, Nicholas M. (1988), "Economic Duration Data and Hazard Functions," *Journal of Economic Literature*, Vol. , pp.646-679.
- 岸 智子(1998)「ホワイトカラーの転職と外部経験」『経済研究』Vol.49、No.1、pp.27-34。
- 小原美紀(2002)「失業者の再就職行動：失業給付制度との関係」、玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム』第9章、pp.195-210。
- 松繁寿和(2003)「大手証券倒産後の再就職 - 年齢と技能の役割の検証 - 」『日本労働研究雑誌』Vol.45、No.1、pp.17-28。
- 村松久良光(2000)「企業内キャリアと転職による賃金変化」、『南山経済研究』、第15巻、第2号、10月、pp.87-104。
- 日本労働研究機構(2001)『失業構造の研究』調査研究報告書、No.142。
- 大日康史(2002)「失業給付によるモラルハザード:就職先希望条件の変化からの分析」玄田・中田編、前掲書、第8章、pp.175-210。
- 大橋勇雄・中村二郎(2002)「転職のメカニズムとその効果」、玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム』第7章、pp.145-173。
- 山口一男(2002)「イベントヒストリー分析(7)」『統計』、3月号、pp.69-74。
- 勇上和史(2001)「転職時の技能評価 - 過去の実務経験と転職後の賃金 - 」、猪木武徳・連合総合生活開発研究所編『「転職」の経済学』第4章、pp.93-113。