Kobe University Repository : Kernel

PDF issue: 2025-07-08

わが国における長期雇用制度の変容に関する研究

小葉，武史

(Degree)
博士（経済学）
(Date of Degree)
2008-03-05
(Date of Publication)
2012-05-23
(Resource Type)
doctoral thesis
(Report Number)
乙2995
(URL)
https://hdl.handle.net/20.500.14094/D2002995

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。

博　士　論　文

平成19年12月

小葉　武史

博　士　論　文

わが国における長期雇用制度の変容に関する研究

平成19年12月

小葉　武史

わが国における長期雇用制度の変容に関する研究

小葉 武史

目 次

まえがき **4**

論文要旨 4

各章の要約 5

謝辞 9

第 1 章　解雇費用の低下と入職率・離職率 **10**

1.1　はじめに 10

1.2　解雇費用の低下 14

1.3　雇用の調整費用モデル 15

1.3.1　Bentolila and Saint-Paul モデル 15

1.3.2　簡単な例 17

1.4　集計的ショックに対する反応 26

1.5　シミュレーション 28

1.5.1　解雇費用が一定の下でのシミュレーション結果 31

1.5.2　解雇費用が低下する下でのシミュレーション結果 33

1.6　まとめ 35

第 2 章　解雇規制の緩和と労働組合の行動 **37**

2.1　はじめに 37

2.2　解雇費用を含む労働組合モデル 38

2.2.1　企業 39

2.2.2　労働組合 41

2.3　独占的労働組合モデル 44

2.3.1　解雇費用低下の比較静学 45

2.4　RTM 労使交渉モデル 47

2.4.1　解雇費用低下の比較静学 48

2.5 留保賃金低下の比較静学 51
2.6 賃金の硬直性再考 52
2.7 まとめ 56

第 3 章 若年離職率高止まりの要因分析 57

3.1 はじめに 57
3.2 就業上のサーチモデル 60
3.2.1 価値関数の変形 60
3.2.2 失業率 62
3.2.3 一企業あたりの離職率 62
3.2.4 経済全体の離職率 63
3.2.5 長期不況下における離職率の高止まり 64
3.2.6 成果主義の導入と離職率 65
3.2.7 失業時利得・解雇率と離職率 66
3.3 実証分析 67
3.3.1 データ 67
3.3.2 離職率に対する有効求人倍率の効果 68
3.3.3 現職に対する不満と転職希望 71
3.4 まとめ 76
付録 78

第 4 章 初職就業形態と労働者の長期的パフォーマンス 82

4.1 はじめに 82
4.2 内生性の問題 84
4.2.1 内生性の指摘 84
4.2.2 操作変数法による解決 85
4.2.3 適切な操作変数の選択 86
4.3 代替的な方法 90
4.3.1 「非自発的非正規雇用」の導入 90
4.3.2 データ 92
4.3.3 推定方法 92

4.3.4 「非自発的非正規雇用」の利用による修正結果 93
4.3.5 年齢階層を分割した分析 94
4.4 まとめ 99
付録 101

参考文献 **106**

まえがき

論文要旨

バブル崩壊以降，10年以上にわたって続いた不況の中で，日本型雇用慣行と呼ばれてきた制度が変化してきた．長期雇用制度もその例外ではなく，規制緩和の名の下に，雇用契約年数や解雇に関する規制が集中的に緩和ないし撤廃されてきた．本論文の前半では，わが国に生じたこのような長期雇用制度の変容が，労働市場にどのような影響を与えたかを論じる．特に，入職率と離職率の変動で表される雇用の安定性と，労働組合の行動に対して，解雇費用の低下が与えた影響を明らかにする．また近年，長期雇用制度の変容と共に，若年層を中心に不安定就労の問題が顕在化している．本論文の後半では，高い若年離職率と年長フリーターの問題を取り上げ，その原因について議論する．

本稿の主たる目的は以下の点である．

1. 入職率・離職率の動きと解雇規制との関係を理論的に明らかにすること．また理論モデルを用いてシミュレーション分析を行うことにより，解雇費用の低下により雇用が不安定化している事実を確認すること．
2. 解雇費用の低下が労働組合の行動にどのような影響を与えるのかを理論モデルを用いて明らかにすること．
3. 高い若年離職率をもたらした原因を理論的・実証的に明らかにすること．
4. 若年労働者の不安定就労が長期化している問題について，世代効果の存在を実証的に確認すること．

以上の目的について，本稿の分析により得られた結果は以下の通りである．

1. わが国の入職率と離職率の動きには，解雇費用を一定と仮定した理論モデルでは説明できない傾向的な拡大が観察されており，解雇費用の低下が原因で雇用が不安定化していると考えられる．

2. 解雇費用が小さく雇用が不安定化した下では，労働組合は雇用の安定をより重視して，賃金の要求を弱める．この結果，解雇費用の小さい労働者の賃金は不景気時に大きく低下する．

3. 近年観察される高い若年離職率は，長期不況の間に入職した労働者が不本意な形で就労しており，彼らが転職を繰り返していることが原因と考えられる．

4. 学校卒業後に初めて就いた職業が非正規雇用であった場合，その後も非正規雇用であり続ける確率が有意に高まる．

各章の要約

第 1 章　解雇費用の低下と入職率・離職率

本章では，最近 20 年の間にわが国で観察された入職率と離職率の動きについて，解雇費用との関係を論じた．わが国では，バブル崩壊直後の不景気時に入職率が低下し，直近の不景気時には離職率が上昇するという雇用調整行動の非対称性が観察されている．本章は，この非対称性の原因を解雇費用の低下に求める議論を批判的に検討した．前半部では，この議論が Caballero によって指摘された「合成の誤謬」に抵触する理論的問題を含んでいることをモデルを利用して示した．また，後半部では，Campbell and Fisher モデルを用いたシミュレーション分析を行い，解雇費用を一定と仮定した下でも非対称性が再現されることを示し，観察された非対称性を説明する上で，解雇費用の低下は不必要であることを数量的にも明らかにした．

しかし，このことはわが国の入職率と離職率の変動を説明するにあたって，解雇費用の低下が重要でないことを示すものではない．シミュレーションによる理論値と実際の観察値との比較を行うことにより，入職率と離職率の観察値には，解雇費用を一定と仮定した下でのシミュレーションによっては説明できない，トレンドとしての上昇が観察されることが明らかになった．解雇費用の低下は，入職率と離職率の非対称な動きを説明するには不必要であるが，傾向的拡大を説明するためには必要である．本章は再びシミュレーションにより，解雇費用の低下が入職率と離職率の傾向的拡大を生じさせることを示した．

第 2 章　解雇費用の低下と労働組合の行動

本章では，労使交渉モデルに解雇費用モデルを組み合わせたモデルを用いて，解雇費用の低下が労使交渉の結果として得られる賃金や雇用量に，どのような影響を与えるかを考察した．

解雇費用の低下は，次の二つの経路を通じて交渉結果に影響する．第一に，解雇費用が低下したとき，労働者は解雇を恐れて雇用の安定を望み，賃金の低下を受け入れやすくなる．第二に，解雇費用の低下は，企業の雇用調整速度を上昇させ，企業にとって最適な水準に雇用量を調整しやすくなることから，企業利得が上昇し，企業は賃金の上昇を受け入れやすくなる．これら二つの効果が交渉賃金に対して互いに逆方向に作用するため，一般には解雇費用の低下に対する交渉賃金の変動方向は不定である．どちらの効果が支配的であるかはモデルのパラメータである交渉力に依存している．

本章の後半では，留保賃金と財市場の競争環境の変化というショックに対する交渉賃金の反応が，解雇費用の大きさによってどのように異なるかを分析した．留保賃金の変動に対する交渉賃金の反応について，解雇費用が小さい労働者は，解雇されて留保賃金を受け取る可能性が高いために，留保賃金の変動に対して交渉賃金が強く順循環的に反応することがわかった．また，財市場の競争環境の変化については，Dhillion and Patrakis によって静学的労使交渉モデルでは交渉賃金に影響を与えないことが主張されているタイプのショックも，本章のモデルでは交渉賃金に影響を与えることが示された．静学的交渉モデルでは，解雇が直ちに行われるために労働者が賃上げを要求できないような場合であっても，本章のモデルの雇用が保護された労働者は，雇用されている間に高い賃金を獲得しようとして近視眼的な行動をとり，賃金上昇圧力を高めることがその原因である．

第 3 章　成果主義の導入と若年離職率

本章では，近年，就職難であるにもかかわらず，高い若年離職率が観察されているという問題について，その原因をめぐる以下の二つの仮説について，理論と実証の両面から検討した．第一の仮説は，過去の有効求人倍率が低い時点で入職した労働者は仕事とのマッチングが悪く，彼らが離職することで離職率が高まるというものであり，第二の仮説は，成果主義の導入や昇進制度の変化によって，若年労働者の期待賃金が

低下することにより離職率が高まるというものである．

就業上のサーチモデルを利用した理論分析からは，第一の仮説について，過去の低い有効求人倍率は，経済全体の賃金分布を低賃金方向にシフトさせる効果を持つことが示され，このことが経済全体の離職率を増加させることが示された．第二の仮説については，現在就職している企業における期待賃金が低下することは確かにその企業からの離職率を高めるものの，経済全体の賃金分布が低賃金方向にシフトしたのであれば，転職した後，再就職先の企業においても低賃金が予想されるために，離職するとは限らないことが示された．これは成果主義賃金制度の導入が拡大している現実と合わせれば，第二の仮説が高い離職率の説明には適当でない可能性があることを示唆する．

実証分析では，第一の仮説について，入職時の有効求人倍率はその職業からの転職を抑制する効果を持つことが明らかとなり，理論的予想に整合的な結果が得られた．第二の仮説については，(1) 若年世代は成果主義の導入について不満を感じておらず，むしろ中高年層の不満が高いこと，(2) 成果主義に対して不満を感じている中高年層でも，転職を希望しているわけではないこと，が示された．これは，成果主義賃金の導入により期待賃金が低下し，不満を持った若年労働者が離職するというストーリーとは整合的ではない結果である．また賃金プロファイルの推計によれば，成果主義賃金制度が期待賃金を低下させるという現象も観察されてはいない．

以上の分析を総合すれば，本章の分析に関する限り，第一の仮説に整合的な結果が得られたが，第二の仮説についてはその成立を示す根拠を観察することができなかった．近年のわが国における高い若年離職率の原因は，過去の長期不況の間に，不本意な形で就業した若者が大量にプールされ，彼らが離職と再就職を繰り返していることが原因であると考えられる．

第 4 章　初職就業形態と労働者の長期的パフォーマンス

本章では，90 年代の不景気時に労働市場に参入した若年労働者の不安定就労が長期化しているという，いわゆる「年長フリーター」の問題について，初職が非正規雇用であった場合に，現職も非正規雇用になる確率が高まるかという視点からの分析を試みた．現職の就業形態を初職の就業形態に回帰するこの種の分析については，労働者の観察されない能力あるいは選好を原因とする内生性が存在するという指摘が Kondo

によってなされているが，実際にはこの問題を解決するための操作変数の選択は困難である．

本稿はまず，Kondo の提案した「初職入職時の有効求人倍率」を操作変数とする操作変数法について，初職入職時の有効求人倍率が低いときには，就業形態を問わず，能力がある程度高い労働者しか就職できないことが原因で，操作変数と観察できない労働者の能力に相関関係が生じる可能性を指摘した．このとき「初職入職時の有効求人倍率」は操作変数として適当ではない．本稿は，この適当でない操作変数を用いることにより，初職の就業形態が現職の就業形態に与える効果が過大に推計されることを示した．実際，Kondo による推計およびその手法に従った本章の追認作業において，操作変数を用いない場合に存在すると考えられていたバイアスが，予想とは逆方向に修正されるという問題が生じている．

内生性の問題はもちろん重要ではあるが，その問題を解決するための適当な操作変数を見つけることが困難という状況にあたり，本稿では「非自発的非正規雇用」の概念を用いた代替的な手法を提案した．当初の内生性の問題は，能力がそれに適している，または選好している等が原因で，非正規就労を自発的に継続している労働者が存在することによって生じている．そこで，労働者に実際に非正規就労が自発的なものかどうかを尋ねた結果を利用してデータを修正するという発想である．この代替的な手法により得られた推計値は，適当でない操作変数の導入による新たなバイアスの問題を発生させることなしに，当初予想されたバイアスを予想通りの方向に修正するという性質を持っている．無論，就業形態の選択が自発的かどうかの判断は労働者の主観であり，データとしての信頼性には問題がある．そのため適切な操作変数を探索する作業は続けられるべきであるが，データの整備状況からそれが困難な現状においては，有効な代替案と考えられる．

推計結果として，いかなる手法を用いて内生性の問題に対応したにせよ，初職の就業形態と現職の就業形態の間には有意な正の関係が存在していることが示された．このことは，労働者の能力や選好とは無関係に，初職が非正規雇用であることだけが原因で，現職が非正規雇用になる確率が高まることを表している．ただし，内生性の考慮によりこの効果の重要性は低下し，本稿の推計では，初職が非正規雇用であることは，将来も非正規雇用である確率を約 20% 高めるという結果であった．

謝辞

本論文を完成するにあたり，常に熱心に御指導くださいました中谷武教授に心から御礼申し上げます．神戸大学経済学部在籍中より現在に至るまで，先生からは数えきれぬ有益な御助言と御教示を賜りました．未だ至らぬ小論でありながら，本論文をまとめることができたのは，一重に先生の温かい御指導によるところであり，深く感謝の意を表します．

本研究を進めるにあたり，御指導と御教示をいただきました，三谷直紀教授，中村保教授に厚く御礼申し上げます．両先生のゼミで報告の機会を与えていただき，多くの有益な御教示を賜りました．

本研究を通して，多くの先生方から有益なる御助言をいただきました．特に，本論文の公開セミナーにおいて多くの有用なコメントをくださいました入谷純教授，草稿段階の本稿の一部に目を通していただき，多くのご助言をくださいました勇上和史准教授，いつも議論に付き合ってくださいました佐野晋平講師，畔津憲司講師，戸田淳仁研究員，野村友和氏に御礼申し上げます．

ボストン大学在学中に御指導くださった Prof. Kevin Lang, Rasmus Lentz, Claudia Olivetti, Francois Gourio の各先生に感謝いたします．特に本稿の第 1 章は Gourio 准教授の御指導の下で書いた論文を元にしており，第 3 章は Lentz 教授の論文から着想を得たものです．

本論文の第 3 章と第 4 章を執筆するにあたり，東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター SSJ データアーカイブから「ワーキングパーソン調査，2002（リクルートワークス研究所）」の個票データの提供を受けました．記して感謝いたします．

最後に，本論文の作成にあたり，きわめて寛容なる理解を示し，常に協力してくれた父優，母恵子に深く感謝の意を表します．

第1章　解雇費用の低下と入職率・離職率

1.1　はじめに

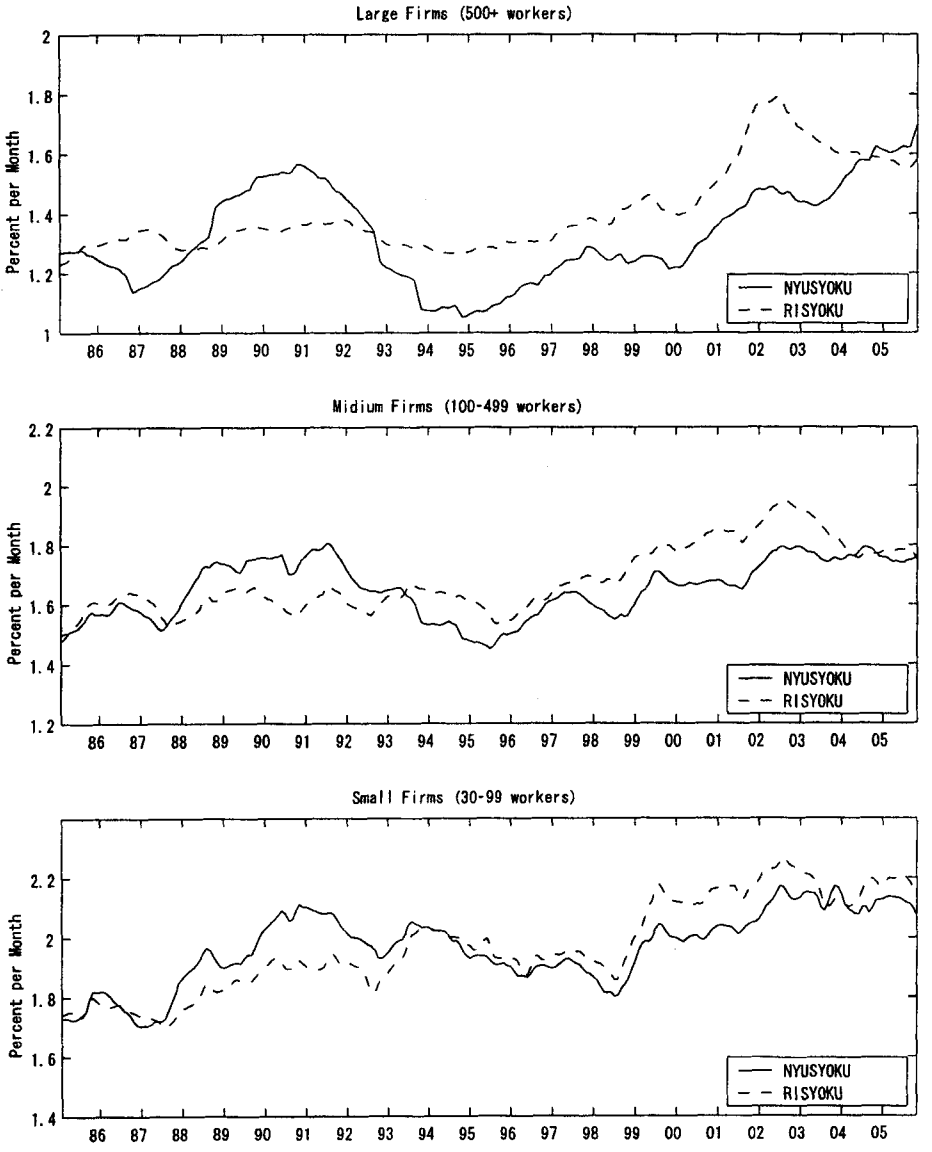
本稿は，最近20年間にわが国で観察された入職率と離職率について，それらの変動要因を検討し，解雇費用の低下との関係を論じる．わが国では，バブル崩壊後の不景気時（91–93年）に入職率が低下し，最近の不景気時（00–02年）に離職率が上昇した（図1.1）．この傾向は特に大企業で顕著であった．不景気時に雇用量を低下させる手段として，新規採用の抑制と既存労働者の解雇が考えられるが，主として前半期には採用の抑制を通じた調整が行われ，後半期には解雇を通じた調整が行われたと考えられる．このように雇用調整の手段が前半期と後半期で異なっていることを，本稿では「雇用調整行動の非対称性」と呼ぶことにする．

雇用調整行動の非対称性が観察された原因として，解雇費用の低下を原因とする次の仮説を検討する．すなわち，前半期には解雇費用が大きかったために，労働者を解雇することができず，採用の抑制を行った．一方，後半期には解雇費用が低下したので，解雇ができるようになった，という仮説である．この仮説は，雇用調整行動の非対称性について，一見もっともらしい説明を与えているように見える．非対称性が大企業で顕著に観察されることについても，大企業ほど解雇規制の影響を強く受けるためと考えることができる．しかし，本稿の目的は，この仮説が理論的にも計量的にも問題を含んだ仮説であることを示すことである．

仮説の理論的な問題点は，すでにCaballero (1992) によって指摘された雇用調整における「合成の誤謬」の問題と同じである．解雇費用が大きければ解雇が生じにくいとする上述の仮説は，企業が近視眼的である限りにおいて[1]，個別企業の行動の記述としては正しい．しかし，個別企業レベルの雇用調整行動の非対称性が，図1.1で見

[1]よく知られているように，大きな解雇費用は解雇だけでなく採用も抑制する．解雇の抑制と採用の抑制のどちらが支配的になるかはモデルのパラメータに依存するが，企業が近視眼的であるならば解雇の抑制が採用の抑制よりも支配的になる．

図 1.1: 入職率と離職率の推移



出所：毎月勤労統計調査，企業規模別労働者増加数および減少数を労働者数で割ったもの．このため，ここでの「離職率」からは自発的離職と非自発的離職を区別することはできない．移動平均法により季節調整済．労働者数にはパートタイム労働者を含む．

たような，経済全体レベルでの入職率と離職率の動きの違いに結びつくかどうかについては注意が必要である．Caballero は Samuelson (1955) の言葉を引用して，ここには合成の誤謬が存在すると注意を促した．後にモデルを用いて詳しく議論するが，ここで，この合成の誤謬が生じる仕組みを，直感的に見ておくことは有用であると思われる．Nickell (1986)，Bentolila and Saint-Paul (1994) や Saint-Paul (1996) 等の線形雇用調整費用モデルによれば，ある企業の雇用調整量は，その企業の初期雇用量と調整費用の大きさに依存する．解雇費用が大きい経済と小さい経済を考えよう．この二つの経済から，同じ企業，つまり初期雇用量が等しい企業を抽出して比べた場合には，解雇費用が大きい企業で解雇が生じにくい[2]．しかし，このことから，経済全体で見て，解雇費用が大きい経済のほうが解雇が生じにくいと推論することは正しくない．なぜなら，この二つの経済では，中に含まれる企業の雇用量の分布が異なるからである．企業どうしのミクロレベルの比較でどちらの企業が解雇しにくいかが言えたのは，初期雇用量が同じ企業を選んで比較したためである．しかし，経済全体での雇用量の分布は内生的に変化しているので，ミクロレベルの結論がマクロレベルにそのまま適用できるとは限らない．解雇費用が大きく，個別企業レベルで解雇が生じにくい経済では，同じ理由によって，経済全体レベルでの雇用量が，生じうる外生的な経済変動に対して高止まりし，かえって解雇が生じやすくなる．このことから，わが国の労働市場で観察された雇用調整行動のマクロレベルの非対称性を，解雇費用の低下に対する個別企業の行動から説明することには理論的な問題がある．本章の前半ではこのことについてモデルを用いて詳しく議論する．

一方，Campbell and Fisher (2000) は，解雇費用が存在する下で，マクロの景気循環ショックに対する離職率と入職率の反応が異なることを別の視点から説明している．Campbell and Fisher モデルによれば，経済が負のマクロショックを受け，経済全体の雇用量が減少傾向にあるとき，ある企業は採用を抑制し，またある企業は解雇を実施している．このとき，採用を抑制している企業よりも，解雇を実施している企業の方がショックに対してより大きく雇用量を反応させる．これは，採用を抑制するには費用がかからないが，解雇を行うには費用がかかるために，この費用に見合うだけの多くの解雇を実施して労働の限界生産性を上昇させる必要があるためである．このた

[2]線形調整費用モデルでは，企業はショックに対して，採用・解雇・なにもしない，という三種類の反応を示すが，ここで「解雇が生じにくい」とは，一定の区間に分布するショックに対して「解雇」という行動をとる確率が小さいことを表す．

め，経済全体に負のマクロショックが生じているときには，入職率が低下し離職率が上昇するが，離職率のほうが入職率よりも大きく反応する．Campbell and Fisher は Davis, Haltiwanger and Scott (1996) によって発見された，米国における離職率の激しい動きがこのことによって説明できるとしている．本章の後半では，Campbell and Fisher の議論が，わが国で観察されたデータにも当てはまるかどうかを検討するため，シミュレーション分析を行う．

シミュレーション分析の結果，解雇費用を一定と仮定したシミュレーションにおいても，バブル崩壊直後の入職率の低下と近年の離職率の上昇が再現できることが示される．我が国で観察された雇用調整の非対称性について，解雇費用の低下を原因とする仮説は，Caballero の指摘に抵触する理論的問題を含むのみならず，解雇費用を一定と仮定したシミュレーション分析によっても，非対称性を再現できることから，数量的にも不必要な議論であると言える．

しかし，このことは入職率と離職率の変動を説明する上で，解雇費用の低下が重要でないことを意味するものではない．実際に，シミュレーションにより生成された理論値と観察値を比較すると，近年では，入職率・離職率ともに解雇費用を一定と仮定したシミュレーションでは説明できない上昇トレンドを持っていることが明らかになる．解雇費用の低下は入職率と離職率の非対称的な動きを説明するにあたっては不必要であるが，この上昇トレンド（対称的な動き）とは関連している可能性がある．本章では再びシミュレーションを用いてこのことを議論し，解雇費用の傾向的低下を導入したシミュレーションによって入職率と離職率の傾向的拡大が再現できることを示す．

本稿の構成は以下の通りである．2 節では，わが国の労働市場で最近生じた制度的変化を概観し，規制緩和の名の下，解雇費用が低下してきたと考えられることを示す．3 節では，雇用調整費用モデルを用い，Caballero が指摘した「合成の誤謬」について詳しく紹介する．4 節では，Campbell and Fisher が指摘した集計的ショックに対するモデルの反応について議論する．本稿のモデルは多くの部分で Campbell and Fisher のモデルを参考にしているが，後のシミュレーション分析に用いるために，連続的な状態空間を扱えるように拡張されている[3]．5 節はモデルを用いたシミュレーション分析の方法について解説し，結果について議論する．解雇費用が一定であることを仮定した場合のシミュレーションと解雇費用が低下することを許容した場合のシミュレーショ

[3]Campbell and Fisher モデルの状態空間は二状態マルコフ過程に従う．シミュレーション分析では，ショックの方向だけではなくその大きさも扱いたいので，状態空間は連続的であるほうが望ましい．

ンを行い，結果を観察値と比較する，6 節は本稿の分析で得られた結果をまとめる．

1.2 解雇費用の低下

本節では，わが国の解雇に関わる規制の変化を概観し，規制緩和の名の下，多様かつ柔軟な雇用形態を目指す動きの中で，解雇費用が減少してきたと考えられることを示す．

OECD (1999) が作成した「雇用保護規制指数 (employment protection legislation indicators)」によると，日本はノルウェー，ポルトガルに続き，OECD 加盟国 27 カ国の中で 3 番目に解雇が難しい国であるとされる．これはわが国における，整理解雇四要件などの解雇規制が他の国に比べて厳しいと評価されたものである．この国際的に見て厳しい解雇規制の下で，バブル崩壊直後の不景気時には，企業による新規採用の抑制が社会問題化した．Kato (2001) は大企業 3 社へのフィールド調査を実施し，バブル崩壊後の不景気時にこれらの企業が新規採用の抑制と期限付き出向を利用した雇用調整を行っていたと結論付けている．93 年に，ある大手フィルムメーカーが内定の取り消しを行った．内定は正式な雇用契約ではないので，その取り消し自体は違法ではない．しかし，この事件は社会に大きな影響を与えた．国会では雇用調整法が直ちに改正され，労働省 (当時) は同様の内定取り消しを行った企業 100 社の名称を公表した．

その後，わが国と同様に，厳しい解雇規制制度を持つヨーロッパ諸国において，高い失業率が長期化していることを教訓として，解雇規制を緩和し，より多様かつ柔軟な雇用形態を目指す動きが見られるようになった．95 年から 97 年にかけて実施された規制緩和推進計画，またそれに続く，98 年から 2000 年の規制緩和推進 3 か年計画の中で，雇用や労働にかかわる規制が集中的に撤廃または緩和された．2000 年 1 月には，わが国の解雇規制に大きな変化をもたらす判決が東京地裁から出されている[4]．それまで整理解雇四要件をみたさない解雇は解雇権の濫用であり無効とされてきたが，必ずしも四要件すべてをみたす必要はないとされたのである．以上より，解雇規制が緩和されたことによって，企業が直面する解雇費用は減少してきたのではないかと考えられる．

判例の蓄積あるいは非正規労働者の拡大は解雇費用低下の可能性を示唆してはいるものの，直接的に解雇費用の低下の証拠をデータとして得ることはできない．本稿の

[4]ナショナル・ウェストミンスター銀行事件 (労 782)

目的のひとつは，入職率と離職率の動きから解雇費用低下の間接的な証拠を見つけることでもある．

1.3 雇用の調整費用モデル

本節では，雇用の調整費用モデルのインプリケーションを確認するため，Bentolila and Saint-Paul (1994) による線形雇用調整費用モデルを紹介する．

1.3.1 Bentolila and Saint-Paul モデル

代表的企業

代表的企業は，前期の雇用量 n_{t-1} を所与とし，今期生じた企業個別の需要ショック e_t を観察した後に，利潤の現在割引価値を最大化するように，雇用調整量 h_t を選ぶ．企業が直面する問題は次のようである．

$$\max_{\{h_t\}} \ E\sum_{j=0}^{\infty}\beta^j\{R(n_{t+j},e_{t+j})-C(h_{t+j})\},$$

$$\text{s.t.} \ \ n_t = n_{t-1}+h_t.$$

ここで，E は期待値オペレータ，β は割引率，n_t は雇用量，e_t は企業個別ショックである．e_t は時間について i.i.d. であり，分布関数 $G(e_t)$ に従うとする．h_t は採用量であり，$h_t > 0$ ならば採用，$h_t < 0$ ならば解雇を表す．$R(\cdot,\cdot)$ は収入関数であり，財価格，生産関数，賃金費用を含んで定義されている．$C(\cdot)$ は調整費用関数である．採用費用を H，解雇費用を F とし，次の線形調整費用を仮定する．

$$C(h_t) = \begin{cases} Hh_t & h_t > 0 \\ 0 & h_t = 0 \\ -Fh_t & h_t < 0. \end{cases}$$

よく知られているように，このような線形調整費用の下で，企業はショックに対応して「採用」「解雇」「なにもしない」という三種類の行動をとる．限界調整費用がゼロではないので，ショックが小さいうちは調整費用を支払わずになにもしないことが最適であり，十分に大きいショックが生じたときに初めて調整費用を支払って雇用量を

変化させる．企業が採用も解雇も行わないようなショックの区間の上限と下限をそれぞれ e_t^H, e_t^F とする．これら閾値は初期雇用量 n_{t-1} および調整費用に依存する．企業は $e_t > e_t^H$ であるようなショックを受けると採用を行い，$e_t < e_t^F$ であるようなショックを受けると解雇を行う．

採用するとき　企業が $e_t > e_t^H$ であるようなショックを受け，採用を行う場合を考える．このときの Bellman 方程式は次のようである．

$$V(n_{t-1}, e_t) = \max_{n_t}\{R(n_t, e_t) - H(n_t - n_{t-1}) + \beta EV(n_t, e_{t+1})\}.$$

n_t に関する一階の条件より，

$$H = R_n(n_t, e_t) + \beta EV_n(n_t, e_{t+1}).$$

ここで，R_n，V_n は n についての微分を表す．ショック e_t は i.i.d. であるから，$M(n_t) \equiv EV_n(n_t, e_{t+1})$ と書ける．一階の条件は次のように書ける．

$$H = R_n(n_t, e_t) + \beta M(n_t), \tag{1.1}$$

この条件は，採用に伴う限界費用が限界便益と一致するという意味を持つ．上限 e_t^H は $n_t = n_{t-1}$ について，この式をみたすから，e_t^H は次の式によって定義される．

$$H = R_n(n_{t-1}, e_t^H) + \beta M(n_{t-1}). \tag{1.2}$$

最後に，包絡線定理より，

$$V_n(n_{t-1}, e_t) = H. \tag{1.3}$$

解雇するとき　同様に，解雇について以下の式が成立する．

$$-F = R_n(n_t, e_t) + \beta M(n_t), \tag{1.4}$$

$$-F = R_n(n_{t-1}, e_t^F) + \beta M(n_{t-1}), \tag{1.5}$$

$$V_n(n_{t-1}, e_t) = -F. \tag{1.6}$$

なにもしないとき　企業が採用も解雇も行わないとき，Bellman 方程式は次のようである．

$$V(n_{t-1}, e_t) = R(n_t, e_t) + \beta EV(n_t, e_{t+1}),$$

$n_t = n_{t-1}$ を利用して，この式から直接 $V_n(n_{t-1}, e_t)$ を得ることができる．

$$V_n(n_{t-1}, e_t) = R_n(n_{t-1}, e_t) + \beta M(n_{t-1}). \tag{1.7}$$

将来収益　企業の将来収益 $M(n_{t-1})$ は，三種類の行動にそれぞれ対応した包絡線定理を用いて，次のように書ける．

$$\begin{aligned} M(n_{t-1}) &= EV_n(n_{t-1}, e_t) \\ &= (1 - G(e_t^H))H + G(e_t^F)(-F) + \int_{e_t^F}^{e_t^H} R_n(n_{t-1}, e_t) + \beta M(n_{t-1}) dG(e_t). \end{aligned} \tag{1.8}$$

(1.2)(1.5)(1.8) より，$e_t^H, e_t^F, M(n_{t-1})$ を得る．ショック e_t が $e_t > e_t^H$ をみたすならば，企業は採用を行い，今期の雇用量は (1.1) から得られる．また，$e_t < e_t^F$ ならば，企業は解雇を行い，今期の雇用量は (1.4) から得られる．$e_t \in [e_t^F, e_t^H]$ であれば，企業は採用も解雇も行わず，$n_t = n_{t-1}$ である．

経済全体の雇用量

個別企業の問題を解くことにより，今期の雇用量は，モデルの所与の変数である前期の雇用量 n_{t-1} とショック e_t の関数として求められる．

$$n_t = n(n_{t-1}, e_t).$$

経済全体における集計雇用量を求めるためには，n_{t-1} と e_t について積分してやればよい．

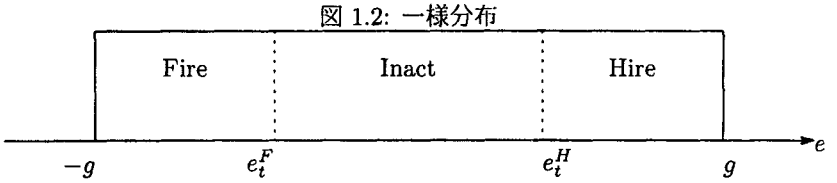
$$E[n_t] = \int_0^\infty \int_{-\infty}^\infty n(n_{t-1}, e_t) dG(e_t) d\Psi_{t-1}(n_{t-1}).$$

ここで $\Psi_{t-1}(\cdot)$ は n_{t-1} の分布関数である．

1.3.2　簡単な例

前掲のモデルは若干複雑ではあるが，コンピュータを用いれば直接解くことができる．しかし，本節の目的はモデルのインプリケーションを取ることにあるので，数値計算で解くのではなく，途中の計算を重視したい．そこで，ここではいくつかの仮定をおき，モデルを手計算で解ける程度に簡単化することを考える．簡単化のための仮定を列挙すると，以下の通りである．

図 1.2: 一様分布



1. 収入関数を二次型，あるいは限界収入関数を線形に特定する．また，ショック e_t が加法分離であることを仮定する．

$$R_n(n_t, e_t) = -an_t + b - w + e_t \equiv m(n_t) + e_t.$$

ここで，a, b は生産関数のパラメータであり，w は実質賃金である．$m(n_t) \equiv -an_t + b - w$ は今期の限界収入からショックの部分を除いたものを表す．

2. ショックの分布 $G(e_t)$ について，図 1.2 のような一様分布 $e_t \sim U(-g, g)$ を仮定する．採用や解雇が常に発生する状況を分析するために，すべての t について $-g < e_t^F < e_t^H < g$ であるとする．

3. 採用費用がゼロであること，$H = 0$ を仮定する．

個別企業の雇用調整行動

以上の仮定の下で，(1.8) は次のような簡単な形に書き直される．

$$M(n_{t-1}) = -P\left(g + \frac{e_t^H + e_t^F}{2}\right). \tag{1.9}$$

ここで $P \equiv \frac{e^H - e^F}{2g} = \frac{F}{2g}$ であり，「なにもしない」という行動をとる確率を表す．(1.2)(1.5) に代入して，閾値 e_t^H, e_t^F が次のように求められる．

$$e_t^H = \frac{1}{1-\beta P}\left[-m(n_{t-1}) + \frac{\beta F}{2}(1-P)\right], \tag{1.10}$$

$$e_t^F = e_t^H - F. \tag{1.11}$$

$m(\cdot)$ は限界利得であり n_{t-1} について減少関数である．よって e_t^H, e_t^F ともに n_{t-1} について増加関数となる．n_{t-1} が大きいと，e_t^H, e_t^F は図 2 で見て右側にシフトする．図より明らかなように，このときショック e_t に対応して，採用を行う確率が減少し，解雇を行う確率が増加する．初期雇用量が大きいほど，採用に比べて解雇が生じやす

い．同じ分布に従うショックを受けているのであるから，初期雇用量が大きいほど，事後的にその雇用量が過剰であった可能性が大きいのである．従って，あえてその上に採用する確率は小さく，解雇する確率は大きい．

次に，解雇費用が変化した場合を考えよう．

$$\frac{de_t^H}{dF} = \frac{\beta(e_t^F + g)}{2g(1-\beta P)} > 0, \qquad \frac{de_t^F}{dF} = \frac{-2g + \beta(e_t^H + g)}{2g(1-\beta P)} < 0.$$

ここでの不等号の向きは $-g < e_t^F < e_t^H < g$ の仮定による．解雇費用が増加すると，e_t^H は増加し，e_t^F は減少する．このことは，採用も解雇もしにくくなることを表す．解雇費用が大きいと，解雇しにくいだけでなく採用もしにくい．このことは調整費用モデルでよく知られた結論である．解雇費用が大きいと，大きな解雇費用を払わないといけないので解雇が抑制される．同時に，今採用してしまうと将来大きな解雇費用で解雇しないといけないから採用も抑制される．しかし，この採用抑制効果は割引率 β によって割り引かれる．この効果は将来生じるかもしれない事象を原因とする効果だからである．β が小さければ，つまり企業が近視眼的であれば，大きな解雇費用による解雇抑制効果は採用抑制効果を圧倒する．その十分条件は次の不等式から得られる．

$$\left|\frac{de_t^F}{dF}\right| - \left|\frac{de_t^H}{dF}\right| = \frac{2g - \beta(e_t^H + e_t^F + 2g)}{2g(1-\beta P)} > 0. \tag{1.12}$$

$-2g < e_t^F + e_t^H < 2g$ であるから，解雇抑制効果が採用抑制効果よりも大きいための十分条件は $\beta < \frac{1}{2}$ である．なお，この条件は十分条件であることに注意されたい．(1.12) の左辺は $e_t^H = e_t^F = g$ のときに最小値をとるが，$\beta < \frac{1}{2}$ はこのように e_t^H, e_t^F が分布の端に貼りついているような極端な場合にさえ (1.12) の不等式が成立することを保証する条件である．より広範な場合において，我々は β についてより弱い条件しか必要としない．以上より，解雇費用が大きいときに，採用に比べて解雇が抑制されるという主張は，企業が近視眼的であれば，という留保条件が付くものの，個別企業の行動の記述としては正しい．

以上の分析より得られる個別企業の雇用調整行動の特徴は以下の通りである．

- 初期雇用量 n_{t-1} が大きいほど解雇しやすい．
- 企業が近視眼的であれば，解雇費用 F が小さいほど解雇しやすい．

個別企業の雇用量

(1.10)(1.11) を (1.9) に代入して， $M(n_{t-1})$ を得る．

$$M(n_{t-1}) = \frac{2Pm(n_{t-1}) - (1-P)F}{2(1-\beta P)}.$$

$M(n_{t-1})$ を一期進め，(1.1)(1.4) を用いることにより，今期の雇用量 n_t は以下を満たすことが分かる．

採用するとき

$$-an_t^H + b = w + \left[\beta\left(\frac{1-P}{2}\right)F\right] - (1-\beta P)e_t. \tag{1.13}$$

解雇するとき

$$-an_t^F + b = w - \left[F - \beta\left(P + \frac{1-P}{2}\right)F\right] - (1-\beta P)e_t. \tag{1.14}$$

図解

以上の分析を図解したのが以下の図 1.3 から図 1.5 である．議論の簡単化のためここでは $\beta = 0$ とした場合に議論を限定する[5]．このとき (1.13)(1.14) は次のようになっている．

採用するとき

$$-an_t^H + b + e_t = w. \tag{1.15}$$

解雇するとき

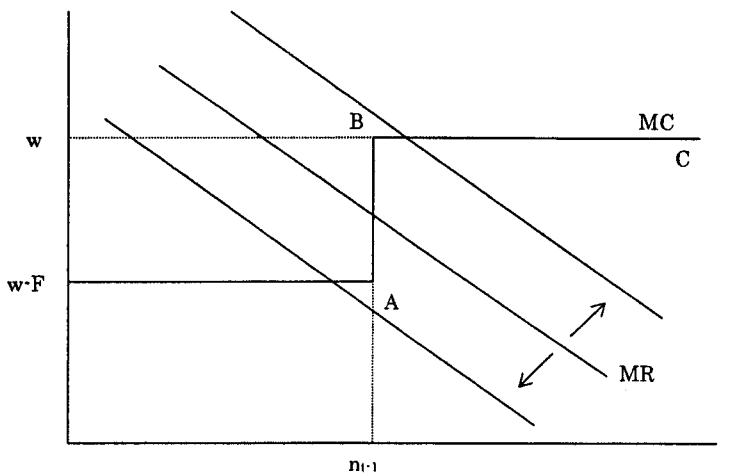
$$-an_t^F + b + e_t = w - F. \tag{1.16}$$

(1.15)(1.16) で左辺は限界利得を，右辺は限界費用をそれぞれ表し，企業はそれらが等しくなるように雇用量を調整する．(1.15)(1.16) より，初期雇用量 n_{t-1} を基準とし

[5] $\beta = 0$ を仮定すると，企業は将来のことを考えなくなるので，採用を行うと後に費用を払って解雇しなければならないことから生じる，いわゆる採用のシャドウコストが無視される．このことを考慮した場合，図中の MC は右上がりに傾くことになるが，図が複雑になるためにここでは議論を限定した．$\beta \neq 0$ の一般的な場合については，すでに本文で数式を用いた議論を行っている．

て，採用するときと解雇するときでは限界費用が異なることがわかる．採用するときの限界費用は w であり，解雇するときの雇用量は $w-F$ である．このことが図 1.3 では初期雇用量 n_{t-1} において折れ曲がった限界費用曲線 MC として描かれている．ここに限界利得曲線 MR が右下がりに交差する．限界利得曲線が右下がりであるのは，言うまでもなく限界生産力逓減の仮定による．MR は企業固有ショック e_t が生じると上下にシフトする．e_t が絶対値で小さく，シフト後の交点が線分 AB の区間にある場合は企業は雇用量を変化させない．ショックが十分に大きく，交点が点 A を超える場合に企業は解雇を行い，点 B を超える場合には採用を行う．企業の三種類の行動はこのようにして生じている．

図 1.3: 三種類の行動



初期雇用量 n_{t-1} が大きいほど解雇しやすいという状況を描いたのが図 1.4 である．初期雇用量 n_{t-1} が n'_{t-1} に増加したとき，点 A と点 B で折れ曲がっていた MC は，点 A' 点 B' で折れ曲がるようになる．このとき同じショックが生じて MR がシフトしたとしても，$E_0 \to E_1$ では解雇が行われず，$E'_0 \to E'_1$ では解雇が行われている．

解雇費用 F が大きいほど解雇しにくいという状況を描いたのが図 1.5 である．解雇費用 F から F' へと増加すると MC が折れ曲がる点が点 A から点 A' へと変化し，企業がショックに対して無反応になる領域が拡大する．このため同じショックが生じても，$E_0 \to E_1$ では解雇が行われるが，$E_0 \to E'_1$ では解雇が行われない．

図 1.4: 初期雇用量の増加

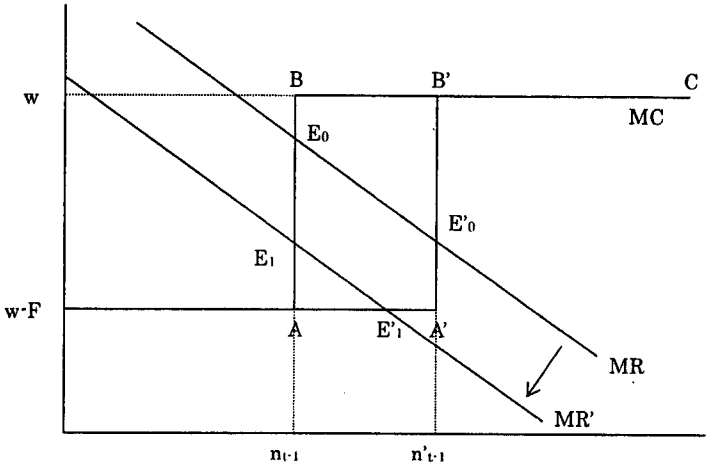


図 1.5: 解雇費用の増加

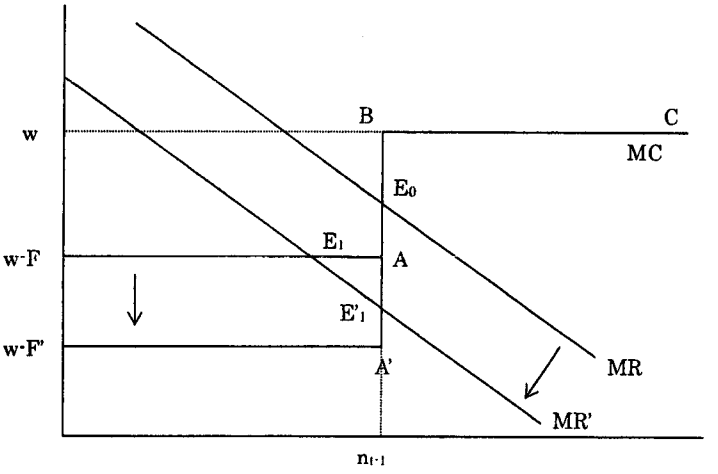


表 1.1: パラメータ（個別企業）

収入関数のパラメータ	a	1
	$b-w$	100
割引率	β	0.8
解雇費用	F	0 (図 3-(a))
		2 (図 3-(b))
ショックの分布上限	g	4
初期雇用量	n_{t-1}	100
試行回数		1 万回

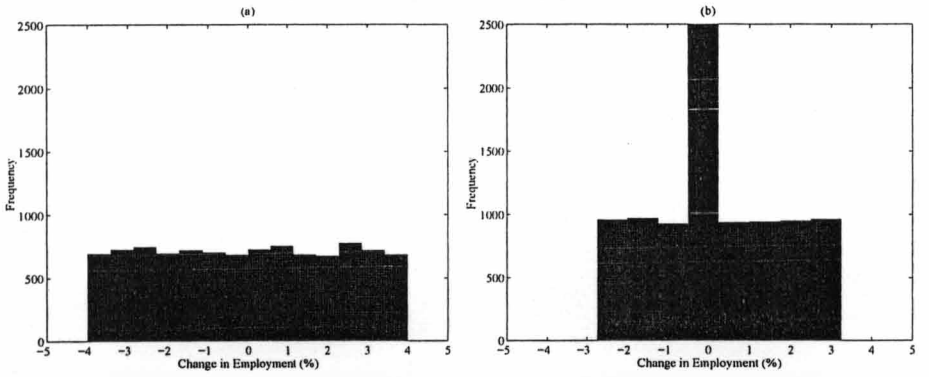
シミュレーション (個別企業)

企業が近視眼的であれば，解雇費用が大きいときには，採用に比べて解雇が生じにくくなる．このときの雇用調整率の分布は，採用行動を取っている企業が多いことから，雇用調整率が正である領域に厚く分布する．このことをシミュレーションによって確認しよう．図 1.6 は n_{t-1} を固定し，$e_t \sim U(-g,g)$ をランダムに発生させ，(1.13)(1.14) から雇用量を計算して，その変化率をヒストグラムに描いたものである．図 1.6-(a) は解雇費用が小さいとき，図 1.6-(b) は解雇費用が大きいときをそれぞれ表す．シミュレーションで用いたパラメータの値は表 1.1 の通りである．

解雇費用が小さいとき，図 1.6-(a) のヒストグラムはほぼ左右対称である．このことは採用も解雇も同じ確率で行われることを表す．一方で，解雇費用が大きいとき，図 1.6-(b) のヒストグラムは採用側に偏って歪んでいる[6]．このことは解雇が採用よりも生じにくいことを表している．しかし，注意しなければならないのは，ここでのヒストグラムは初期雇用量 n_{t-1} を固定して描かれていることである．初期雇用量 n_{t-1} は内生変数であり刻々と変化している．それにつれて経済全体の雇用量の分布が変化する．解雇費用の大きさが異なる二つの経済を比較する場合には，この二つの経済に含まれる企業の雇用量の分布が異なることを考慮しなければならない．

[6]調整量ゼロにおけるヒストグラムの突出は採用も解雇も行っていない企業の存在を表す．

図 1.6: 雇用調整率（個別企業）



経済全体の雇用量

経済全体での雇用量の分布は，内生的に変化する．解雇費用が異なる二つの経済の雇用量分布を定常状態で比較することを考える．

$\Psi(n)$ を定常状態における雇用量の分布関数としよう．また $\psi(n)$ をその密度関数とする．微小区間 $[n, n+dn]$ を考える．この区間における企業の密度は $\psi(n)$ である．一期経過すると，なにもしないでこの区間内にとどまっている企業，採用を行ってこの区間に入ってくる企業，解雇を行ってこの区間に入ってくる企業が存在する．定常状態の定義より，そのようなことが起こった後にも，n における密度は前期と同じ $\psi(n)$ でなければならない．

一期経過後，この区間にとどまり続けている企業は，前期にこの区間に存在し，なにもしなかった企業であるから，その密度は $P\psi(n)dn$ である．次に，解雇を行ってこの区間に入ってくる企業は，前期に n よりも大きな雇用を行っていた企業 $1-\Psi(n)$ 社のうち，解雇行動を行わなければならないようなショックを受けた企業であり，(1.13)(1.14) よりその確率は $\frac{1}{2g}\frac{a}{1-\beta P}dn$ である．採用してこの区間に入ってくる企業も同様に考えて，$\Psi(n)\frac{1}{2g}\frac{a}{1-\beta P}dn$ を得る．これらを集計すると，再び $\psi(n)$ にならなければいけないことから，

$$\psi(n) = P\psi(n) + \frac{a}{2g(1-\beta P)} \iff \psi(n) = \frac{a}{2g(1-P)(1-\beta P)}$$

を得る．この式は $\psi(n)$ が n の関数ではないこと，すなわち $\psi(n)$ が一様分布 $U(n_{\min}, n_{\max})$ に従うことを表す．雇用量の上限及び下限 $n_{\min}, n_{\max}$ は，それぞれショックの上限及

び下限 $-g, g$ に対応し，次のように求めることができる．

$$n_{\max} = \frac{b-w}{a} - \frac{\beta F(1-P)}{2a} + \frac{1-\beta P}{a} g$$
$$n_{\min} = \frac{b-w}{a} - \frac{\beta F(1-P)}{2a} + \frac{1-\beta P}{a}(-g+F)$$

分布が一様であるから，定常状態の平均雇用量は最大値と最小値の平均として求めることができる．定常状態の平均雇用量 $\bar{n}$ は次を満たす．

$$-a\bar{n} + b = w + \frac{\beta(1-P)F - (1-\beta P)F}{2}. \tag{1.17}$$

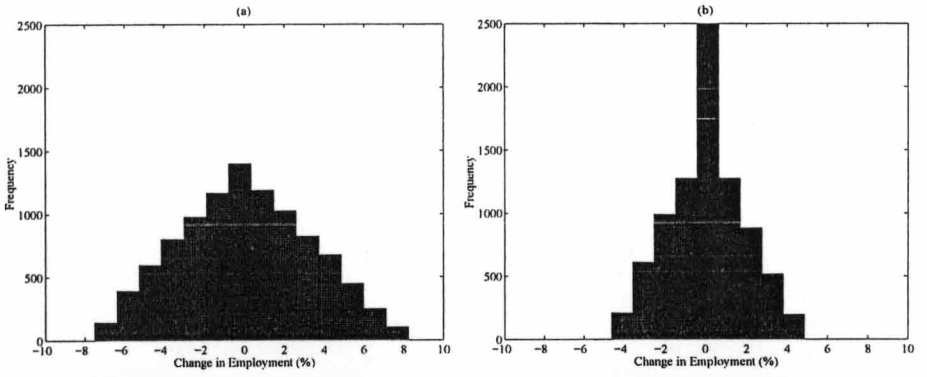
シミュレーション (経済全体)

図 1.7 は図 1.6 と同様にシミュレーションによって得られた雇用調整率をヒストグラムで表したものである．図 1.6 と異なり，ここでは初期雇用量 n_{t-1} を固定するのではなく，定常状態における雇用量分布 $\psi(n)$ からピックアップしている．その他のパラメータは前の分析と同じで表 1.1 に示されたとおりである．図 1.7-(a) は解雇費用が小さい場合，図 1.7-(b) は解雇費用が大きい場合を表しているが，いずれの場合においてもヒストグラムは左右対称である．つまり，解雇費用の大きさにかかわらず，経済全体においては採用も解雇も同じ頻度で行われている．個別企業レベルで観察された，解雇費用が大きいときには採用しやすく解雇しにくいという非対称性が，経済全体のレベルで観察されないのは，解雇費用が異なる経済では雇用量の分布も異なることを考慮しているからである．内生的に決定される雇用量分布の動きが，ミクロレベルの非対称性を打ち消してしまうのである．

解雇費用が大きいとき，個別企業レベルでは解雇しにくく，経済全体の雇用量の分布が生じうるショックの分布に対して高止まりする．よって事後的には雇用量が過剰である企業が多くなり，解雇が生じやすくなる．雇用量の内生的変化を通じた効果はミクロレベルの非対称性とは逆向きに働き，ミクロレベルの非対称性は相殺される．

なお，この結果は企業が近視眼的であること（β が小さいこと）を仮定し，個別企業レベルにおいて大きな解雇費用が採用よりも解雇を抑制する場合に議論を限定してきたことには依存しない．仮に企業が遠視眼的であって，解雇よりも採用が抑制された場合，経済全体の雇用量の分布は過少となり，逆に採用が生じやすくなる．雇用量の分布が動くことによる効果は，常に個別企業の雇用調整行動の非対称性を打ち消す方向に働く．

図 1.7: 雇用調整率（経済全体）



以上見たように，解雇費用が大きいと採用に比べて解雇が生じにくいという，個別企業の労働調整行動の非対称性が，経済全体レベルでの入職率や離職率の変動にも反映されると考えるのは誤りである．たとえば，バブル崩壊直後に入職率は大きく低下したが離職率はほとんど動かなかったという観察事実に対して，解雇費用が大きかったためであると考えることは，この種の典型的な誤解であると言える．大きな解雇費用のために解雇できなかったのであれば，経済全体の雇用量は高止まりし，そのような経済はかえって解雇しやすい経済になる．

解雇費用の大小によって，入職率と離職率の非対称性を説明することに問題があるとすれば，わが国で観察された，前半期には入職率の変動が大きく，後半期には離職率の変動が大きかったという事実はどのように説明すればよいだろうか．Campbell and Fisher (2000) はマクロレベルの集計的ショックに対して，入職率と離職率の動きが非対称になることを指摘している．次節でこの議論を紹介し，その結論がわが国で観察された入職率と離職率の動きに整合的であるかどうかを検討する．

1.4 集計的ショックに対する反応

予期されなかった集計的ショックに対する反応を考える．すべての企業において，賃金 w が恒久的に上昇した場合を考えよう．限界収入 b の低下ないし財市場における負の需要ショックもモデル上で同じ効果を持つ．このとき (1.17) より，新しい定常状態における平均雇用量は減少することがわかる．個別企業で見ると，(1.13)(1.14) より，

採用を行っている企業も解雇を行っている企業も雇用量を減少させる[7]．採用を行うすべての企業が採用量を減らすことによって，また，解雇を行うすべての企業が解雇量を増やすことによって，ともに雇用量を減少させる．この結果，移行過程では入職率が減少し，離職率が増加することになる．

さらに，賃金の増加に対する入職率の弾力性は，離職率の弾力性よりも小さいことを示すことができる．(1.13)(1.14) を再述する．

採用するとき

$$-an_t^H + b = w + \underbrace{\left[\beta\left(\frac{1-P}{2}\right)F\right]}_{c^H} - (1-\beta P)e_t.$$

解雇するとき

$$-an_t^F + b = w - \underbrace{\left[F - \beta\left(P + \frac{1-P}{2}\right)F\right]}_{c^F} - (1-\beta P)e_t.$$

左辺は一単位雇用量を増やしたときの限界収入，右辺は限界費用である．賃金が上昇し，雇用量を減らす場合を考える．雇用量を一単位減らすことで，採用企業は $w + c^H$ 単位の費用を節約できる．一方，解雇企業は $w - c^F$ 単位の費用を節約できる．雇用量を減少させたときに節約できる費用 (= 便益) は採用企業のほうが大きい．これは，採用企業が単に採用を取りやめるだけで済むのに対して，解雇企業は追加的に解雇を行わないといけないからである．賃金が上昇すると，どちらの企業でも，雇用量を減らすことによる便益は大きくなるが，採用企業は元々それが大きいので，賃金の上昇がその便益に与える影響は小さい．よって入職率の弾力性は，離職率の弾力性よりも小さくなる．

逆に，賃金が減少して，雇用量を増加させるとき，その限界便益は採用企業で $-w-c^H$，解雇企業で $-w+c^F$ であり，雇用量を増加させる便益は解雇企業のほうが大きい．賃金の変化が便益に与える影響は解雇企業のほうが小さくなり，離職率の弾力性が，入職率の弾力性よりも小さくなる．

負のマクロショックが生じたとき，採用企業は採用量を減らし，解雇企業は解雇量を増やすことで，ともに雇用量を減らそうとする．ここで採用量を減らすには費用がか

[7]経済がひどい不景気の下にあったとしても採用を行っている企業が存在することは，実際に観察された入職率が不景気の底にあってもゼロではないことから現実的である．

表 1.2: パラメータ（経済全体）

収入関数のパラメータ	a	1
	$b-w$	100 → 99 (図 5)
		100 → 101(図 6)
割引率	β	$1.05^{-1/12}$
解雇費用	F	4
ショックの分布上限	g	4

からないが，解雇量を増やすには費用がかかるという点に非対称性の源泉がある．解雇企業はその費用に見合うだけ多くの解雇を実施する必要がある．

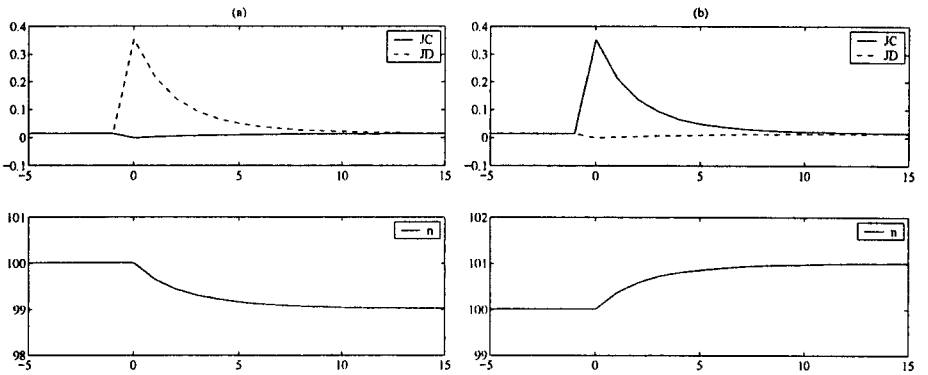
以上より，賃金が上昇した場合，離職率が上昇し，入職率が低下することで，雇用量が減少するが，このとき離職率は入職率よりも大きく反応する．逆に，賃金が減少した場合，入職率が上昇し，離職率が低下することで，雇用量が増加するが，このとき入職率は離職率よりも大きく反応する．

図 1.8 は再びシミュレーションによって，上述の結果を確認するものである．シミュレーションで用いたパラメータの値は表 1.2 に示したとおりである．図 1.8-(a) は賃金が 1% 上昇した場合の入職率と離職率の動きを表している．当初の定常状態において，入職率と離職率は等しい．賃金が上昇すると，雇用量を下げるために，入職率は低下し，離職率は上昇する．このときの離職率の反応は入職率の反応よりも大きい．その後，入職率と離職率は互いに接近して新しい定常状態に向かう．図 1.8-(b) は賃金が減少した場合の入職率と離職率の動きである．賃金が減少し，雇用量が上昇するときには，入職率の反応のほうが離職率の反応よりも大きい．注意したいことは，この集計的ショックに対する入職率と離職率の非対称的な動きは，集計的ショックの方向にのみ依存するのであって，解雇費用の大きさ，または採用費用と解雇費用の相対的な大きさとは関係が無いことである．

1.5 シミュレーション

本節では，本稿のモデルがわが国で観察された入職率と離職率の動きをどの程度説明するかを見るために，シミュレーション分析を行う．モデルはパラメータと前期の

図 1.8: マクロショックに対する入職率と離職率の反応



雇用量 n_{t-1} およびショック e_t を与えることで，今期の雇用量を (1.13)(1.14) に従って生成することができる．これを企業の数だけ繰り返すことにより，経済全体の入職率と離職率が計算できる．パラメータについて，観察値が存在するか，他の変数との比率のみが重要である等の理由で，あらかじめ設定できる一部のパラメータについては外生的に与え，その他のパラメータについてはモデルが生成する入職率と離職率が実際の観察値に合うように調整する．前者を外生パラメータ，後者を推定パラメータと呼ぶことにする．シミュレーションのプロシージャは以下の通りである．

1. 外生的パラメータと推定パラメータの初期値を与える．
2. 1 のパラメータの下で定常分布を計算する．
3. 企業 i の初期雇用量 n_{i0} を 2 の定常分布からピックアップする．
4. モデルの (1.13)(1.14) から次期の雇用量 n_{i1} を計算する．
5. 初期雇用量を n_{i1} で置き換えて，期間の数だけ 4 を繰り返すことにより，企業 i の雇用量の流列 $\{n_{it}\}_{t=0}^{T}$ を得る．
6. 3–5 を企業の数だけ繰り返す．すべての企業の雇用経路が明らかとなり，経済全体の入職率と離職率を計算できる．
7. 現実の入職率と離職率のデータと比較し，推定パラメータを調整しながら 1–7 を繰り返す．

手順1で外生的に設定したパラメータは表1.3のとおりである．まず，収入関数のパラメータ a を1に基準化した．また利子率は年率3%を仮定した．これらの外生パラメータを θ とする．

表 1.3: 外生パラメータ

収入関数のパラメータ	a	1
割引率	β	$(1.03)^{-\frac{1}{12}}$
企業数		300社

モデルの $b-w$ の部分に与える集計的ショックとして，消費者物価指数の変化と実質賃金の変化を考える．消費者物価指数は財市場の需給状態を代理する変数として導入した．つまり，財市場の需給状態の変化は実質賃金の変化以外の経路を通じて企業行動に影響することを想定している．これら二つのショックが，観察された入職率と離職率の動きを再現するにあたって，相対的にどの程度重要であるかは事前にはわからない．したがってショックとして消費者物価指数と実質賃金の加重和 $p-\gamma w$ を用いることとし，パラメータ γ を推定パラメータとした．

残りの推定パラメータは解雇費用 F と企業固有ショックの分布上限 g である．これらを与えることでモデルより経済全体の入職率と離職率を生成することができる．これらの値をSJC,SJDと書くとすれば，SJC,SJDは θ, γ, F, g の非線形関数である．SJC,SJDに定数項を加え，実際の入職率と離職率(JC,JD)が次の式で表されるとする．

$$\mathrm{JC} = \alpha_1 + \mathrm{SJC}(\gamma, F, g; \theta) + \varepsilon_1$$

$$\mathrm{JD} = \alpha_2 + \mathrm{SJD}(\gamma, F, g; \theta) + \varepsilon_2$$

α, γ, F, g を理論値が観察値に合うように，具体的には，σ_1^2, σ_2^2 を観察された入職率および離職率の分散として，評価関数 $d = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_1^2+\sigma_2^2}\varepsilon_1^2 + \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2+\sigma_2^2}\varepsilon_2^2$ を最小化するように選択した[8]．

[8]分散が大きい観察値のほうがより多くの情報を持っているという主成分分析の考え方からウエイトを定めている．

1.5.1 解雇費用が一定の下でのシミュレーション結果

まず，解雇費用 F が期間を通じて一定であるという仮定の下でシミュレーションを行った．推定されたパラメータは表 1.4 のとおりである．

表 1.4: 推定されたパラメータ

マクロショックにおける実質賃金のウエイト	γ	0.00
解雇費用	F	13.32
企業固有ショックの分布上限	g	7.25
定数項 (入職率)	α_1	1.27
定数項 (離職率)	α_2	1.39

マクロショックにおける実質賃金のウエイトとしてはゼロを得た[9]．これは観察された値をシミュレーションで再現するにおいて，賃金の変動をショックとして利用することが適当ではなかったことを示唆する．モデルに与える集計的ショックは外生変数でなければならないが，賃金は本来，労働市場の需給状態を反映して決まる内生変数である．本章のモデルにおいては，労働需要側のみをモデル化し労働供給側について完全に捨象しているため，賃金の変動による労働供給側の動きはシミュレートすることができず，このことが原因でモデルが現実から乖離したものと考えられる．このため賃金変動をショックとして与えないほうが観察値をうまく説明できるという結果になった．

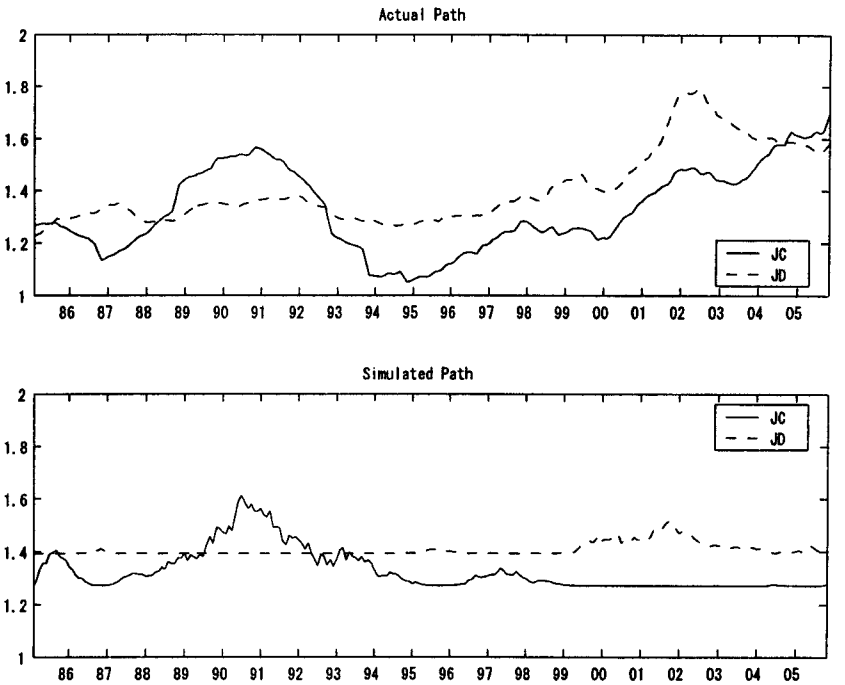
推定された企業個別ショックの分布上限 g および解雇費用 F より，ショックが生じても「何もしない」という行動を取る企業の割合 $P = \frac{F}{2g}$ を計算すると，$P = .92$ である．92% の企業はショックが生じても雇用量をすぐには変更しない．また半数の企業が雇用調整を実行するのはショックが生じてから約 9ヶ月後である ($.92^9 = .47$) ことがわかる．また企業固有ショックの分散は，一様分布の仮定より，$\frac{(2g)^2}{12} = 17.52$ と求められる．経済全体の物価変動ショックの分散は 17.75 であり，経済全体が直面する景

[9]シミュレーションで用いた物価水準と賃金はともに 02 年を 100 として基準化しており，分散はそれぞれ 17.8 と 24.6 であった．したがって実質賃金のウエイト γ が小さくなったことは，説明変数の値が大きすぎるために係数が小さくなるといったスケーリングの問題ではない．なお，γ を含めここで得られた推定パラメータの値は推定値であり，それ自身が確率分布を持っている．したがって，正確には推定された γ の確率分布を用いて $\gamma = 0$ を仮説検定すべきである．しかし，300 社の企業について 250ヶ月分の雇用決定を，5 つのパラメータの値を変えながら繰り返すここでのシミュレーションを，推定された係数の確率分布が得られるほどに繰り返すには非現実的な時間がかかる．

気変動ショックと企業固有ショックの分散はほぼ同じであり，現実的な値であると考えられる．

解雇費用 F を一定と仮定し，マクロショックとして物価の変動を与えた Campbell and Fisher モデルのシミュレーション結果を図 1.9 に示す．図 1.9 の上の図は実際に観察された入職率と離職率の動きのうち大企業のものだけを示している，下の図はモデルから生成された理論値である．ここで説明の対象を大企業のみに絞ったのは，わが国の中小企業には大企業の下請けという性格があり，消費者物価指数が中小企業の財価格を反映しない恐れがあるからである．

図 1.9: シミュレーション結果（解雇費用一定）



シミュレーション結果は，解雇費用を一定と仮定した下でも，入職率と離職率の非対称な動きを再現している．すなわち，バブル崩壊直後の入職率の低下と近年の離職率の上昇は，解雇費用の変化なしで再現することが可能である．このことから，わが国で観察された入職率と離職率の非対称な動きを説明するにあたって，解雇費用の低下を用いることは，既に Caballero によって指摘されたような理論的問題を含むばかりでなく，そのことを用いずとも非対称な動きを説明できるという意味で，数量的に

も不必要な議論であると言える.

しかし，シミュレーションが観察された非対称性を比較的うまく説明する一方で，未だ観察値とかけ離れた点が見られる．特に，観察された入職率と離職率は後半期に明らかに上昇トレンドを持っており，このことについてシミュレーションはまったく説明できていない．入職率と離職率の非対称な変動については解雇費用低下の議論を持ち出す必要はないが，入職率と離職率の傾向的な拡大を説明する上では有効な議論となる可能性がある．解雇費用の低下は，ショックに対して「何もしない」という行動をとる企業の割合を低下させ，入職率と離職率をともに引き上げる効果を持っているからである.

1.5.2 解雇費用が低下する下でのシミュレーション結果

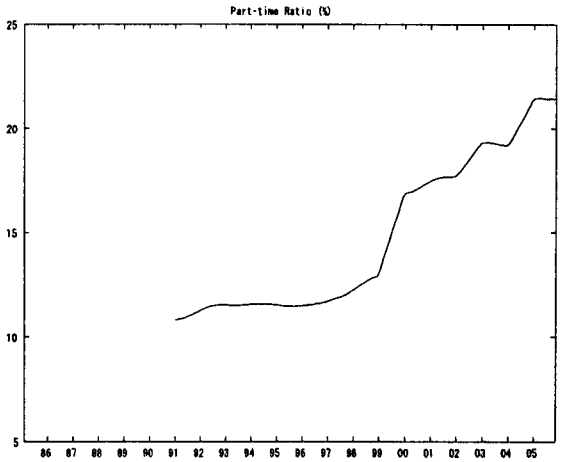
解雇費用の低下を許容したシミュレーションを行う．解雇費用の低下はショックに対して無反応となる企業の割合を低下させることで，入職率と離職率をともに引き上げる効果を持っている．このことを利用して，前節のシミュレーションでは説明できなかった入職率と離職率の傾向的拡大が説明できることが期待される.

パートタイム労働者とフルタイム労働者では解雇費用が異なることを想定し，解雇費用の低下の代理変数として，パートタイム労働者比率を用いる．これを PFR とし，$F - \phi$PFR を新たな解雇費用とする．パート比率が上昇するほど解雇費用が低下することを想定している．係数 ϕ は再び観察値と理論値がうまく合うように定めることにする．図 1.10 はパートタイム労働者比率をプロットしたものである．データの制約により，90 年以前のデータ，および労働者 500 人以上の大企業に限定されたデータが入手できなかった．90 年以前の欠損値については 90 年 1 月の値で埋めることとし，企業規模については労働者数 30 人以上の企業のデータを用いた.

解雇費用の低下を考慮したシミュレーション分析で，推定されたパラメータは表 1.5 のとおりである.

推定されたパラメータより，ショックが生じても「何もしない」企業の割合は，パート比率が 10% のときに 93.5% であり，20% のときに 93.0% である．図 1.10 に見られるように，パート比率が 10% から 20% に上昇すると，ショックに対して無反応な企業の割合が 0.5% 低下し，入職率または離職率を押し上げる．このことは入職率や離職率が，この 20 年で平均的に 0.2 ないし 0.3% 上昇していることに整合的である.

図 1.10: パートタイム労働者比率



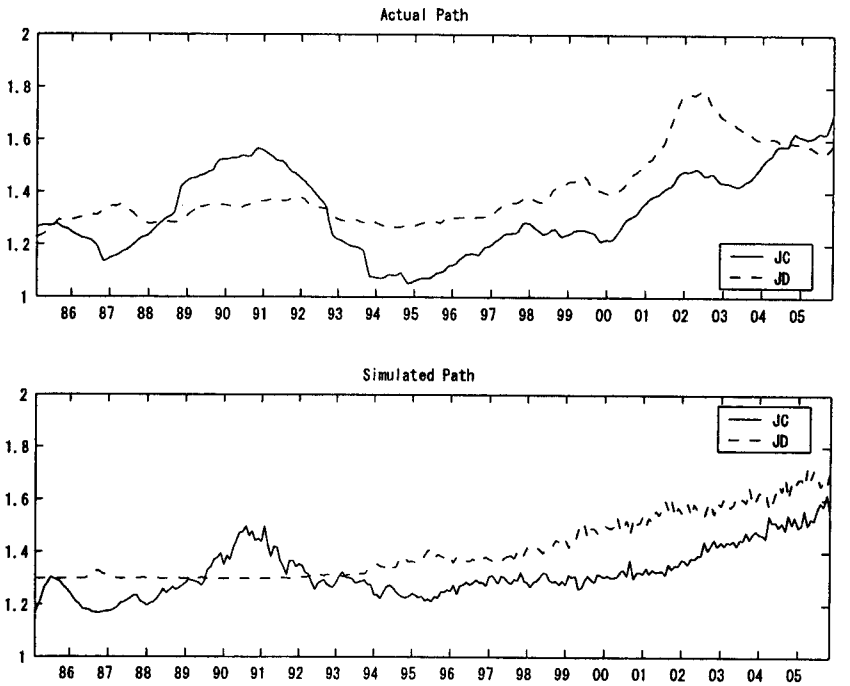
出所：毎月勤労統計調査，産業計，企業規模 30 人以上．移動平均法により季節調整済．データの制約により 90 年 1 月以前のデータは入手できない．また移動平均法による季節調整のため，1 年分のデータを失っている．

表 1.5: 推定パラメータ

マクロショックにおける実質賃金のウエイト	γ	0.00
解雇費用	F	13.60
企業固有ショックの分布上限	g	7.24
定数項 (入職率)	α_1	1.17
定数項 (離職率)	α_2	1.30
パート労働者比率が解雇費用に与える影響	ϕ	0.65

図 1.11 は，解雇費用がパートタイム労働者比率の増加につれて減少することを許容した元でのシミュレーションの結果である．解雇費用の減少を導入することで後半期の入職率と離職率の拡大を再現することに成功している．

図 1.11: シミュレーション結果（パート労働比率調整済み）



解雇費用の低下は，入職率と離職率の非対称的な動きを説明するという点に関しては，理論的に問題があり，かつ数量的にも不必要であった．しかし，このことは入職率と離職率の動きを説明する上で，解雇費用の低下が重要でないことを意味しているのではない．解雇費用を一定と仮定した下でのシミュレーションによって得られた理論値からは，入職率と離職率の傾向的拡大を説明することはできない．入職率と離職率の傾向的拡大を説明するためには，解雇費用低下の議論が不可欠である．

1.6 まとめ

本稿では，最近 20 年の間にわが国で観察された入職率と離職率の動きについて，解雇費用との関係を論じた．わが国では，前半期に入職率が比較的大きく変動し，後半期

に離職率が大きく変動するという非対称性が観察されている．本稿は，この非対称性の原因を解雇費用の低下に求める議論について批判的に検討した．前半部では，この議論が Caballero によってすでに指摘された「合成の誤謬」に抵触する理論的問題を含んでいることをモデルを利用して示した．また，後半部では，Campbell and Fisher モデルを用いたシミュレーション分析を行い，解雇費用を一定と仮定した下でも非対称性を再現できることを示し，観察された雇用調整行動の非対称性を説明する上で，解雇費用の低下は不必要であることを数量的にも明らかにした．

しかし，このことはわが国の入職率と離職率の変動を説明するにあたって，解雇費用の低下が重要でないことを示すものではない．シミュレーションによる理論値と実際の観察値との比較を行うことにより，入職率と離職率の観察値には，解雇費用を一定と仮定した下でのシミュレーションによっては説明できない，トレンドとしての上昇が観察されることが明らかになった．本稿では，この点に関しては，解雇費用の低下と関連している可能性があることを，再びシミュレーションを用いて議論した．その結果，入職率と離職率の傾向的拡大は，モデルにおいて解雇費用を傾向的に低下させたときに生じることが示された．

本稿の分析により，いわゆる「失われた 10 年」の間に，わが国の経済に生じた変化は循環的変化であったのか，構造的変化であったのかという重要な問題について，正確な議論を行うための基盤が提供された．すなわち，本章では，入職率と離職率の非対称な動きについては，解雇費用の低下といった構造的変化とは無関係であることが示された．たとえば「バブル崩壊後の不景気時には採用の抑制が行われたが，最近では既存労働者も解雇されている」という観察について，本章の議論に従えば，少なくともこのことを説明する上では，解雇費用の低下といった構造的な変化を持ち出す必要は無く，循環的要因のみで説明することができる．一方で，「入職率と離職率がともに高まり，雇用が不安定化している」という観察事実については，循環的要因だけでは説明することができず，解雇費用の低下といった構造的な変化が必要であり，入職率と離職率の傾向的拡大はそのような構造変化が生じたことの証左であるといえる．したがって，雇用の不安定化は，構造的問題であり，景気が回復すれば万事解決できるような循環的問題ではないと言うことができる．

第2章　解雇規制の緩和と労働組合の行動

2.1　はじめに

本稿では，労使交渉モデルに解雇費用モデルを組み合わせたモデルを用い，解雇費用の大きさが異なる労働者を考え，労使交渉の結果として得られる賃金や雇用量が，解雇規制とどのような関係にあるかを考察する．

本稿のモデルでは，解雇費用の低下は次の二つの経路を通じて交渉結果に影響する．第一に，解雇費用が低下すると，労働者は解雇を恐れて賃金よりも雇用の安定を重視した行動をとる．このため賃金交渉段階では企業に対して譲歩し，賃金の低下を受け入れやすくなる．第二に，解雇費用が低下すると雇用量の調整が容易になることから，企業はより賃金の上昇を受け入れやすくなる．結果的には，上述の二つの効果が交渉結果である賃金に対して逆方向に作用するために，解雇費用が低下した場合の賃金の変動方向は一般には不定である．しかし，第一の効果は組合行動の変化を通じての効果であり，第二の効果は企業行動の変化を通じての効果であることから，どちらの効果が支配的であるかは両者の交渉力に依存する．

また本稿では，留保賃金の変化が交渉賃金に与える効果について，解雇費用との関係を議論する．結果として，解雇費用が小さい労働者の交渉賃金ほど，留保賃金の変化に対して，強く順循環的に反応することがわかる．これは解雇費用が小さい労働者は，解雇されて留保賃金を受け取る可能性が大きいために，その行動が留保賃金の変化を強く反映するためである．

Dhillion and Patrakis (2002) は McDonald and Solow (1981) によって整理された静学的労使交渉モデルにおいて，交渉賃金に影響を与えないようなショックが満たすべき条件を整理した．Dhillion and Patrakis が「財市場における競争環境の変化」と解釈しているショックに対して，静学的労使交渉モデルから得られる交渉賃金は硬直的である．一方，本稿のモデルは静学的労使交渉モデルに，解雇費用を導入すること

で，雇用調整に時間がかかるモデルへと拡張されている．このため，静学的交渉モデルにおいては交渉賃金に影響しないタイプのショックも，本稿のモデルでは交渉賃金に影響を与える．静学的労使交渉モデルにおいては，雇用が保護されていないために，賃上げを要求しなかった労働者が，解雇費用により雇用が保護された下では，解雇に時間がかかることを利用して，その間に高い賃金を獲得しようと近視眼的に行動する．その結果，競争が激化して，一企業あたりの雇用量が低下している状況下でも，雇用が保護された労働者は賃上げを要求する．

本稿の構成は以下の通りである．2 節から 4 節では，雇用調整費用を導入した労使交渉モデルを構築し，分析結果について議論する．2 節では，解雇費用が存在する下での雇用量の変化を，二次型調整費用関数を用いた雇用調整費用モデルから導出する．また，労使交渉における労働組合と企業の利得関数を導出する．3 節では，交渉形態として，独占的競争モデルを用いた分析が，4 節では，経営裁量権仮説モデルを用いた分析が行われる．5 節では，留保賃金の変動が交渉結果に与える効果について，解雇費用との関係を議論する．6 節では，静学的労使交渉モデルにおいて得られる，賃金硬直性に関する議論が，本章のモデルにおいても成立するかという視点から，解雇規制と賃金の硬直性または不安定性の関係を見る．7 節は，本稿で得られた分析の結果をまとめる．

2.2 解雇費用を含む労働組合モデル

労働組合の行動が解雇規制によってどのように異なるかを分析するため，McDonald and Solow (1981) によって整理された静学的労使交渉モデルに，雇用調整費用を取り入れることで，雇用調整に時間がかかる場合の労使交渉について議論ができるように拡張する．本章で議論する労使交渉は次のような順序で実行される．まず，経済に何らかのショックが生じ，それに対応した新たな労使協定[1] を策定するために，企業と労働者の間で交渉が開始される．ここでは Nickell (1986) の経営裁量権仮説（Right to Manage [以下 RTM]）に基づく労使交渉を考える．すなわち，企業は雇用量についての排他的決定権を持ち，労使交渉は賃金のみを対象とすると仮定する．ここで決めら

[1] わが国の法制度において，使用者と労働組合の間の合意は「労働協約」と呼ばれるが，本稿でこれから展開するモデルは，使用者と労働者側の過半数代表者，または過半数を構成員とする労働組合との間で合意される「労使協定」を表現していると考えられる．本稿では，労使交渉での合意事項は雇用者全員に適用されるが，それは労使協定の性質であり，労働協約は組合員にしか適用されないことがその理由である．

れた賃金は企業が雇用調整を行っている期間において変化しない，また，あるいはそのようなコミットメントが行われていると仮定する[2]．次に，企業は労使交渉で決められた賃金と外生的に与えられた雇用調整費用を所与として，企業にとって最適な雇用量の経路を設定する．以下では，この問題をバックワードで解く．すなわち，まずはじめに，所与の賃金および雇用調整費用の下で，企業にとって最適な雇用量の経路を導出する．次に，所与の賃金と雇用量の経路の下での，労働組合と企業の利得関数を導出する．最後にこれらの利得関数に基づいて，賃金が労使交渉により決定される．

2.2.1 企業

雇用の調整費用モデルによる雇用経路の導出

企業は労使交渉により決定された賃金 w を所与とし，雇用調整費用 $C(\cdot)$ の下で，雇用量 n_t の最適経路を導出する．ここで企業が解く問題は，Layard and Nickell (1985), Nickell (1984, 1986) 等で論じられた標準的な雇用の調整費用モデルである．本章では RTM 型の労使交渉を扱うので，企業は排他的に雇用量を決定できる．割引率を ρ，収入関数を $R(\cdot)$，雇用調整量を μ_t とするとき，企業の問題は次のように書ける．

$$\max_{\{\mu_t\}_{t=0}^{\infty}} \int_0^{\infty} e^{-\rho t}\{R(n_t) - wn_t - C(\mu_t)\}dt, \tag{2.1}$$

$$\text{s.t. } \dot{n}_t = \mu_t,\ n_0 = 1. \tag{2.2}$$

ここで，初期時点の雇用量 n_0 は 1 に基準化されている．最大値原理より，解経路は次の連立微分方程式を満たす．

$$\dot{\mu}_t = -\frac{1}{C''(\mu_t)}\{R'(n_t) - w - \rho C'(\mu_t)\},$$

$$\dot{n}_t = \mu_t.$$

ここで，収入関数と調整費用関数を二次関数に特定し，体系を線形化する．

$$R(n_t) = -\frac{1}{2}n_t^2 + bn_t,\ C(\mu_t) = \frac{c}{2}\mu_t^2.$$

[2]わが国の春闘のように毎年決まった時期に賃金交渉が行われ，その賃金が継続するという現実に即していると考えられる．毎期，賃金を交渉によって決定するモデルとして Card (1986),Lockwood and Manning (1989) をあげることができる．

線形化された体系は次のようである.

$$\dot{\mu_t} = \rho\mu_t + \frac{1}{c}n_t + \frac{w-b}{c},$$

$$\dot{n_t} = \mu_t.$$

この問題の特性方程式 $P(\lambda) \equiv \lambda^2 - \rho\lambda - \frac{1}{c} = 0$ は正負 2 つの解を持つ. それぞれを λ_p, λ_n とおくと, 一般解は次のように求められる.

$$\mu_t = (1-n)\lambda_n e^{\lambda_n t}, \tag{2.3}$$

$$n_t = n + (1-n)e^{\lambda_n t}. \tag{2.4}$$

ここで n は定常解 $n \equiv b - w$ である.

(2.3)(2.4) より次の政策関数を得る.

$$\mu_t = \phi(n - n_t)$$

よく知られているように, この問題の下での政策関数は, 定常解からの乖離を修正する部分調整動学と呼ばれる形状をしている. ここで, ϕ は雇用調整速度 $\phi \equiv -\lambda_n$ である. 特性方程式より $\lambda_n = \frac{\rho - \sqrt{\rho^2 + \frac{4}{c}}}{2}$ であることから雇用調整速度 ϕ は調整費用関数のパラメータ c の減少関数である. 解雇規制が緩和され, 解雇費用が低下した場合, 雇用調整速度は上昇することがわかる.

企業の利得関数の設定

雇用の最適経路を表す (2.3) と (2.4) を企業の目的関数 (2.1) (ただし, 関数形を特定したもの) に代入することにより, 所与の賃金について, 最適化された雇用経路の下での企業利得を求めることができる.

$$\frac{1}{\rho}\left[\frac{\rho}{\rho+\phi}\{R(1) - w\} + \frac{\phi}{\rho+\phi}\{R(n) - wn\}\right]$$

ρ は外生変数であるから, 労使交渉における企業の利得関数を次のようにおくことができる.

$$\Pi(w,n) \equiv \frac{\rho}{\rho+\phi}\{R(1) - w\} + \frac{\phi}{\rho+\phi}\{R(n) - wn\}$$

企業の利得関数は初期状態と定常状態における利潤の加重平均となる. 移行過程では雇用調整によって得られる限界的な利得と調整費用がキャンセルするように雇用経路

が決定されるため，雇用調整費用は定常状態にどのくらい早く到達することができるかという点でのみ，利得関数に影響する．解雇費用が小さく，雇用調整速度 ϕ が大きい場合には，定常解に早く到達するので，定常解における利得に大きなウエイトが置かれる．

2.2.2 労働組合

次に労働組合の目的関数を考え，企業によって定められた雇用経路を代入することで，労使交渉における労働組合の利得関数を求める．

労働組合の利得関数の設定

雇用労働者の瞬時利得を $U(w) - D$ とおく．ここで $U(\cdot)$ は効用関数であり，少なくとも二階連続微分可能であり，$U' > 0$, $U'' < 0$ を仮定する．D は働くことの負の効用である．また失業時利得を $\bar{U}$ とおく．この下で留保賃金 $\bar{w}$ が次の式を満たすように定義される．

$$U(\bar{w}) - D = \bar{U}$$

雇用されている労働者はすべて労働組合に加入しているものとし[3]，労働組合の目的関数を次のようにおく．

$$\int_0^\infty e^{-\rho t}\{U(w) - D\}\, n_t dt + \int_0^\infty e^{-\rho t}\bar{U}(1 - n_t)dt, \quad n \leq 1$$

ここで第一項は雇用されている労働者の効用を，第二項は失業している労働者の効用を表す．$n > 1$ の場合には第二項が負となるのでこの目的関数はうまく定義できない[4]．Lindbeck and Snower (1986), Gottfries and Horn (1987), Carruth and Oswald (1987) で議論されているように，$n > 1$ の場合を含む一般的な目的関数を設定するためには，新規就業者が組合に加入するかどうか，組合がその新規加入者の効用をどのように評価するかについて新たな仮定が必要である．ここでは組合の目的関数の場合分けによっ

[3]労働組合基礎調査によれば，2006 年の推定組織率は 18.2%であり，全員が加入しているという仮定は現実から乖離している．しかし，ここで考える労使交渉によって締結される内容が，使用者と労働組合の間で締結され，労働組合員のみをその適用範囲とする「労働協約」ではなく，使用者と過半数代表者もしくは労働者の過半数によって構成される労働組合との間で締結される「労使協定」であるとするならば，労働組合の組織率の低下は問題にはならない．

[4]雇用経路が部分調整動学に従っていることから，$n > 1$ ならば，$n_t > 1$, $t = 1, 2, \ldots$ である．

て，議論が煩雑となるのを回避するために，以下では $n < 1$ の場合に議論を限定する[5]．すなわち，企業が雇用量を減少させる必要があるようなショックを受けた場合における，労使交渉の問題を議論する．

労働組合の目的関数に企業によって決定された雇用経路を代入して整理すると，次を得る．

$$\frac{1}{\rho}\left[\left(\frac{\rho}{\rho+\phi}+\frac{\phi}{\rho+\phi}n\right)\{U(w)-U(\bar{w})\}+\bar{U}\right]. \tag{2.5}$$

ρ が外生変数であることと，失業時利得 $\bar{U}$ をゼロに基準化することにより，労使交渉における労働組合の利得関数を次のようにおくことができる．

$$W(w,n) \equiv \left(\frac{\rho}{\rho+\phi}+\frac{\phi}{\rho+\phi}n\right)\{U(w)-U(\bar{w})\} \tag{2.6}$$

労働組合の利得関数は，初期状態と定常状態における雇用量の線形結合を含んでいる．労働組合の利得関数の形状と，雇用調整速度の関係をみるため，いくつかの特殊ケースを考えてみよう．

雇用調整速度が無限大のケース　雇用調整速度 ϕ が無限大の場合，労働組合の利得関数 (2.6) は次のように書ける．

$$\lim_{\phi\to\infty} W = n\{U(w)-U(\bar{w})\}$$

この労働組合の利得関数は McDonald and Solow に見られるような静学的労使交渉モデルにおける利得関数と同じである．雇用調整速度が無限大であれば雇用量は瞬時に調整されるため，モデルは静学モデルと異ならない．n, w 平面上における労働組合の無差別曲線は図 2.1 に示されるように右下がりとなる．

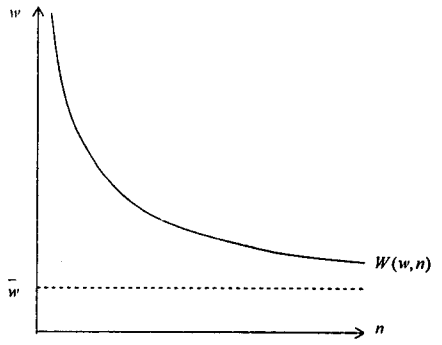
雇用調整速度がゼロのケース　雇用調整速度 ϕ がゼロの場合，労働組合の利得関数 (2.6) は次のように書ける．

$$\lim_{\phi\to 0} W = U(w)-U(\bar{w})$$

雇用調整速度がゼロであれば，解雇が行われないので，労働組合の利得は雇用量の影響を受けない．この場合の労働組合の利得関数は，雇用が保障されているという条件

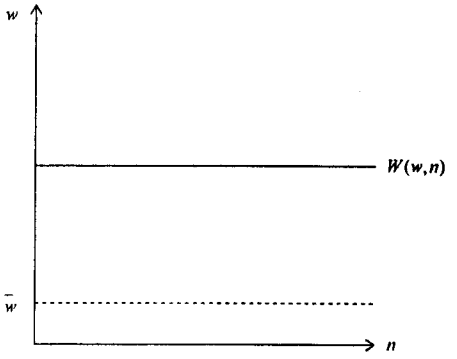
[5]仮に，既存労働者は新規就業者の効用には興味がないと考えれば，$n > 1$ の領域における効用関数は n の関数ではない．したがって本稿の特徴である雇用調整が労使交渉に影響する経路が存在しないことになるため，議論の対象から外すこととした．

図 2.1: 雇用調整測度が無限大のケース



の下で，労働組合の行動を論じる McDonald (1991) 等のインサイダー労働組合モデルで用いられる利得関数と同じである．企業がいかなる水準に雇用量を設定するにせよ，その雇用量は有限期間内には実現しないために，労働組合にとっては無差別であり，無差別曲線は n, w 平面上で水平になる (図 2.2).

図 2.2: 雇用調整測度がゼロのケース



雇用調整速度が正の有限値のケース　本稿のモデルは上記の二つのケースを特殊ケースとして含み，より一般に雇用調整速度が正の有限値である場合を考えることができる．雇用調整速度 ϕ が大きくなると無差別曲線は雇用量の賃金弾力性が小さくなるように回転する．つまり，雇用量が減少したときに，元の効用水準を維持するためには，より大きな賃金の上昇を必要とする．企業によって雇用量が速やかに調整されるために，労働組合は労使交渉においてより雇用の安定を重視するように，その選好を変化させる．

2.3 独占的労働組合モデル

ベンチマークケースとして，労働組合が賃金について排他的決定権を持つ，いわゆる独占的労働組合 (monopoly union) モデルを考える．RTM の仮定の下では企業が雇用量について排他的決定権を持っているので，ここでのモデルでは，労働組合が賃金を，企業が雇用量を，それぞれ排他的に決定することになる．

独占的労働組合モデルにおける賃金は，企業が雇用量を決定するという RTM の仮定の下で，労働組合の利得関数を最大化するように決定される．

$$\max_{w,n} \ W(w,n),$$

$$\text{s.t.} \ \ n = b - w.$$

Lagrange 関数を次のようにおく．

$$L(w,n,\lambda) = W(w,n) + \lambda\{w - (b-n)\}, \tag{2.7}$$

ここで λ は Lagrange 乗数である．一階の条件は次のように書ける．

$$L_w = \frac{\rho + \phi n}{\rho + \phi} U'(w) + \lambda = 0, \tag{2.8}$$

$$L_n = \frac{\phi}{\rho + \phi}\{U(w) - U(\bar{w})\} + \lambda = 0, \tag{2.9}$$

$$L_\lambda = w - (b-n) = 0. \tag{2.10}$$

ここで L_i は Lagrange 関数 (2.7) の i による偏微分を表す．(2.8)(2.9) より，

$$\frac{\rho + \phi n}{\phi n} \frac{wU'(w)}{U(w) - U(\bar{w})} = \frac{w}{n} \tag{2.11}$$

を得る．この式の左辺は労働組合の無差別曲線上における雇用の賃金弾力性であり，右辺は定常状態における企業の労働需要関数上での雇用の賃金弾力性である．賃金 w と定常状態における雇用量 n は，労働組合の無差別曲線と企業の労働需要曲線の接点で決定される．

あるいは (2.11) は次のように書き表すこともできる．

$$\frac{wU'(w)}{U(w) - U(\bar{w})} - \frac{\phi n}{\rho + \phi n} \frac{w}{n} = 0 \tag{2.12}$$

左辺は組合利得の賃金弾力性を表す．左辺の第一項は賃金が上昇したときに組合利得が直接的に増加する部分を表し，第二項は賃金が上昇したときに，企業の労働需要曲

線に従って雇用量が減少し，その結果間接的に組合利得が減少する部分を表す．労働組合はこの二つの効果が相殺されるように賃金を設定する．

2.3.1 解雇費用低下の比較静学

解雇費用 c が低下し，雇用調整速度 ϕ が上昇した場合を考える．解は (2.10) と (2.11) から得られるが，(2.10) は ϕ の関数ではないので，(2.11) に議論を集中することができる．(2.11) について，ϕ が上昇したとき，(2.11) の右辺で表される労働需要曲線は変化しない．一方，(2.11) の左辺で表される無差別曲線は，雇用の賃金弾力性が低下するように回転する．このことは労働組合がより雇用量を重視していることを表す．解雇費用が低下し，雇用調整速度が上昇すると，労働組合はより雇用の安定を望む．このため，定常状態における雇用量 n は上昇し，賃金 w は低下することが予想される．より厳密な証明は以下のように与えられる．

命題 2.3.1. 独占的労働組合モデルにおいて，解雇費用が低下し，雇用調整速度が上昇すれば，賃金は低下し，定常状態における雇用量は上昇する．

証明．一階の条件 (2.8)(2.9)(2.10) の全微分を考える．

$$\begin{pmatrix} L_{ww} & L_{wn} & 1 \\ L_{nw} & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dw \\ dn \\ d\lambda \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -L_{w\phi} \\ -L_{n\phi} \\ 0 \end{pmatrix} d\phi,$$

ここで，L_{ij} は Lagrange 関数 (2.7) の i と j による二階微分を表す．左辺の係数行列はいわゆる縁付き Hessian 行列である．この行列の行列式を $|H|$ と書けば，

$$|H| = -(\underbrace{L_{ww}}_{\ominus} - 2\underbrace{L_{wn}}_{\oplus}) > 0,$$

であり，最大化の二階の条件は常に満たされていることがわかる．Cramer の公式より，

$$\frac{dw}{d\phi} = -\frac{A}{|H|} < 0, \tag{2.13}$$

$$\frac{dn}{d\phi} = \frac{A}{|H|} > 0, \tag{2.14}$$

ここで，

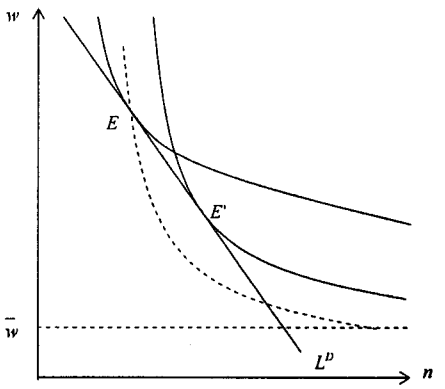
$$A \equiv \underbrace{L_{n\phi}}_{\oplus} - \underbrace{L_{w\phi}}_{\ominus} > 0,$$

である．(2.13)(2.14) はそれぞれ，解雇費用が低下し，雇用の調整速度が上昇したとき，賃金が低下し，定常状態における雇用量が上昇することを表す．

□

図 2.3 は以上の議論を図解したものである．解雇費用が低下する前の均衡が E で表される．ここでは労働組合の無差別曲線と労働需要曲線は接している．解雇費用が低下し，雇用調整速度が高まると，労働組合はより雇用の安定を望み，無差別曲線はその傾きが大きくなるように回転する (破線)．新しい均衡はそのような無差別曲線と労働需要曲線の接点である E' で表される．図より明らかなように，新しい均衡 E' と古い均衡 E を比較すれば，E' において，賃金は低く，雇用量は大きい．

図 2.3: 解雇費用低下の影響（独占的労働組合モデル）

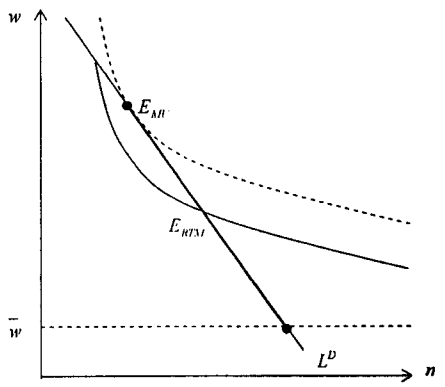


解雇費用が小さいとき，雇用調整速度が速く，解雇されやすい．このような場合，労働組合は賃金よりも雇用の安定を重視するようにその選好を変化させる．その結果，交渉結果である賃金は低下し，定常状態における雇用量は上昇する．

ところで，解雇費用が低下した下で得られた新しい均衡 E' は，解雇費用が一定の下で，企業にいくらかの賃金交渉権を与えることによっても達成することができる．後に詳しく見るが，独占的労働組合の仮定を外し，企業にも賃金交渉権を与えたより一般的な RTM モデルにおいて，解の存在範囲は図 2.4 の労働需要曲線上の太線で示された部分であり E' を含んでいる．このことは，解雇費用の低下ないし雇用調整速度の増加によってもたらされる均衡は，労働組合の交渉力の低下または企業による賃金決定への参加によっても達成できることを表す．解雇費用の低下によって，雇用の調整速度が上昇した場合，労働組合は雇用量に高い関心を持ち，以前よりも雇用量が大き

く，賃金が低い場合に組合利得が最大化される．一方で，企業に賃金決定権を与えた場合，交渉均衡解は労働需要曲線に沿って右下方向へと移動するが，この方向は解雇費用が小さい労働者によって構成された労働組合の利得を高める方向に一致する．このため，解雇費用が小さい労働者によって構成された労働組合は，まるで企業に譲歩するかのような行動をとる．

図 2.4: RTM 解の存在領域



2.4 RTM 労使交渉モデル

次に，企業も賃金についての交渉権を持つ一般的な RTM モデルについて考える．RTM の仮定の下で，賃金は企業と労働組合の利得関数からなる Nash 積を最大化するように求められる．

$$\max_{w,n} \ \ln N \equiv \beta \ln W(w,n) + (1-\beta)\ln \Pi(w,n)$$

$$\text{s.t.} \ \ n = b - w$$

ここで $\beta \in [0,1]$ は労働組合の交渉力を表す．

Lagrange 関数を次のようにおく．

$$L(w,n,\lambda) = \beta \ln W(w,n) + (1-\beta)\ln \Pi(w,n) + \lambda\{w-(b-n)\}, \tag{2.15}$$

ここで λ は Lagrange 乗数である．一階の条件は次のように書ける．

$$L_w = \beta\frac{1}{W}\frac{\rho+\phi n}{\rho+\phi}U'(w) - (1-\beta)\frac{1}{\Pi}\frac{\rho+\phi n}{\rho+\phi} + \lambda = 0, \tag{2.16}$$

$$L_n = \beta\frac{\phi}{\rho+\phi n} + \lambda = 0, \tag{2.17}$$

$$L_\lambda = w - (b-n) = 0. \tag{2.18}$$

ここで L_i は Lagrange 関数 (2.15) の i による偏微分を表す．(2.16) と (2.17) より，次を得る．

$$\beta\left\{\frac{wU'(w)}{U(w)-U(\bar{w})} - \frac{\phi n}{\rho+\phi n}\frac{w}{n}\right\} = (1-\beta)\left\{\frac{\rho+\phi n}{\rho+\phi}\frac{w}{\Pi}\right\} \tag{2.19}$$

この式で $\beta = 1$ とおけば，独占的労働組合モデルで得られた (2.12) と一致することがわかる．左辺の中括弧内は (2.12) ですでに見たように労働組合の利得の賃金弾力性である．右辺は企業の利得の賃金弾力性である．これを η と書くことにする．

$$\eta \equiv \frac{\partial\Pi}{\partial w}\frac{w}{\Pi} = \frac{\rho+\phi n}{\rho+\phi}\frac{w}{\Pi}$$

RTM モデルの交渉賃金は，労働組合と企業の利得の賃金弾力性をウエイト付けしたものを等しくするように決まる．RTM モデルの解の存在範囲は既に図 2.4 で示した太線の範囲である．RTM の仮定により，解は労働需要曲線上にある．労働者の交渉力 β が最大値の 1 を取るとき，RTM 解は独占的労働組合モデルの解 E_{MU} に一致する．β が小さくなるにつれて解は右下へと移動し，企業の交渉力が最大になるとき ($\beta = 0$)，交渉賃金は留保賃金に一致する．

2.4.1 解雇費用低下の比較静学

前節と同様に，解雇費用が低下し，雇用調整速度 ϕ が上昇した場合を考える．解は (2.18) と (2.19) から得られる．独占的労働組合モデルで既に見た効果，すなわち雇用調整速度が大きくなると労働組合がより雇用量を重視するという効果は RTM モデルにも存在する ((2.19) の左辺)．ここではそれに加え，企業利得の賃金弾力性を通しての効果が存在している ((2.19) の右辺)．この二つの効果の相対的な大きさは交渉力 β に依存する．

企業利得の賃金弾力性を通した効果は交渉の結果にどのように影響するであろうか．企業利得の賃金弾力性 η は雇用の調整速度 ϕ の減少関数であることを示すことができ

る．雇用の調整速度が大きいとき，賃金の上昇による企業利得の減少幅は小さくなる．これはたとえ賃金が上昇したとしても，速やかに雇用量を調整することで，損失を最小限に食い止めることができるからである．このため，交渉段階においては，企業が賃金の上昇を受け入れやすくなり，交渉賃金は上昇することが予想される．

雇用の調整速度が大きくなったとき，企業利得の賃金弾力性を通した効果は，企業が雇用調整が容易であるために賃上げ要求を受け入れやすくなるという方向に働く．一方，組合利得の賃金弾力性を通しての効果は，組合が雇用量の減少をおそれるために賃上げ要求を弱めるという方向に働く．これらの効果が賃金に与える方向は互いに逆向きであり，どちらの効果が支配的であるかは交渉力 β に依存する．

命題 2.4.1. *RTM* 労使交渉モデルにおいて，解雇費用が低下し，雇用の調整速度が上昇した場合の，賃金および定常状態における雇用量の変動方向は一般には不明である．しかし，労働組合の交渉力が十分に強いならば，賃金は低下し，定常状態における雇用量は上昇する．

証明．一階の条件 (2.16)(2.17)(2.18) の全微分を考える．

$$\begin{pmatrix} L_{ww} & L_{wn} & 1 \\ 0 & L_{nn} & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dw \\ dn \\ d\lambda \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -L_{w\phi} \\ -L_{n\phi} \\ 0 \end{pmatrix} d\phi,$$

左辺の Hessian 行列の行列式 $|H|$ は常にプラスであり二階の条件が常に成立していることを確かめることができる．前節と同様に Cramer の公式を用いる．

$$\frac{dw}{d\phi} = -\frac{A}{|H|}, \tag{2.20}$$

$$\frac{dn}{d\phi} = \frac{A}{|H|}, \tag{2.21}$$

ここで，

$$A \equiv \underbrace{L_{n\phi}}_{\oplus} - \underbrace{L_{w\phi}}_{\oplus}$$

である．独占的労働組合の場合とは異なり，定数 A の正負が定まらないために (2.20)(2.21) の正負も定まらない．A について詳しく見れば，

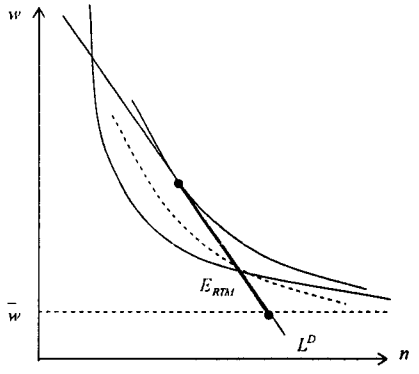
$$A = \beta \left[\frac{\rho}{(\rho + \phi n)^2} \right] - (1-\beta) \left[\frac{1}{\Pi} \left\{ \frac{\rho(1-n)}{(\rho+\phi)^2} + \frac{1}{\Pi} \frac{\partial \Pi}{\partial \phi} \frac{\rho + \phi n}{\rho + \phi} \right\} \right]$$

第一項はプラス第二項はマイナスである．労働組合の交渉力 β が十分に大きいならば A はプラスであり (2.20) と (2.21) の符号も，それぞれマイナスとプラスに確定する．従って，労働組合の交渉力が十分に強いならば，賃金は低下し，定常状態における雇用量は上昇する．

□

RTM モデルは $\beta = 1$ のときに独占的労働組合モデルに一致する．したがって，交渉力 β が十分に大きい (1 に近い) 場合に独占的労働組合モデルと同様の結果が導かれることは，ほぼ自明である．むしろ，RTM モデルにおいて特筆すべきは，労働組合の交渉力が小さいときには，賃金が上昇し，定常状態での雇用量が減少するという，独占的労働組合モデルとは逆の結果が生じる可能性があるということである．このような結果が生じるのは図 2.5 のような場合である．労働組合の交渉力が弱いために，無差別曲線が原点側に押し込まれ，E_{RTM} が解雇費用が低下する前の均衡となっている．この状態で解雇費用が低下し，労働組合の無差別曲線が回転すると，当初の均衡 E_{RTM} よりも賃金が高い左上の領域が解の存在領域の中に含まれる．この領域が解となるとき，賃金は当初の均衡よりも上昇し，雇用量は低下する．これは，雇用量の調整が容易になったために，賃金の上昇を受け入れやすくなるという企業の行動が，結果に強く反映されるためである．

図 2.5: 賃金が上昇するケース（RTM 労使交渉モデル）



本稿のモデルにおいて，解雇費用が低下するという変化は，以下の二つの効果をもたらす．第一に，労働組合が解雇を恐れて賃金上昇圧力を低下させるという効果である．第二に，雇用調整が容易になるために企業が賃金の上昇を受け入れやすくなると

いう効果である．二つの効果は賃金の変動に対して逆方向に働くため，一般的なRTM型賃金交渉における賃金の変動方向は不明である．しかし，第一の効果は組合行動の変化を，第二の効果は企業行動の変化を通じての効果であるため，二つの効果の相対的な強さは労働組合と企業の交渉力に依存している．たとえば，労働組合の交渉力が最大であるような独占的労働組合モデルにおいては，企業行動の変化が交渉結果に反映されないために，第一の効果のみを観察することができ，賃金が低下し，雇用量は増加するという一意の結論を得ることができる．

2.5 留保賃金低下の比較静学

本稿のモデルは，McDonald and Solow (1981) によって整理された静学的労使交渉モデルに，雇用調整費用を導入することで，雇用調整に時間がかかるという意味で動学的な労使交渉モデルとなっている．本節以降では静学的労使交渉モデルと本章のモデルを，外生変数に対する交渉結果の反応の違いという観点から比較する．具体的には，留保賃金の変化に対する交渉賃金の反応，財市場における競争環境の変化に対する交渉賃金の反応の二点について議論する．なお以下の分析では，議論の簡単化のため，独占的労働組合モデルのみを扱う．

静学的労使交渉モデルでは，留保賃金の変動にしたがって賃金が順循環することが知られている．これは労働組合の利得関数が留保効用からの差異である純利得としてはかられていることから容易に予想できる結果である．一方，本稿のモデルでは解雇費用が存在しているために雇用調整に時間がかかる．留保賃金は，その定義から，解雇されたときに受け取る賃金と解釈することができるが，解雇費用が大きい労働者は，解雇される可能性が小さいので，留保賃金を受け取る可能性も小さく，その行動は留保賃金の影響をほとんど受けないと予想できる．極端なケースとして，解雇費用が十分に大きく，解雇することができない労働者を考えれば，有限期間内に留保賃金を受け取る可能性がゼロであるから，その行動は留保賃金の影響を全く受けないと考えられる．留保賃金の変化に対する交渉賃金の反応について，次の命題が成立する．

命題 2.5.1. 解雇費用を導入した独占的労働組合モデルにおいて，交渉賃金は一般に留保賃金の変動に対して順循環する．また，解雇費用が大きい労働者ほど，交渉賃金は留保賃金の動きに対して反応しなくなり，解雇されない労働者の交渉賃金は留保賃

金の動きに対して全く反応しない.

証明．まず，これまで労働組合の利得関数 (2.5) において $\bar{U}=0$ とする基準化を用いてきたが，留保賃金 $\bar{w}$ が変化するとき，留保利得 $\bar{U}$ も同時に変化するから，これを基準とすることはできない．ここでは，$\bar{U}=U(\bar{w})-D$ の関係を用いて $\bar{U}$ を消去した次の利得関数を用いる．

$$W=\frac{\rho+\phi n}{\rho+\phi}U(w)+\frac{\rho+\phi(1-n)}{\rho+\phi}U(\bar{w})-D$$

一階の条件を全微分し，行列表記すると次のようである．

$$\begin{pmatrix} L_{ww} & L_{wn} & 1 \\ L_{nw} & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}\begin{pmatrix} dw \\ dn \\ d\lambda \end{pmatrix}=\begin{pmatrix} 0 \\ -L_{n\bar{w}} \\ 0 \end{pmatrix}d\bar{w}.$$

左辺の Hessian 行列の行列式は常にプラスであり，二階の条件が常に成立することを確かめることができる．Cramer の公式より，

$$\begin{aligned}\frac{dw}{d\bar{w}}&=\frac{1}{|H|}\left[\frac{\phi}{\rho+\phi}U'(\bar{w})\right],\\ &=\frac{U'(\bar{w})}{2U'(w)-\left(\frac{\rho}{\phi}+n\right)U''(w)}>0.\end{aligned}$$

この式で $\phi\to 0$ とすれば，留保賃金の変動に対して賃金は変動しなくなる．雇用調整速度がゼロの場合には，誰も解雇されないから，解雇されたときの利得を表す留保賃金の大きさは，交渉賃金には影響しない．一方，ϕ が正の有限値をとる場合，賃金は留保賃金に対して順変動する．

□

解雇費用が大きい労働者の交渉賃金は，解雇される可能性が小さいために，留保賃金の影響を受けない．一方で，一般に交渉賃金は留保賃金に対して順循環し，解雇費用が小さい労働者の交渉賃金は，留保賃金の変動に対して敏感に反応する．

2.6 賃金の硬直性再考

労使交渉モデルは，効率賃金仮説やインサイダー・アウトサイダーのモデルと同様に，ショックに対する賃金の硬直性を説明することができるモデルとして知られてい

る．直感的には，企業が賃金の変更を行う必要に迫られたとき，労働組合がこれに抵抗することで賃金が硬直化する．Dhillion and Patrakis (2002) は McDonald and Solow 型の静学的労使交渉モデルにおいて賃金が硬直的になるための十分条件を整理している．一方，本稿のモデルは静学的交渉モデルを特殊ケースとして含むモデルである．本節では，静学的交渉モデルで成立する Dhillion and Petrakis の結論が，より一般に本稿のモデルでも保持されているかという視点から，賃金の硬直性または不安定性について検討しよう．

Dhillion and Petrakis は静学的労使交渉モデルにおいて，交渉賃金に影響を与えないショックとはどのような性質を持つものかを考察し，そのようなショックが満たすべき十分条件を整理している．彼らが得た結論は，いくつかの弾力性の値を変化させないタイプのショックによっては，交渉結果は左右されないということである．既に見たように労使交渉モデルにおける均衡解は，弾力性の関係式によって記述される．たとえば独占的労働組合モデルの交渉解が満たすべき条件 (2.11) は無差別曲線上の雇用の賃金弾力性と労働需要の賃金弾力性が均等することを表す．また，RTM モデルの交渉解が満たすべき条件 (2.19) は組合利得の賃金弾力性と，企業利得の賃金弾力性が，交渉力によってウエイト付けされた上で均等することを表す．従って，ショックがこれらの弾力性の値を変化させない場合，交渉解が満たすべき条件が変わらないから，交渉解自体も変わらない．

たとえば McDonald and Solow の静学的労使交渉モデルにおいて，労働需要曲線に対して次のような形 (対数線形) で導入されるショック K は交渉解に影響を与えない．

$$n = \xi(K)(b - w)$$

なぜなら，このような形で導入されるショックは，労働需要曲線の賃金弾力性を変化させないからである．

$$\frac{\partial n}{\partial w}\frac{w}{n} = -\xi(K)\frac{w}{\xi(K)(b-w)} = -\frac{w}{b-w}$$

Dhillion and Petrakis は，このようなショック ($\xi(K)$ の低下) を財市場における競争の激化，同種の企業の参入，あるいは財市場における代替弾力性の増加と解釈しており[6]，これらのショックに対して，交渉賃金は硬直的であると主張している．

[6]たとえば$\xi(K)$ が $1 \to \frac{1}{2}$ となるような変化は，市場全体の労働需要曲線が変化しない下で，当初の半分の雇用量を持つ二社の同質的企業によって市場がシェアされている場合と解釈される．

さて，このようなショックは，本稿のモデルにおいて交渉結果を左右するであろうか．次の命題の成立を示すことができる．

命題 2.6.1. 労働需要の賃金弾力性を変化させないタイプのショックに対して，交渉賃金は変化しないという *Dhillion and Petrakis* の結論は，雇用調整速度が無限大であるような静学的労使交渉モデルでは成立するが，雇用調整速度が正の有限値であるような一般的なケースでは成立しない．

証明． 定常状態における労働需要曲線を次のようにおく．

$$n = \xi(b - w).$$

この式を新たな制約条件とした，独占的労働組合モデルを考える．

$$\max_{w,n} \ W(w,n),$$
$$\text{s.t.} \ \ n = \xi(b - w).$$

Lagrange 関数を次のように設定する．

$$L(w,n,\lambda) = W(w,n) + \lambda\left\{n - \xi(b - w)\right\}. \tag{2.22}$$

一階の条件を w, n, λ, ξ について全微分し，行列表記すると，次のようである．

$$\begin{pmatrix} L_{ww} & L_{wn} & \xi \\ L_{nw} & 0 & 1 \\ \xi & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dw \\ dn \\ d\lambda \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -\lambda \\ 0 \\ b - w \end{pmatrix} d\xi.$$

左辺の Hessian 行列の行列式 $|H|$ は常にプラスであり二階の条件が常に成立していることを示すことができる．Cramer の公式より，

$$\begin{aligned} \frac{dw}{d\xi} &= \frac{1}{|H|}\left[-\frac{1}{\theta}\left(\frac{\rho}{\rho+\phi}\right)U'(w)\right], \\ &= -\frac{\frac{\rho}{\phi}U'(w)}{2\xi\left\{\xi U'(w) - \left(\frac{\rho}{\phi} + n\right)U''(w)\right\}} < 0. \end{aligned}$$

この式で $\phi \to \infty$ とすれば，ξ の変動に対して賃金は変化しないことがわかる．また $\phi \to 0$ の場合の値は不定である．本章のモデルは $\phi \to \infty$ の場合に McDonald and Solow の静学的労使交渉モデルと一致することを想起されたい．Dhillion and Petrakis

はこの結果を得，労使交渉モデルによって，財市場のショックに対する賃金の硬直性が説明できるとしたのである．しかし，一般に ϕ が有限の正の値をとる場合には，賃金が ξ とは逆方向に変動することがわかる．

□

交渉賃金の硬直性に関する Dhillion and Petrakis の結論は，静学的労使交渉モデルでは成立するが，雇用調整速度が正の有限値であるような一般的なケースでは成立しないことがわかった．ではなぜ，雇用調整速度が有限である場合に ξ の変化が交渉賃金に対して影響を与えるのかを考察しよう．

この問題における一階の条件を整理することにより次を得る．

$$\frac{\rho+\phi n(\xi)}{\phi n(\xi)}\frac{wU'(w)}{U(w)-U(\bar{w})}=-\frac{w}{b-w} \tag{2.23}$$

右辺は労働需要の賃金弾力性であり，ξ の関数ではない．ここではまさにそのようなショックを考えている．左辺は無差別曲線上の雇用の賃金弾力性であるが $\phi\to\infty$ または $\phi\to 0$ である場合を除いて，ξ に依存する．このことが Dhillion and Petrakis が考察した静学的労使交渉モデルではみられなかった効果を生む．市場の競争が激化し ξ が低下すると，一企業あたりの雇用量 n が低下する．雇用量 n の低下は (2.23) より，雇用調整速度 ϕ の低下と同じ効果を持っていることがわかる．

このとき労働組合の目的関数 (2.6) からわかるように，労働組合はより初期時点の利得を高く評価する．雇用調整速度 ϕ が小さい場合には定常状態になかなか到達しないために，雇用量 n が小さい場合には定常状態で自らが雇用され続けている可能性が小さいために，労働者は定常状態における利得を低く評価する．このため，企業が財市場の競争にさらされ，解雇される危険がある労働者は，今直ちに解雇されるのでない限り，雇用されている間に稼いでおこうという近視眼的な行動を取って賃金圧力を強める．Dhillion and Petrakis の結論は，賃金を上げれば直ちに解雇されるような雇用が保護されていない労働者にしか当てはまらない．解雇規制により雇用が保護されている労働者は，解雇に時間がかかることを利用して，その間に高い賃金を得ようとする近視眼的な行動をとる．

2.7 まとめ

本稿では，労使交渉モデルに解雇費用モデルを組み合わせたモデルを用いて，解雇費用の低下が労使交渉の結果として得られる賃金や雇用量に，どのような影響を与えるかを考察した．

解雇費用の低下は，次の二つの経路を通じて交渉結果に影響する．第一に，解雇費用の違いは，労働組合が労使交渉時に賃金と雇用量のどちらをより重視するかに影響する．解雇費用が低下したとき，労働者は解雇を恐れて雇用の安定を望み，賃金の低下を受け入れやすくなる．第二に，解雇費用の低下は，企業の雇用調整速度を上昇させ，企業にとって最適な水準に雇用量を調整しやすくなることから，企業利得を上昇させる．このことから，労使交渉時に企業は賃金の上昇を受け入れやすくなる．これら二つの効果は交渉賃金に対して互いに逆方向に作用するため，一般には解雇費用の低下に対する交渉賃金の変動方向は不定である．どちらの効果が支配的であるかはモデルのパラメータである交渉力に依存している．

本稿の後半では，留保賃金と財市場の競争環境の変化というショックに対する交渉賃金の反応が，解雇費用の大きさによってどのように異なるかを分析した．留保賃金の変動に対する交渉賃金の反応について，解雇費用が小さい労働者は，解雇されて留保賃金を受け取る可能性が高いために，留保賃金の変動に対して交渉賃金が強く順循環的に反応することがわかった．また，財市場の競争環境の変化については，Dhillion and Patrakis によって静学的労使交渉モデルでは交渉賃金に影響を与えないことが主張されているタイプのショックも，本章のモデルでは交渉賃金に影響を与えることが示された．静学的交渉モデルでは，解雇が直ちに行われるために労働者が賃上げを要求できないような場合であっても，本章のモデルの雇用が保護された労働者は，雇用されている間に高い賃金を獲得しようとして近視眼的な行動をとり，賃金上昇圧力を高めることがその原因である．

第3章　若年離職率高止まりの要因分析

3.1　はじめに

近年，若年労働者の高い離職率が問題となっている．雇用保険被保険者記録によれば，新卒で就業した者のうち，中卒の 7 割，高卒の 5 割，大卒の 3 割が入社後 3 年以内に離職している（図 3.1）．いわゆる「七五三問題」と呼ばれる若年労働者の高い離職率の問題である．図 3.1 からもわかるように，もともと若年世代は離職する傾向が高く，最近になって急に離職率が高まったわけではないが，内閣府 (2003) では「景気が低迷し就職難であるにもかかわらず，新卒の正社員の離職率は下がらず，特に 95 年以降高水準で推移している」ことが問題であるとしている．就職難であるにもかかわらず離職すれば，待遇の良い再就職先を見つけることが困難である[1]．しかし，そのような状況下でも若年労働者の離職率が高止まりし，転職率は上昇してさえいる（図 3.2）．若年労働者は，就職難にもかかわらず，なぜ離職してしまうのか．この問いに理論と実証の両面から答えることが本稿の目的である．

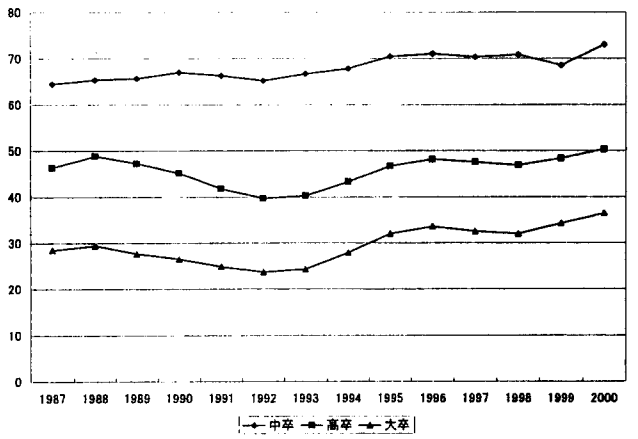
若年労働者の高い離職率は，次の 2 つの点で，わが国の経済にとって重要な問題である．第一に，わが国の将来を担う若年世代の一部が，適切な職業訓練を受けることができないままに放置されることは，わが国にとって重大な損失である (三谷, 2001)．第二に，定職につかないために結婚できない若者が増えることで，少子化を加速させるおそれがある (酒井・樋口, 2005)．労働力人口の構成が歪み，社会保障等のシステムに支障をきたすことが予想される．

若年労働者の高い離職率の原因について，既存研究における議論を参考とし，本稿では以下の 2 点について検討する．

第一は，Bowlus (1995) や太田 (1999) が示唆した，過去の労働市場の需給状況が現在の離職率に影響するという経路である．過去の有効求人倍率が低いことは，多数の

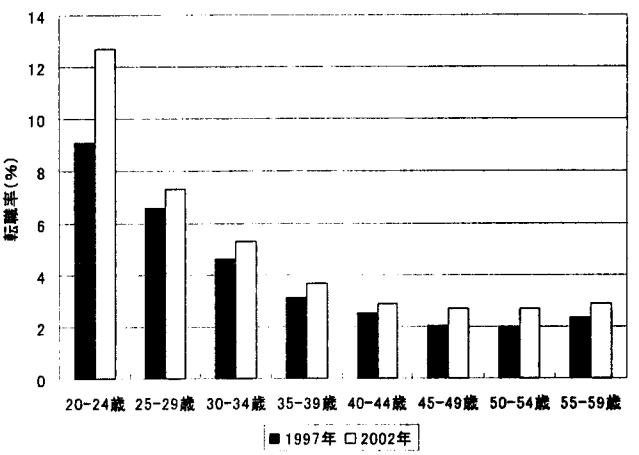
[1] このため離職率は景気に対して一般には順循環する．米国では Davis et al. (1996) が，英国では McCormic (1988)，Burgess and Nickell (1990) がデータに基づいて，離職率の景気との順循環を指摘している．

図 3.1: 入社後 3 年以内の離職率



出自：厚生労働省「雇用保険被保険者記録」

図 3.2: 年齢階級別転職率（男性）



出自：総務省「就業構造基本調査」　転職率とは 1 年前の勤め先と現在の勤め先が異なる者（転職者）の 1 年前の有業者に占める割合.

労働者が「適正の低い仕事」(マッチングが良くない仕事) に就いていることを意味しており，このことは現在の離職率を増加させる．現在の低い有効求人倍率は，現在の離職率を低めるが，過去の低い有効求人倍率は，逆に現在の離職率を高める．就職難が長期化している状況下では後者がより重要となる．太田は Burdett (1978) や Mortensen (1978) によって開発された「就業上のサーチモデル (On the Job Search Model)」を用いて，上述したような実証可能な仮説を導き，雇用動向調査のデータを用いてその成立を確認している．ところで，太田のモデルは Burdett のアイデアを巧妙に反映させながらも「極度に簡略化された」モデルとなっている．本稿では，より最近の研究成果を反映させたモデルを用いることで，太田が議論したメカニズムの理論的背景をより詳細に明らかにするとともに，就業上のサーチモデルから得ることができるその他の仮説についても検討する．

若年労働者の離職率を高めたとされる第二の要因は，賃金制度や昇進制度の変化である．城 (2006) は，高い若年離職率の原因を，従来の年功序列賃金制度を一部で維持したままでの成果主義賃金制度の導入に求めている．経済産業省 (2006) では，わが国における成果主義賃金制度導入の背景には「コスト削減圧力への対応」という性格があったとされており，成果主義賃金制度の導入は，賃金費用が高い中高年労働者をターゲットとした単なる賃金の引き下げであった可能性がある．このことが若年労働者の将来の期待賃金を低下させ，離職を促進したと考えられる．ただし，将来に希望を失うことが直ちに離職または転職につながるかどうかは疑問である．成果主義賃金制度の導入がわが国の大部分の企業で生じた変化であるとするならば，転職し再就職して新しい会社に入ることができたとしても前の会社と同じである．今の会社に希望がもてないからといって，わざわざ離職するとは限らない．2001 年の就労条件総合調査によれば，個人の業績を賃金に反映させる，いわゆる成果主義賃金を採用している企業の割合は 65%に達しており，さらに今後 3 年以内に格差を拡大させる方向での賃金制度の変更を予定する企業は全体の 51.2% にのぼる．成果主義賃金制度を導入する企業の割合は急速に拡大しており，転職しても前の会社と同じ状況になる可能性が高い．

本稿は，既存研究の成果を踏まえ，既存研究で議論された諸要因が離職率にどのように影響するのかを理論的・実証的に検討する．理論面からは，特に上述の二つの要因，すなわち，過去の有効求人倍率の変化と賃金制度の変化の両方を含む理論モデルを構築し，諸要因が離職率に影響するメカニズムを議論する．また実証面からは，離

職率を被説明変数とし，諸要因を説明変数とする回帰分析を行うことにより，それぞれの要因が離職率にどの程度の影響を与えているかを明らかにする．

3.2 就業上のサーチモデル

離職率を検討するためには，就業状態から失業状態への移行だけでなく，就業状態から就業状態への移行，すなわち，転職行動についての分析が必要である．就業しながらも，より良い職業を求めてサーチ活動を行う労働者の行動を分析するモデルとして「就業上のサーチモデル (On the Job Search Model)」がある．本節では主として Christensen, Lentz, Mortensen and Werwatz (2005) に依拠しながら，諸要因が離職率に影響するメカニズムを明らかにし，就業上のサーチモデルから得られる予想を整理する．

労働市場には多数の企業と労働者が存在する．企業は外生的な分布関数 $F(w)$ に従う賃金 w を提示し，労働者は賃金 w を受けて，その企業で働くかどうかを決定する．ここでの労働者は事前には同質的であり，職について初めて生産性を発揮する．従って $F(w)$ は任意の労働者と結合することで生産性を発揮し，その対価として賃金 w が支払われるような仕事または空席の分布である．労働者が賃金の提示を受ける回数は，労働者が失業しているか就業しているかにかかわらず，生起率 λ のポワソン分布に従う．失業中の労働者は，失業時利得 b を受け取る．また，就業中の労働者は外生的解雇率 δ で解雇される．この設定の下で失業時の価値を V，賃金 w で就業時の価値を $W(w)$ とすれば，これらは次のように書ける．

$$rV = b + \lambda \int_0^\infty \max\{W(x) - V, 0\} dF(x) \tag{3.1}$$

$$rW(w) = w + \lambda \int_0^\infty \max\{W(x) - W(w), 0\} dF(x) + \delta(V - W(w)) \tag{3.2}$$

3.2.1 価値関数の変形

留保賃金 R を次のように定義する．

$$W(R) = V$$

留保賃金 R とは，その賃金で就職することと，失業することが無差別になる賃金である．留保賃金 R を用いて，(3.1) を変形する．

$$rV = b + \lambda \underbrace{\int_R^\infty \{W(x) - V\} dF(x)}_{(*)}$$

$$(*) = \int_R^\infty W(x)f(x)dx - V[\underbrace{F(\infty)}_{=1} - F(R)]$$

$$= \underbrace{\int_R^\infty W(x)f(x)dx}_{(**)} - V(1 - F(R))$$

$(**)$ に部分積分を適用する．

$$[W(x)(1 - F(x))]' = W'(x)(1 - F(x)) - W(x)f(x)$$

であるから，

$$(**) = \int_R^\infty W'(x)(1 - F(x))dx - [W(\infty)(\underbrace{1 - F(\infty)}_{=0}) - \underbrace{W(R)}_{=V}(1 - F(R))]$$

以上より，

$$rV = b + \lambda \int_R^\infty W'(x)(1 - F(x))dx \tag{3.3}$$

同様に

$$rW(w) = w + \lambda \int_w^\infty W'(x)(1 - F(x))dx + \delta(V - W(w)) \tag{3.4}$$

(3.4) より，

$$rW'(w) = 1 - \lambda W(w)(1 - F(w)) - \delta W'(w)$$

であるから，

$$W'(x) = \frac{1}{r + \delta + \lambda(1 - F(x))}$$

である．よって (3.3) と (3.4) は次のように書き換えられる．

$$rV = b + \lambda \int_R^\infty \frac{1 - F(x)}{r + \delta + \lambda(1 - F(x))} dx \tag{3.5}$$

$$rW(w) = w + \lambda \int_w^\infty \frac{1 - F(x)}{r + \delta + \lambda(1 - F(x))} dx + \delta(V - W(w)) \tag{3.6}$$

ここで (3.6) を $w = R$ で評価することにより，$R = b$ を示すことができる．このモデルにおける留保賃金は失業時利得に等しい[2]．

[2]失業時と就業時で賃金のオファーを受ける確率 λ が変わらないことから，この性質が生じている．

3.2.2 失業率

失業状態と就業状態の間の移行を考える．失業率を u とすると両者の間の移行確率は次のようである．

$$\begin{cases} \text{失業}\to\text{就業} & \lambda(1-F(b))u \\ \text{就業}\to\text{失業} & \delta(1-u) \end{cases}$$

定常状態において，これらの移行確率が等しいことから，

$$u = \frac{\delta}{\delta + \lambda(1-F(b))}$$

を得る．$u_\delta > 0, u_\lambda < 0, u_b > 0$ を示すことができる．また提示される賃金の分布 F が第一確率優位の方向にシフトした場合，失業率 u は低下する．

以上より，失業率 u について，以下のことがわかる．

- 賃金オファーの到達率 λ が増加すると，失業率 u は減少する．
- 企業によって提示される賃金の分布 F が第一確率優位の方向にシフトすると，失業率 u は低下する．
- 失業時利得 b が増加すると，失業率 u は増加する．
- 外生的解雇確率 δ が増加すると，失業率 u は増加する．

これらのことは，すでに Mortensen and Pissarides (1994) らによって整理された基本的なサーチモデルの枠組みでも議論されていることであり特に新しい点はない．本稿で強調したいのは，失業率ではなく，次に議論する離職率である．

3.2.3 一企業あたりの離職率

このモデルの労働者は，就業時にもサーチ活動を行っているので，離職する労働者は，就業状態から失業状態に移行する労働者と，現在就業している企業から他企業に移動する労働者の合計となる．賃金が w である企業における離職率 $d(w)$ は次のように書ける．

$$d(w) = \delta + \lambda(1-F(w))$$

第一項は外生的解雇率である．第二項は他企業から w を超える賃金を提示されて，移動する労働者を表す．一企業あたりの離職率を表す $d(w)$ について，以下のことがわかる．

- 賃金オファーの到達率 λ が増加すると，一企業あたりの離職率 $d(w)$ は増加する．これは他企業からより高い賃金を提示されて移動する可能性が高まることによる．
- 賃金 w が高い企業ほど一企業あたりの離職率 $d(w)$ は低い．これはこの賃金以上のオファーを行う企業が少ないことによる．
- 企業によって提示される賃金の分布 F が第一確率優位の方向にシフトすると，一企業あたりの離職率 $d(w)$ は増加する．これも他企業からより高い賃金を提示されて移動する可能性が高まることによる．
- 外生的解雇率 δ が増加すると，一企業あたりの離職率 $d(w)$ は増加する．

賃金オファーの到達率 λ を有効求人倍率に対応するものと考えるならば，λ が低いときには一企業からの離職率 $d(w)$ は低い．これは他企業からの賃金オファーの回数が少ないために，よりよい再就職先を見つけることができないからである．「就職難にも関わらずなぜ離職するのか」という直感的な疑問はここに起因している．しかし，$d(w)$ は一企業からの離職率であって，データに表れているような経済全体の離職率ではないことに注意しなければならない．経済全体の離職率は $d(w)$ を w について集計したものであるが，集計するときに用いる賃金分布が λ の変化によって影響を受けることを考慮しなければならない．

3.2.4 経済全体の離職率

経済全体の離職率 d は，一企業あたりの離職率 $d(w)$ を集計したものである．

$$d = \int_0^\infty \{\delta + \lambda(1 - F(x))\} dG(x)$$

ここで G は実際に観察される賃金分布である．企業がオファーする賃金は分布関数 F に従うが，この賃金は労働者にリジェクトされる場合があるので，F と G は一致しないことに注意が必要である．

F と G の関係を調べるため，区間 $[b, w]$ への流出入を考える．

$$\begin{cases} \text{流入} \quad \lambda\{F(w) - F(b)\}u \\ \text{流出} \quad \{\delta + \lambda(1 - F(w))\}\{G(w) - \underbrace{G(b)}_{=0}\}(1 - u) \end{cases}$$

定常状態において，これらの移行確率が等しいことから，

$$G(w) = \frac{u}{1-u}\frac{\lambda\{F(w) - F(b)\}}{\delta + \lambda(1 - F(w))}$$

すでに求めた失業率 u を代入することで，F と G の関係を得る．

$$G(w) = \frac{\delta\{F(w) - F(b)\}}{(1 - F(b))\{\delta + \lambda(1 - F(w))\}}$$

実際に観察される賃金分布 G について，$G_\delta > 0, G_\lambda < 0, G_b < 0$ を示すことができる．また $G(w) - F(w) < 0$ を示すことができ，$G(w)$ は $F(w)$ に対して第一確率優位である．よって F が第一確率優位の方向にシフトした場合 G も第一確率優位の方向にシフトする．

- 賃金オファーの到達率 λ が増加すると，実際に観察される賃金分布 G は高賃金側へとシフトする．企業が提示する賃金の分布 F が変化していないにもかかわらず，実際に観察される賃金分布 G は高賃金側へシフトしている．これは多くの賃金オファーを受けた労働者がより高い賃金を選択して就業するためである．
- 失業時利得 b が増加すると，実際に観察される賃金分布 G は高賃金側へとシフトする．これは留保賃金 $R = b$ が上昇することによる．
- 外生的解雇率 δ が増加すると，実際に観察される賃金分布 G は低賃金側へとシフトする．これはしばしば失業状態に追い込まれる労働者が低い賃金で就業するからである．
- 企業によって提示される賃金の分布 F が第一確率優位の方向にシフトすると，実際に観察される賃金分布 G も第一確率優位の方向にシフトする．

3.2.5 長期不況下における離職率の高止まり

本稿の目的の一つは，就職難であるにもかかわらず，離職率が高止まりすることを示すことにあった．就職難を賃金オファーの到達率 λ が低い状況と考えると，このと

き，失業率 u は高く，一企業あたりの離職率 $d(w)$ は低い．一企業あたりの離職率が低いのは，他企業からの賃金のオファーが少ないために，離職してもよりよい職にありつける可能性が低いことによる．求人が少なく失業率が高い状況の下で，なぜ離職するのか，という直感的な疑問はここから生じている．確かに就職難の時には「一企業あたりの」離職率は低い．しかし，経済全体の賃金分布 G が変化することに注意しなければならない．到達率 λ の低下は経済全体の賃金分布を低賃金側へとシフトさせる．低賃金の企業ほど，そこで働く労働者の離職率が高いことから，この効果は経済全体の離職率 d を高める方向に作用する．この結果は，観察された事実に矛盾しない．求人が少ない状況の下でなぜ離職するのかという問いに対するこのモデルの答えは，就職難の下では低賃金でやむなく就労している労働者が多数存在し，彼らの離職率が高いから，ということになる．

サーチモデルの分析によって得られる重要な知見の一つは，このように離職率の分析を行うときには，ある一企業に勤める労働者の行動を分析するだけでは不十分であり，経済全体の賃金分布が変化することを通した効果も考慮しなければならないということである．また賃金分布が変化することによる効果は，定常状態における賃金分布を検討することによって得られたことからもわかるように，労働市場が不完全で調整に時間を要する場合には，その効果が顕在化するまでに時間がかかると考えられる．したがって，就職難等の考慮しているショックが長期的なものであればあるほど，賃金分布の変化を通した影響が重要となる．

この結果は，太田 (1999) で紹介されている，現在の有効求人倍率は現在の離職率に正の影響を与えるが，過去の有効求人倍率は現在の離職率に負の影響を与えるという結果と整合的である．また，本稿のモデルは太田のモデルよりも複雑である分，他にもいくつかの示唆を得ることができる．特に城 (2006) 仮説との関連で，期待賃金の低下が離職率に与える影響も同時に議論することができる．

3.2.6 成果主義の導入と離職率

賃金制度の変化について，成果主義賃金制度の導入が，中高年労働者をターゲットとした単なる賃金の引下げであったとして，その効果は，このモデルにおいて現在働いている企業で w が低下した場合と考えることができる（賃金 w を提示した企業に就職すると毎期 w がもらえる設定である）．このとき，この企業からの離職率 $d(w)$ は増

加する．城仮説はこの点を強調したものである．

しかし，成果主義賃金制度の導入がわが国の大多数の企業で生じた変化であるとするならば，この変化は，企業によって提示される賃金の分布 F が低賃金側にシフトした場合と考えなければならない．このとき，一企業あたりの離職率は減少する．これは他の企業から良いオファーが得られないことによる．一方，経済全体の賃金分布が低賃金側にシフトすることを通じた効果が，離職率を高める方向に作用する．この二つの効果が逆方向に働くため，F が低賃金側にシフトした場合の経済全体の離職率の変化の方向は不明である．労働者は今現在，低賃金で雇用されているために，転職したいと考えているのだが，他の企業からも高賃金のオファーを得ることができないため，転職したくてもできない状況にある．自企業だけでなく他企業の賃金も低下している場合，労働者が転職するかどうかはわからない．

3.2.7 失業時利得・解雇率と離職率

モデル内のその他の外生変数についても比較静学の結果をまとめておこう．

失業時利得 b が増加すると，失業率は上昇するが，経済全体の賃金分布が高賃金側にシフトすることを通じて経済全体の離職率は低下する．このモデルでは失業時利得の増加は留保賃金の増加と同義であり，高い留保賃金の下では，さらに高い賃金がオファーされないと就職しない，従って就職していることを前提とするならば，それは比較的高賃金の職業であり，その企業からの離職率は低くなる．親との同居や稼得能力の高い配偶者の存在が，失業時利得を高めるとするならば，このことは離職率を低下させる．ただし，親との同居や稼得能力の高い配偶者の存在が，転職をサポートしている可能性も考えることができる．この場合にはモデルの λ が変化することになり，有効求人倍率の上昇と同様に，少なくとも短期的には転職率を上昇させる可能性もある．

経済全体に不安定な職業が多く，外生的解雇率 δ が大きい場合を考える．このとき失業率が上昇し，一企業あたりの解雇率も上昇する．これは自明な結果である．一方で，経済全体の賃金分布が低賃金側にシフトすることを通じて，経済全体の離職率はさらに上昇する．解雇され，しばしば失業状態に追い込まれる労働者が低賃金で雇用されており，彼らがすぐに離職してしまうためである．不安定な職業に就いた場合，そのとき解雇によって離職しやすいだけでなく，解雇され失業状態に陥った労働者が低賃金の職に就きやすいことから，再びよりよい職を求めて転職のために離職を繰り返

す，Job Ladder と呼ばれる行動をとる．

以上の議論をまとめると，サーチモデルが予想する，個々の要因が離職率に与える影響は次の表 3.1 のようになる．

表 3.1: 離職率の比較定常状態分析

	失業率	(経済全体の) 離職率		
		一企業あたり離職率 $d(w)$ の変化を通した効果	賃金分布 G の変化を通した効果	総合
求人状況の悪化 ($\lambda\downarrow$)	↑	↓	↑	?
賃金分布の低賃金側へのシフト ($F\uparrow$)	↑	↓	↑	?
親や配偶者からの経済援助 ($b\uparrow$)	↑	変化なし	↓	↓
不安定な雇用形態の増加 ($\delta\uparrow$)	↑	↑	↑	↑

3.3 実証分析

以下では，前節までの理論分析で得られたサーチモデルの予想を確認するための実証分析を行う．

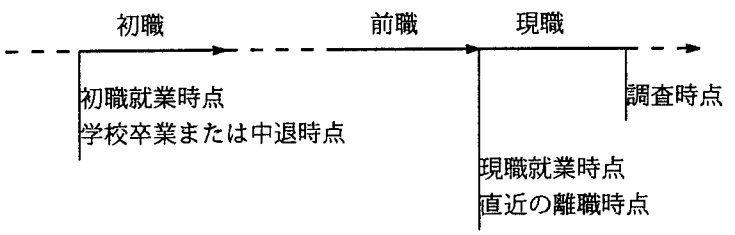
3.3.1 データ

本稿の分析では，リクルートワークス研究所が収集した「ワーキングパーソン調査, 2002」を主に用いる．調査対象は首都圏・関西圏・東海圏で就業している 18 歳から 59 歳の男女であり，全サンプル数は 17,105 人である．ある労働者に注目した場合の時間の流れについて，図 3.3 に示した用語を用いることにする．本稿では前の会社を離職後，次の会社に就くまでに時間がかかること，すなわち転職期間の存在を捨象する．データからは 37.9%の転職者が，前の会社を辞める前あるいは辞めると同時に次の会社から内定をもらっており，前の会社に勤務しながら転職活動を行っていたと考えられる．

本節の目的は，過去と現在の有効求人倍率が離職行動に与える影響と，成果主義賃金制度の導入が離職行動に与える影響を実証的に明らかにすることにある．有効求人倍率については当該データセットには含まれないので，各労働者について居住地（首都圏・関西圏・東海圏）と転職等のイベントが生じた時点に対応する有効求人倍率を，

厚生労働省「職業安定業務統計」より得た．ただし，居住地の情報は調査時点のものしか得ることができなかったので，転職等のイベントが生じた時点から調査時点までの間に転居した労働者がいた場合には，それを追跡することはできない．居住地が三区分でしか分かれていないこともあり，正確さの点では問題があるが，データの制約上この問題を解決することは不可能である．また「職業安定業務統計」による有効求人倍率の遡及限界は 1963 年であるため，それ以前に転職を行ったサンプルは除かれている（ただし，この制約によって除かれたサンプルは全体の 0.4% であり，推定結果に影響するほど大きな問題ではないと考えられる）．その他の点で，当該データセットは，転職行動を中心として，賃金制度を含む企業の性質，家族構成を含む労働者の性質，新卒採用時の就業状態についてのデータを含み，本稿の目的に照らして，非常に良質なデータセットであると言える．

図 3.3: タイムライン



3.3.2 離職率に対する有効求人倍率の効果

現在と過去の有効求人倍率が転職行動に与える影響を考察する．推定には，黒澤・玄田 (2001)，勇上 (2005) 等，離職や再就職の議論でよく用いられているハザードモデルを用いる．また Bowlus (1995) に従い，離職ハザード率を入職時点と離職時点の有効求人倍率に回帰させる[3]．

ハザードモデルの推定に必要な入職してから転職するまでの期間（勤続年数）の情報は，現職と前職についてのみ入手可能である．そこで，推定の対象を直近の転職行動にのみ限ることにした．また，その直近の転職が，労働者にとっての何回目の転職であるかによって，推定結果が影響されることが考えられるため，転職回数を説明変数

[3]Bowlus (1995) では，入職時点と離職時点の経済全体の失業率（National Unemployment Rate）に回帰させている．

に追加した．転職回数が 1 回以上の労働者については，データから前職入職時点から転職時点までの期間を得ることができる．転職回数がゼロ回の労働者については，入職時点から調査時点まで転職を行わなかったという情報を打ち切りデータとして取り入れることができる．

ハザード率 $h_i(t)$ を，労働者 i が t 時点に転職する確率として定義する．次のように，比例ハザードモデル (Cox, 1972) を仮定する．

$$\ln h_i(t) = \ln h_0(t) + X_i\beta \tag{3.7}$$

ここで，$h_0(t)$ は平均ハザード率，X_i は各労働者の性質である．比例ハザードモデルでは，平均ハザード率は労働者によって変わらず，労働者の性質 X_i の多項式と対数線形の関係にあることが仮定されている．良く知られているように，平均ハザード率 $h_0(t)$ はデータからノンパラメトリックに推定することができる（ハザード率の平均を取ればよい）．この下で，$t_i - 1$ 期まで前職に従事していた労働者が，t_i 期に転職する確率を次のように求めることができる．

$$\mathrm{Prob}(t_i;\beta) = \{1 - \exp(-h_i(t_i))\}^{\delta_i} \prod_{s=1}^{t_i-1} \exp(-h_i(s)) \tag{3.8}$$

右辺の前半部は t_i 時点で転職する確率であり，後半部は $t_i - 1$ 時点まで就業し続けている確率である．δ_i は打ち切りデータに対応するためのダミー変数である．この確率から尤度関数を作成し，最尤法によりパラメータ β を推定する．

表 3.2 は，推計結果をまとめたものである．有効求人倍率が離職ハザード率に与える影響について，統計的に有意な係数を得た項目を見れば，サーチモデルで予想されたとおり，入職時点の有効求人倍率は離職率を減少させ，転職時点の有効求人倍率は離職率を増加させるという結果を得た．入職時点の有効求人倍率が中高年男性労働者の転職行動に与える影響では，有意ではないものの符号が予想と反転している．これは労働市場での経験年数が長いために，既に前職においてマッチングが十分に高い仕事についていた可能性が考えられる．転職回数が多いほど離職しにくいという結果も同時に得られているが，転職回数が多いほどマッチングが高まるとすれば，この解釈に整合的である．若年女性労働者の転職時点の有効求人倍率は離職率に有意な影響を与えていないが，この時期の女性は結婚や出産等が原因で離職または転職することが考えられ，労働市場の需給状態とは別の要因が転職行動を決定していると考えられる．以上より，特に若年男性労働者の転職行動について，サーチモデルの予想に整合的な

結果を得た.

表 3.2: 現在と過去の有効求人倍率が転職行動に与える影響（一部抜粋）

Cox 比例ハザードモデル

	若年（34 歳以下）		中高年 (35 歳以上)	
離職ハザード率	男性	女性	男性	女性
入職時有効求人倍率	-0.737	-0.595	0.077	-0.663
	[5.45]***	[3.81]***	[1.12]	[4.73]***
転職時有効求人倍率	0.764	0.143	0.768	0.263
	[6.13]***	[0.48]	[9.66]***	[1.73]*
転職回数	-0.702	-0.543	-3.356	-3.294
	[10.10]***	[8.50]***	[15.07]***	[14.16]***
現職入職時配偶者（未婚）				
正規配偶者	-0.420	-0.409	-0.937	-0.323
	[2.42]**	[3.02]***	[6.46]***	[2.00]**
非正規配偶者	-0.449	-0.263	-1.411	-0.080
	[2.06]**	[0.78]	[9.56]***	[0.32]
無職配偶者	-0.594	0.101	-1.433	0.581
	[3.07]***	[0.20]	[10.88]***	[0.95]
現在親同居	-0.043	-0.290	-0.202	0.109
	[0.49]	[3.19]***	[2.12]**	[0.83]
現職入職時 6 歳以下子供	-0.168	0.153	0.349	0.105
	[0.86]	[1.12]	[2.85]***	[0.88]
前職非正規	0.298	0.206	0.216	-0.029
	[2.74]***	[1.90]*	[1.34]	[0.13]
サンプル数	2035	2014	2027	1246

括弧内は z 値の絶対値　* 10 %有意; ** 5 %有意; *** 1 %有意

その他の説明変数：現職企業規模（4 区分），現職職種（9 区分），

経験年数（2 次まで），学歴（5 区分），中退経験，地域ダミー（3 区分）

サーチモデルで検討した，転職率に影響すると考えられるその他の要因についても，実証分析の結果を検討しよう．家族構成について，サーチモデルからは，稼得能力がある配偶者の存在や親との同居は留保賃金の増加を通じて離職率を低めるという予想を得ているが，統計的に有意な結果を見る限り，この予想に矛盾するものはなく，おおむね予想に整合的であると言える．また，6 歳以下の子供の存在についても，このことが留保賃金を引き下げると考えた場合のサーチモデルの予想に整合的である．ただし，配偶者の就業状態を詳しく見た場合には，若干の追加的議論が必要である．サーチモデルが予想する留保賃金の引き上げを通した効果を考えるならば，配偶者が正規労働者として働いているときに，もっとも留保賃金を引き上げる効果が強く，離職率を低下させることが予想される．女性労働者についてはそのような結果になっているが，

男性労働者についてはそうではない．この原因として，稼得能力がある妻が夫の転職をサポートしている可能性を指摘できる．このことは現在の有効求人倍率が上昇した場合と同様に，夫の転職率を増加させる効果を持ち，留保賃金の上昇による転職抑制効果の一部を相殺したと考えられる．なお，山田 (1999, 2004) の「パラサイトシングル」仮説では，基本的な生活を親からの経済援助に頼る若者の就業意識は低く，安易に転職を繰り返すことが主張されているが，ここでの分析結果を見る限り，そのような事実は観察されていない．

前職が非正規雇用である場合に離職率が高まることは，ほぼ同語反復であり自明な結果であるが，中高年労働者については有意な結果ではない．これも経験年数が長いために，非正規雇用とはいえ前職においてもある程度マッチングが高かったことによるものと考えられる．

3.3.3 現職に対する不満と転職希望

本項では，成果主義賃金制度の導入により，若年労働者にとっての将来の期待所得が低下し，そのことが若年層の離職を促進しているのではないかという仮説（城仮説）について検証する．

推定を行う前に，まずは年功賃金を受け取る労働者と，成果主義賃金を受け取る労働者で勤続年数による賃金プロファイルがどのように異なるのかを簡単に確認するため，それぞれの賃金を勤続年数に回帰した結果を示す．賃金として，「F8 昨年度の年収」を週あたり賃金に換算し，さらに「Q11 週労働時間」で除して時給に直した上で対数変換したものを用いる．成果主義かどうかの区別は「Q17 賃金変動要素」の項目から，「労働時間」「年齢」「勤務年数」によって賃金が設定されていると答えた労働者を「年功賃金」を受け取っている労働者とし，それ以外を「成果主義賃金」を受け取っている労働者とした．つまり，ここでは労働者自身が「成果主義的な賃金をもらっている」と答えた場合を「成果主義」としている．推定式は次のような単純なものである．

$$\text{対数賃金} = \text{定数項} + \beta \times \text{勤続年数} + u$$

この式を年功賃金を受け取っている労働者と成果主義をもらっている男性労働者について，定数項ダミーと β についての係数ダミーを用いることで一度に推計した．推

定結果は次のようであった．また図 3.4 に結果を図示した．

$$\text{年功序列：}\quad \text{対数賃金} = 0.229^{***} + 0.036^{***} \times \text{勤続年数}$$

$$(0.013) \qquad (0.001)$$

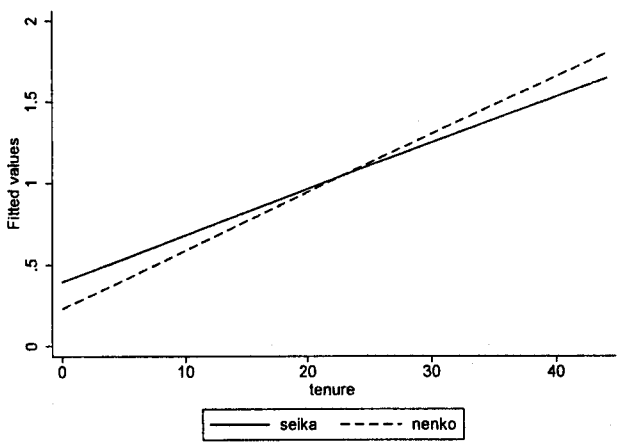
$$\text{成果主義：}\quad \text{対数賃金} = 0.396^{***} + 0.028^{***} \times \text{勤続年数}$$

$$(0.011) \qquad (0.001)$$

サンプル数（男性のみ）：9774，うち年功序列 5015（43%）

自由度調整済み決定係数：0.67，括弧内は標準誤差．

図 3.4: 勤続年数賃金プロファイル



成果主義賃金を受け取っている労働者の賃金プロファイルは，年功賃金を受け取っている労働者の賃金プロファイルと比較して，切片が高く，経験年数による賃金の上昇率が小さいことがわかる．勤続年数 20 年を超える中高年の労働者に限れば，年功賃金制度から成果主義賃金制度への変化は賃金の減少になるという観察は正しい．しかし，城仮説が主張するように，成果主義賃金制度の導入が若年労働者にとって期待賃金の低下になるかどうかは定かではない．二つの賃金プロファイルは途中でクロスしており，二つの制度間の賃金の期待値は全期間を通してみれば大差ない（平均時給は年功序列 2,776 円，成果主義 2,751 円）．これは企業行動を考えれば当然であって，全年齢階層に対して常に他の企業よりも低い賃金を支払い続けるような企業には，誰も就職しようとはしないのであって，もしそのような賃金プロファイルを設定すれば，

その企業は早々に市場から駆逐されると考えられるからである.

さて，賃金制度と離職率の関係をより詳しく見よう．サーチモデルを用いた理論分析からは，自企業の賃金が低下することは転職を促進するかもしれないが，同時に他企業の賃金も低下するのであれば，そのことは逆に転職を抑制するので，両方の効果が相殺する結果，転職するかどうかは不明という予想を得ている.

本稿で使用するデータセットにおいて，成果主義賃金制度であるか年功序列賃金制度であるかの情報が得られるのは現職においてのみである．したがって，その賃金制度の職業から実際に転職したかどうかの情報を得ることはできない．本節では，次善策として，転職を希望しているかどうかに注目した分析を行う．具体的には，被説明変数として「現職に不満」と「現職からの転職を希望」を取り，現職の性質や労働者自身の性質・家族構成をコントロールした上で，現職に対する満足度や，現職からの転職を希望するかどうかに与える成果主義賃金制度の影響を推定する.「現職に不満」を表す質問項目は「Q19 総合的に考えて，あなたは現在の勤務先に入社してよかったと思いますか」であり,「非常によかったと思う」「まあよかったと思う」「あまりよかったとは思えない」「よかったとは思えない」の四つの選択肢からひとつを選ばせる方式である．これらの選択肢に順に $-2, -1, 1, 2$ のスコアを当てはめ，順序プロビットモデルによる推定を行った.「転職を希望」については,「Q41 あなたは今後転職することを考えていますか」という質問項目を用いた．選択肢は「現在転職したいと考えており，転職活動をしている」「現在転職したいと考えているが，転職活動はしていない」「いずれ転職したいと考えている」「転職するつもりはない」の 4 つであるが，転職を希望しているかどうかという基準から,「転職するつもりはない」を 0 と評価し，それ以外を 1 と評価して，プロビットモデルを用いた推定を行った.

推定結果を表 3.3 にまとめた．表は「現職に不満」については，現職に就職したことが「良かったとは思えない」と回答する確率に対する限界効果を,「転職を希望」については「転職を希望している」と回答する確率に対する限界効果を表す.

まず，成果主義賃金制度について，成果主義賃金制度に対して不満を持っているのは，中高年労働者のみである．中高年労働者について，現職が成果主義賃金制度を採用していることは，現職に対して不満を持つ確率を 11 ポイント引き上げる．一方，若年労働者では，現職に対して不満を持つ確率を 9 ポイント有意に引き下げる．仮に，わが国における成果主義賃金制度の導入が，中高年労働者の賃金費用を抑制する目的で

表 3.3: 賃金制度と転職希望（一部抜粋）

probit モデル

	男性労働者			
	若年（34 歳以下）		中高年（35 歳以上）	
	現職に不満	転職を希望	現職に不満	転職を希望
	dPr(2)/dx	dP/dx	dPr(2)/dx	dP/dx
現職成果主義	-0.091	-0.029	0.110	-0.011
	[2.45]**	[1.72]*	[3.14]***	[0.78]
現職外資系	-0.265	0.020	-0.171	0.063
	[2.63]***	[0.46]	[1.99]**	[1.84]*
現在配偶者（未婚）				
有職配偶者	-0.104	-0.042	-0.129	-0.027
	[1.66]*	[1.48]	[2.21]**	[1.23]
無職配偶者	-0.091	-0.053	-0.205	-0.048
	[1.27]	[1.68]*	[3.39]***	[2.05]**
現在親同居	0.030	-0.030	-0.067	-0.013
	[0.69]	[1.51]	[1.59]	[0.80]
現在 6 歳以下子供	0.026	0.027	0.079	0.024
	[0.42]	[1.00]	[1.77]*	[1.40]
現職非正規雇用	0.227	0.266	0.272	0.272
	[4.22]***	[11.01]***	[4.08]***	[9.80]***
サンプル数	4118	4214	5265	5368
擬似 R2	0.025	0.067	0.036	0.054

括弧内は z 値の絶対値　* 10 %有意; ** 5 %有意; *** 1 %有意

その他の説明変数：現職企業規模（4 区分），現職職種（9 区分），

経験年数（2 次まで），学歴（5 区分），中退経験，地域ダミー（3 区分）

行われ，中高年労働者をターゲットとした単なる賃下げに過ぎなかったことが事実であるとして，そのことに不満を持っているのはターゲットにされた中高年労働者のみであり，将来の賃金が減少したことに対する若年労働者の不満は，ここでの推定結果からは観察できない．すでに見たように，成果主義賃金の導入は，賃金プロファイルを回転させるような変化であり，中高年層で賃金が下がっている分，若年層では賃金が上昇している．このため，若年労働者はむしろ成果主義賃金の導入を歓迎している．

また，成果主義賃金制度に対して不満を持っている中高年労働者でさえも，転職を希望してはいない．現職に対する不満は，現在の企業で得ることができる賃金や待遇のみに依存するが，転職を希望するかどうかは，現在の企業だけではなく，転職後の企業において期待される賃金や待遇にも依存することが原因と考えられる．サーチモデルが予想するように，現在の企業において賃金が減少することは現職に対する不満を高めるものの，転職後のことを考慮すれば，転職するかどうかは分からないのである．

以上より，成果主義賃金制度の導入が若年労働者の将来期待賃金を低め，転職を促進したという仮説には，ここでの推定結果を見る限り，疑問を持たざるを得ない．まず，若年労働者は成果主義賃金制度に対して不満を持っていない．さらに，現職に対して不満を持つことと，転職を希望することは別の問題である．ここではサーチモデルが予想するとおり，転職後のことを考慮した行動が影響していると考えられる．

現職の企業が外資系である場合，現職に対する不満は低いが，転職を希望しやすい．ここでも，現職に不満を持っているかどうかと，転職したいかどうかは別の問題であることが示唆されている．なお，外資系企業では成果主義賃金制度を採用している企業が多いと考えられることから，説明変数間の相関が存在することが考えられる．この問題については，説明変数の組み合わせを試行錯誤して，赤池情報量基準 (AIC) の最も小さいモデルを選択することで対応した．その結果，外資系ダミー変数の導入については，多重共線性を引き起こすという問題はあるが，導入によって追加される情報量を勘案すれば，導入すべきであるという判断になった．実際に成果主義ダミーと外資系ダミーの間の相関係数は 0.06 と大きくなく，多重共線性の問題は軽微であると考えられる．

家族構成については，おおむねサーチモデルの予測に整合的である．すなわち，稼得能力のある配偶者や同居している親の存在が留保賃金を上昇させるとすれば，その高い留保賃金以下の職業ならば働くことを選択しないのだから，就職しているのであ

れば，比較的良い職業についているはずである．したがって，配偶者や同居している親の存在は，現職に対する不満と転職希望の両方を引き下げると考えられるが，推定結果は一部で有意ではないものの，モデルの予測に合致している．また，子供の存在についても，これが留保賃金を引き下げると考えた場合のサーチモデルの予測に整合的である．

就業形態について，現職が非正規雇用であれば，不満が大きく転職を希望しやすい．このことについて若年労働者と中高年労働者の違いはない．近年，非正規雇用が拡大するにつれて「フリーター」といった言葉が象徴するように，若年労働者の就業意識の変化をその原因とする議論があるが，若年労働者も中高年労働者と同様に正社員として働きたいと思っているようだ[4]．

3.4 まとめ

近年，就職難であるにもかかわらず，高い若年離職率が観察されているという問題について，本稿では主として以下の二つの仮説について，理論と実証の両面から検討した．第一の仮説は，過去の有効求人倍率が低い時点で入職した労働者は仕事とのマッチングが悪く，彼らが離職することで離職率が高まるというものであり，第二の仮説は，成果主義の導入や昇進制度の変化によって，若年労働者の期待賃金が低下することにより離職率が高まるというものである．

就業上のサーチモデルを利用した理論分析からは，第一の仮説について，過去の低い有効求人倍率は経済全体の賃金分布を低賃金方向にシフトさせる効果を持つことが示され，このことが経済全体の離職率を増加させることが示された．第二の仮説については，現在就職している企業における期待賃金が低下することは確かにその企業からの離職率を高めるものの，経済全体の賃金分布が低賃金方向にシフトしたのであれば，転職した後，再就職先の企業においても低賃金が予想されるために，離職するとは限らないことが示された．これは成果主義賃金制度の導入が拡大している現実と合わせれば，第二の仮説が高い離職率の説明には適当でない可能性があることを示唆している．

[4]ただし，最近の調査（労働政策研究・研修機構, 2006）では，正社員になろうとしたことがあるフリーター（30 歳未満・男性）の比率が 2001 年から 2006 年の間で 74%から 53%へと大きく低下したことが指摘されている．本稿の分析で利用したデータは 2002 年のものであり，現在までの間に若年労働者の就業意識が変化した可能性は否定できない．

実証分析では，第一の仮説について，入職時の低い有効求人倍率はその職業からの転職を促進する効果を持つことが明らかとなり，理論的予想に整合的な結果が得られた．第二の仮説については，(1) 若年世代は成果主義の導入について不満を感じておらず，むしろ中高年層の不満が高いこと，(2) 成果主義に対して不満を感じている中高年層でも，転職を希望しているわけではないこと，が示された．これは，成果主義賃金の導入により期待賃金が低下し，不満を持った若年労働者が離職するというストーリーとは整合的ではない結果である．また賃金プロファイルの推計によれば，成果主義賃金制度が期待賃金を低下させるという現象も観察されてはいない[5]．

以上の分析を総合すれば，本稿の分析に関する限り，第一の仮説には整合的な結果が得られたが，第二の仮説についてはその成立を示す根拠を観察することができなかった．近年のわが国における高い若年離職率の原因は，過去の長期不況の間に，不本意な形で就業した若者が大量にプールされ，彼らが離職と再就職を繰り返していることが原因であると考えられる．

なお，本稿の分析では，高い若年離職率を説明する仮説について，上記の二つのみを取り上げて検討しており，若年離職率に影響するその他の仮説について十分に検討したとは言えない．就業上のサーチモデルから得られる予想に限っても，家族構成の変化や不安定就労機会の増加など，若年離職率に影響を与えると考えられる変数は多数存在し，それらの複合的な結果として，現在の問題が生じていると考えられる．個々の要因についてのより深い分析が必要である．

謝辞

本稿の分析にあたっては，東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブから「ワーキングパーソン調査，2002（リクルートワークス研究所)」の個票データの提供を受けました．記して感謝いたします．

[5]ただし，成果主義賃金制度では賃金の期待値が等しくても分散が拡大している可能性があり，このことは危険回避的な労働者の期待効用を低下させる．

付録

表 3.4: 現在と過去の有効求人倍率が転職行動に与える影響（記述統計）

		若年（34 歳以下）		中高年 (35 歳以上)	
		男性	女性	男性	女性
転職前勤続日数	平均	842	780	2662	1646
	標準偏差	853	753	2696	1436
転職回数	平均	1.5	1.4	2.4	2.2
	標準偏差	1.6	1.3	2.3	1.5
現職入職時配偶者					
未婚	%	78.4	75.3	39.9	16.5
正規配偶者	%	3.9	20.5	9.4	71.9
非正規配偶者	%	3.4	1.9	15.9	6.3
無職配偶者	%	12.6	0.7	30.5	1.5
現在親同居	%	49.0	58.7	19.7	49.3
現職入職時 6 歳以下子供	%	35.7	19.5	28.8	39.6
前職非正規	%	44.1	24.2	8.8	42.8

表 3.5: 賃金制度と転職希望（記述統計）

		男性労働者	
		若年	中高年
現職成果主義	%	48.7	63.6
現職外資系	%	3.2	3.7
現職入職時配偶者			
未婚	%	52.4	10.4
有職配偶者	%	15.2	39.3
無職配偶者	%	29.3	43.4
現在親同居	%	35.7	18.5
現在 6 歳以下子供	%	34.7	28.1
現職非正規	%	18.1	7.1

表 3.6: 現在と過去の有効求人倍率が転職行動に与える影響（全説明変数）

	若年（34 歳以下）		中高年 (35 歳以上)	
離職ハザード率	男性	女性	男性	女性
前職入職時有効求人倍率	-0.737	-0.595	0.077	-0.663
	[5.45]***	[3.81]***	[1.12]	[4.73]***
現職入職時有効求人倍率	0.764	0.143	0.768	0.263
	[6.13]***	[0.48]	[9.66]***	[1.73]*
転職回数	-0.702	-0.543	-3.356	-3.294
	[10.10]***	[8.50]***	[15.07]***	[14.16]***

現職入職時配偶者（未婚）				
正規配偶者	-0.420	-0.409	-0.937	-0.323
	[2.42]**	[3.02]***	[6.46]***	[2.00]**
非正規配偶者	-0.449	-0.263	-1.411	-0.080
	[2.06]**	[0.78]	[9.56]***	[0.32]
無職配偶者	-0.594	0.101	-1.433	0.581
	[3.07]***	[0.20]	[10.88]***	[0.95]
現在親同居	-0.043	-0.290	-0.202	0.109
	[0.49]	[3.19]***	[2.12]**	[0.83]
現職入職時 6 歳以下子供	-0.168	0.153	0.349	0.105
	[0.86]	[1.12]	[2.85]***	[0.88]
前職非正規	0.298	0.206	0.216	-0.029
	[2.74]***	[1.90]*	[1.34]	[0.13]
経験年数	0.225	0.075	0.071	-0.025
	[5.04]***	[1.81]*	[1.73]*	[0.44]
経験×経験	-0.014	-0.009	-0.003	0.000
	[5.87]***	[3.90]***	[3.35]***	[0.38]
現職企業規模（30 人未満）				
30～99 人	0.078	0.186	0.098	-0.047
	[0.64]	[1.64]	[0.76]	[0.27]
100～499 人	0.116	0.125	-0.057	-0.037
	[1.06]	[1.17]	[0.50]	[0.24]
500 人以上	0.140	0.005	-0.125	-0.001
	[1.13]	[0.05]	[1.04]	[0.01]
現職職種（サービス）				
保安・警備	0.474	-0.603	0.079	
	[1.34]	[0.60]	[0.23]	
農林漁業			-0.770	
			[1.48]	
運輸・通信	0.018	-0.579	0.115	-0.301
	[0.08]	[0.99]	[0.55]	[0.30]
生産工程・労務	0.151	0.230	-0.008	0.085
	[1.20]	[1.17]	[0.05]	[0.32]
管理	-0.669	-0.051	-0.783	-0.984
	[1.91]*	[0.15]	[4.26]***	[1.81]*
事務	-0.191	-0.178	-0.375	-0.097
	[1.14]	[1.66]*	[2.34]**	[0.66]
営業	0.225	-0.080	-0.010	0.090
	[1.58]	[0.38]	[0.06]	[0.19]
専門・技術	-0.071	-0.236	-0.175	-0.236
	[0.59]	[2.16]**	[1.29]	[1.48]
学歴（中卒）				

高卒	-0.271	0.113	-0.234	0.536
	[1.42]	[0.39]	[0.91]	[1.26]
短大卒	0.063	0.023	-0.330	0.801
	[0.30]	[0.08]	[1.19]	[1.84]*
大卒	-0.185	0.047	0.000	0.795
	[0.83]	[0.15]	[0.00]	[1.72]*
大学院卒	-0.095	-0.043	0.129	0.126
	[0.29]	[0.07]	[0.40]	[0.11]
中退経験あり	0.134	0.246	-0.117	1.194
	[1.00]	[1.26]	[0.74]	[2.35]**
地域（首都圏）				
関西	0.025	-0.079	0.296	-0.145
	[0.21]	[0.54]	[2.51]**	[0.80]
東海	0.176	0.130	-0.224	0.335
	[1.34]	[0.83]	[1.75]*	[2.01]**
サンプル数	2035	2014	2027	1246

括弧内は z 値の絶対値　* 10 %有意; ** 5 %有意; *** 1 %有意

表 3.7: 賃金制度と転職希望（全説明変数）

	若年（34 歳以下）		中高年（35 歳以上）	
	現職に不満	転職を希望	現職に不満	転職を希望
	dPr(2)/dx	dP/dx	dPr(2)/dx	dP/dx
現職成果主義	-0.091	-0.029	0.110	-0.011
	[2.45]**	[1.72]*	[3.14]***	[0.78]
現職外資系	-0.265	0.020	-0.171	0.063
	[2.63]***	[0.46]	[1.99]**	[1.84]*
現在配偶者（未婚）				
有職配偶者	-0.104	-0.042	-0.129	-0.027
	[1.66]*	[1.48]	[2.21]**	[1.23]
無職配偶者	-0.091	-0.053	-0.205	-0.048
	[1.27]	[1.68]*	[3.39]***	[2.05]**
現在親同居	0.030	-0.030	-0.067	-0.013
	[0.69]	[1.51]	[1.59]	[0.80]
現在 6 歳以下子供	0.026	0.027	0.079	0.024
	[0.42]	[1.00]	[1.77]*	[1.40]
現職非正規雇用	0.227	0.266	0.272	0.272
	[4.22]***	[11.01]***	[4.08]***	[9.80]***
現職企業規模（30 人未満）				
30〜99 人	0.211	0.066	-0.039	-0.015
	[3.89]***	[2.69]***	[0.70]	[0.68]
100〜499 人	0.211	0.057	-0.077	-0.026
	[4.18]***	[2.50]**	[1.59]	[1.42]
500 人以上	-0.129	-0.083	-0.399	-0.114

	[2.46]**	[3.50]***	[8.37]***	[6.28]***
現職職種（サービス）				
保安・警備	-0.666	-0.217	-0.260	-0.052
	[3.94]***	[2.85]***	[1.93]*	[0.99]
農林漁業	-0.484	-0.209	0.409	0.027
	[1.19]	[1.13]	[0.82]	[0.15]
運輸・通信	0.013	0.006	0.119	0.053
	[0.15]	[0.16]	[1.40]	[1.56]
生産工程・労務	0.099	-0.070	0.101	-0.004
	[1.58]	[2.47]**	[1.39]	[0.16]
管理	-0.297	-0.115	-0.350	-0.036
	[2.70]***	[2.35]**	[5.03]***	[1.34]
事務	-0.211	-0.142	-0.163	-0.034
	[2.97]***	[4.48]***	[2.20]**	[1.18]
営業	-0.002	-0.042	-0.070	0.048
	[0.03]	[1.33]	[0.88]	[1.55]
専門・技術	-0.185	-0.048	-0.260	-0.017
	[3.32]***	[1.90]*	[3.88]***	[0.67]
経験年数	0.031	-0.018	0.022	-0.005
	[1.90]*	[2.51]**	[1.41]	[0.80]
経験×経験	-0.001	0.001	0.000	0.000
	[1.06]	[1.25]	[1.49]	[0.38]
学歴（中卒）				
高卒	0.111	0.042	-0.039	0.020
	[1.22]	[1.02]	[0.45]	[0.57]
短大卒	0.062	0.063	0.005	0.037
	[0.62]	[1.41]	[0.05]	[0.94]
大卒	0.019	0.041	0.061	0.035
	[0.18]	[0.88]	[0.65]	[0.93]
大学院卒	0.123	0.096	-0.241	0.004
	[0.86]	[1.53]	[1.84]*	[0.08]
中退経験あり	0.055	0.079	0.032	0.117
	[0.81]	[2.59]***	[0.48]	[4.37]***
地域（首都圏）				
関西	-0.042	-0.005	0.014	-0.018
	[0.75]	[0.20]	[0.27]	[0.92]
東海	-0.038	-0.038	0.102	-0.042
	[0.71]	[1.54]	[1.98]**	[2.08]**
サンプル数	4118	4214	5265	5368
擬似 R2	0.025	0.067	0.036	0.054

括弧内は z 値の絶対値　* 10 %有意; ** 5 %有意; *** 1 %有意

第4章　初職就業形態と労働者の長期的パフォーマンス

4.1　はじめに

学卒時点における景気や労働市場の需給状態が，その後の労働者の労働市場におけるパフォーマンスに長期的な影響を与えるという「世代効果」が存在することはよく知られた事実である．不景気時に入職した労働者は，その後長期的に転職率が高く (太田, 1999; 黒澤・玄田, 2001)，賃金が低く (猪木・大竹, 1997)，また結婚においても不利な状況を強いられる (樋口, 2000; 酒井・樋口, 2005) ことが観察されている[1]．また，この効果は，職業選択の機会が新卒者に集中し，その後も世代ごとに昇進等の処遇を行うわが国において強く観察される（玄田 2001）．とりわけ，近年では「失われた 10 年」の時期に労働市場に参入した若年労働者の不安定就労が長期化するという，いわゆる「年長フリーター問題」が顕在化していることから，初職が非正規雇用であった場合に，その後も非正規雇用であり続ける確率が高くなるか，という視点での議論も蓄積されつつある (三谷, 2001; 酒井・樋口, 2005).

初職が非正規雇用であった場合に，その後も非正規雇用であり続けるという現象を説明する理論として，第一に，初職が非正規雇用であった労働者は，労働者側にも企業側にも，人的資本を蓄積するインセンティブが弱く，経験年数による生産性の上昇が小さいと考えられること (Phelps, 1972)，第二に，労働者自身の生産性とは無関係に，初職の選択に失敗したという事実自体が，悪いシグナル (stigma) を発生させてしまうこと (Piore, 1971; Omori, 1997)，などを挙げることができる．

一方で，初職就業形態と現職就業形態の正の相関は，以上のような因果的関係だけではなく，労働者の能力が非正規労働に適している，または労働者自身が非正規雇用を選好しているといった場合にも生じうる．すなわち観察できない労働者の能力や選好の相違が，初職就業形態と現職就業形態の間に見せかけの相関を生む可能性がある．

[1]太田・玄田・近藤 (2007) は世代効果に関するわが国の主要な論文をまとめている．

計量分析では，この労働者の観察できない能力による内生性の問題を操作変数法によりコントロールし，見せかけの相関を消滅させた上で，因果関係が存在することを主張することになる．米国では Neumark (2002) 等の研究があり，我が国では Kondo (2007) が検証を行っている．それらの研究の成果として，内生性の問題を排除してもなお，初職就業形態と現職就業形態の間には正の相関が存在することが示された．このことは個人の能力や選好に関係なく，ある労働者の初職を強制的に非正規雇用にしてみたところ，そのことだけが原因で将来も非正規雇用であり続ける確率が高まることを示している．

ところで，Neumark，Kondo はともに操作変数として初職入職時の有効求人倍率を採用しているが，これが操作変数として適切であるかという問題がある．ここでの操作変数は観察できない労働者固有の性質と無相関であることが望ましい．しかし，初職入職時の有効求人倍率は次の経路で，労働者固有の性質と関係している可能性がある．すなわち，有効求人倍率が小さいときには，正規非正規の如何を問わず，ある程度の能力がなければ雇用されないということである．もしこのことが事実であるとすれば，有効求人倍率が低いほど，サンプル内の労働者の観察できない能力が高いことになり，操作変数と労働者固有の性質との間に相関関係が発生する．また有効求人倍率が低いときに入職した労働者は，能力が高いために，初職の就業形態を問わず，状況さえ改善すれば後に正規化する可能性が高い．このことは，初職入職時の有効求人倍率が，初職の就業形態を経由せずに，現職の就業形態に直接影響する経路が存在することを示している．

以上の問題が深刻なものであるとすれば，初職入職時の有効求人倍率を操作変数として選択することは不適切である．無論 Kondo はそのような場合をも想定して，操作変数のセットをいろいろと試行錯誤し，最適な操作変数を選択するための丁寧な議論を展開している．しかしながら，最適な操作変数は，観察されない労働者固有の性質と相関してはならず，かつ初職の就業形態と相関しなければならない．初職入職時の有効求人倍率を操作変数に入れると前者が満たされず，入れなければ後者が満たされないという二律背反の状況に陥り，最適な操作変数の選択は非常に困難である．

本稿は，このような状況の下，新たに「非自発的非正規雇用」の概念を導入することで，当初の内生性の問題が軽減されることを示す．これは内生性の問題はもちろん重要であるが，適切な操作変数を見つけることが困難という状況における代替的な手法

の提案である．当初の内生性の問題は，能力が向いているか選好しているかの理由で，非正規就労を自発的に継続している労働者が存在することによって生じている．そこで労働者に直接，非正規就労が自発的な選択であったかどうかを尋ねた結果を利用してデータを修正するという発想である．なお，いずれの方法により内生性の問題に対処したとしても，初職の就業形態と現職の就業形態の間に正の相関関係が存在するという，最終的な結論には変化がないことが示される．

本稿の構成は，以下の通りである．2 節では，Kondo が指摘した内生性の問題と操作変数法による対処を概観する．その中で操作変数の選択が適切ではなかったために，新たなバイアスの問題が生じた可能性を指摘する．3 節では，「非自発的非正規雇用」の概念を用いた代替的な手法を提案し，その方法による推計結果を紹介する．4 節は，本稿で得られた結果をまとめる．

4.2 内生性の問題

4.2.1 内生性の指摘

初職の就業形態が，現職の就業形態に影響を与えるかどうかを確認する実証分析において，以下のような内生性の問題が発生することが Kondo (2007) において指摘されている．

y_{1i} を労働者 i の現職の就業形態であるとする．$y_{1i} = \{0, 1\}$ であり，非正規雇用である場合に 1，正規雇用である場合に 0 をとるとする．同様に y_{0i} を労働者 i の初職の就業形態であるとする．次の回帰式を考える．

$$y_{1i} = \beta y_{0i} + u_i \tag{4.1}$$

被説明変数が二値変数であるので，実際の推定では線形回帰式を用いるわけではないが，ここでは内生性の説明が目的であるので，表記の簡単化のために線形回帰式を用いる．あるいは y_{1i}, y_{0i} を潜在変数，すなわちこれらが大きいと非正規雇用である確率が高まるような変数と解釈しても差し支えない．また，実際の推定では初職就業形態以外の説明変数も導入するが，ここでは省略した．

我々の目的は (4.1) を回帰して $\beta \neq 0$ を示すことにより，初職の就業形態が現職の就業形態に影響を与えると主張することである．一方で，y_{0i} と y_{1i} の両方に影響を与

えるような，観察できない労働者固有の性質 W_i が存在し，真のモデルが次のようであった場合を考える．

$$y_{1i} = \beta y_{0i} + \underbrace{\alpha_1 W_i + e_i}_{u_i} \tag{4.2}$$

$$y_{0i} = \alpha_0 W_i + v_i \tag{4.3}$$

このとき，y_{0i} と u_i はともに W_i の関数であるから，W_i の存在を無視して (4.1) を推定するならば，説明変数と誤差項の間の相関，すなわち内生性の問題（omitted variable bias）を生じる．このような観察できない労働者固有の性質 W_i としては，非正規労働に適合した能力をもっていることや，非正規雇用を選好していることを考えることができる．たとえば労働者が非正規雇用を選好している場合，y_{0i} と y_{1i} がともに 1 である確率が高まり，β の推定値はこのことを考慮しない場合に正のバイアスを受ける．このとき y_0 と y_1 の正の相関は y_0 から y_1 への因果関係を意味しない．特に近年，若年労働者が労働市場で長期的に不安定かつ低い賃金の非正規雇用を強いられているのではないかという文脈において，若年労働者は非正規雇用を自らすすんで選択しているのではないか，職業意識が低下しているのではないか，という解釈を排除することができない．以上が Kondo が指摘した内生性の問題である．

4.2.2 操作変数法による解決

内生性の問題が生じた場合の対応は，操作変数法を用いることである．推定式が非線形である場合には，若干の工夫が必要であるが[2]，議論の本筋とは関係が無いので線形回帰式を用いた説明を継続する．操作変数法では，まず次の性質を持つ操作変数 Z を探す．

$$E(Z'y_0) \neq 0,\ E(Z'u) = 0$$

[2]一段階目の推定の当てはまり具合が，二段階目の誤差項の分布（特に分散）に影響を与えるという操作変数法の性質が，誤差項の分布を特定化するという probit 分析 や logit 分析の手法と矛盾を生じることによる．このため，非線形の推定式を含む場合の操作変数法は，一段階目で得られた誤差の分散の推定値を二段階目の推定式に取り入れ，一段階目と二段階目の誤差項間の相関を調整する（二段階目の誤差項の分布の形状も合わせて推計する）必要がある．

Z をもちいて，(4.1) より，一致推定量 $\hat{\beta}_{IV}$ を得ることができる．

$$Z'y_1 = \beta Z'y_0 + Z'u$$

$$\hat{\beta}_{IV} = (Z'y_0)^{-1}(Z'y_1)$$

Kondo (2007) の前半部分では操作変数として，初職入職時の有効求人倍率が提案されているが，これを用いた操作変数法によって修正されたバイアスは，先に予想した正のバイアスとは逆方向の結果であった (Kondo, 2007, Table: 2)．本稿でも，Kondo の手法に従い，別のデータセットを用いて結果を追認してみたが，予想とは逆方向にバイアスを修正することが再確認された（表 4.1）．なお，本稿で用いたデータセットと推計手法についての詳細は次節で述べる．

内生性を考慮しない場合の β の推定値は 2.08 であるが，これは正のバイアスを伴っていると考えられる．操作変数法によりこのバイアスを修正すれば推定値が低下することが予想されるが，逆に 2.39 へと増加している．操作変数法を用いる以上，推定量の分散が拡大することはやむを得ない．したがって，バイアスが逆方向に修正されたことが，統計的に意味を持つものかどうかの判断は困難であるが，別のデータセットを用いても，バイアスが予想と逆方向に修正された以上，この結果は偶然ではない可能性が高い．

4.2.3 適切な操作変数の選択

予想とは逆方向にバイアスが修正された原因として，操作変数として初職入職時の有効求人倍率を選択したことが適切ではなかったことが考えられる．適切な操作変数は既に述べたように，$E(Z'y_0) \neq 0$ と $E(Z'u) = 0$ を同時に満たす必要がある．$E(Z'y_0) \neq 0$ については，初職の就業形態は明らかに初職入職時点の有効求人倍率に依存すると考えられるので問題はない．実際，初職が非正規雇用であることと，そのときの有効求人倍率の相関係数は，本稿で用いたデータで -0.14 であり，単回帰分析でも 1% 有意で負であった．有効求人倍率が低いときに入職すると非正規雇用になる確率が高まるという結果である．

あとは $E(Z'u) = 0$ が成立していない可能性である．労働者固有の性質 u に含まれる要素のうち，居住地域および初職入職年を固定した下での労働者固有の性質と有効求人倍率との間には相関はない．なぜなら，有効求人倍率はマクロ変数であり，居住

表 4.1: 操作変数法による解決（一部抜粋）

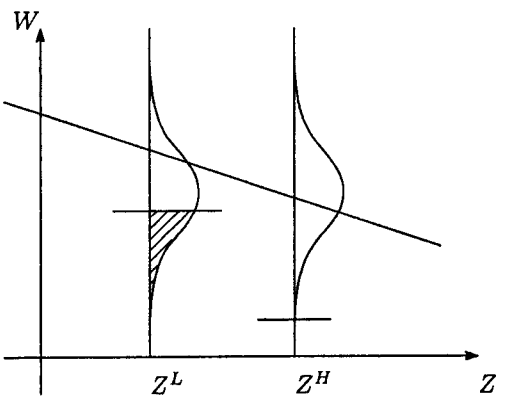
現職就業形態	現職非正規（y_1）	
	logit	IV-logit
初職非正規	2.082	2.392
	[30.51]***	[20.66]***
経験年数	-0.760	-0.728
	[6.74]***	[6.39]***
学歴（中卒）		
高卒	-0.008	0.005
	[0.07]	[0.04]
短大卒	-0.127	-0.092
	[0.95]	[0.69]
大卒	-0.185	-0.141
	[1.31]	[1.00]
大学院卒	-0.217	-0.128
	[0.74]	[0.44]
中退経験あり	-0.083	-0.165
	[0.81]	[1.55]
現在配偶者（未婚）		
有職配偶者	0.207	0.198
	[2.62]***	[2.51]**
無職配偶者	-1.007	-1.008
	[8.71]***	[8.73]***
女性	1.418	1.423
	[22.57]***	[22.59]***
誤差相関係数		0.127
		[3.34]***
サンプル数	13535	13535
疑似 R2	0.28	0.28
初職非正規（限界効果）	0.340	0.410
	[22.79]***	[15.62]***

括弧内は z 値の絶対値　* 10 %有意; ** 5 %有意; *** 1 %有意
その他の説明変数：現職企業規模（4 区分），現職職種（9 区分）
経験年数の二乗，親同居ダミー，6 歳以下子供ダミー，地域ダミー

地域と初職入職年を固定した下では全労働者について一定のものが採用されているからである．

したがって，残る問題は，居住地域と初職入職年が異なることによって変化する労働者の性質と有効求人倍率との相関である．有効求人倍率が低い年には，正規非正規のいかんを問わず，就職するには高い能力が必要であると仮定しよう．このとき，有効求人倍率が低い年に入職した労働者は能力が平均的に高いことになり，有効求人倍率と労働者の固有の能力の間に負の相関が生じる．図 4.1 はこれを図解したものである．W 上に観察できない労働者の能力が分布しており，この分布は入職年または世代によって変化しないとしよう．しかし，有効求人倍率が高いとき Z^H にはほぼ全ての労働者が入職できるのに対して，有効求人倍率が低いとき Z^L には能力の低い斜線部分の労働者が入職できないことが原因で，Z と W の間に負の相関が生じている．

図 4.1: 有効求人倍率と労働者の能力の負の相関



このような問題が深刻なものであるとすれば，初職入職時の有効求人倍率は操作変数として不適切である．以下では，この不適切な操作変数を用いて操作変数法を強行したときにどのような問題が生じるかを見る．

W_i を観察できない労働者の能力と考えよう．

$$y_{1i} = \beta y_{0i} + \underbrace{\alpha_1 W_i + e_i}_{u_i}$$

$$y_{0i} = \alpha_0 W_i + v_i$$

能力 W_i が高いほど正規雇用である確率が高いと考えられるので，$\alpha_1 < 0, \alpha_0 < 0$ が

予想される．さらに次の関係を仮定する．

$$W_i = \gamma Z_i + \eta_i$$

ここで Z は有効求人倍率であり，有効求人倍率が低いほど，能力が高い労働者が就職していること ($\gamma < 0$) を仮定する．この式は図 4.1 の関係を表す．このとき u は Z の関数である W を含み，$E(Z'u) = 0$ が満たされないので Z は操作変数として適切ではないが，この Z をもちいて操作変数法を強行すれば，

$$\begin{aligned} Z'y_1 &= \beta Z'y_0 + Z'u \\ \tilde{\beta} &= (Z'y_0)^{-1}(Z'y_1 - Z'u) \\ &= \underbrace{(Z'y_0)^{-1}(Z'y_1)}_{\hat{\beta}_{IV}} \underbrace{-\alpha_1\gamma(Z'y_0)^{-1}(Z'Z)}_{\text{bias}} \end{aligned}$$

となる．適切な操作変数を用いれば右辺のバイアス部分はゼロであり，推定量 $\tilde{\beta}$ は一致推定量 $\hat{\beta}_{IV}$ に等しいが，操作変数が適切でなければ推定量 $\tilde{\beta}$ はバイアスを受ける．バイアスを修正するために操作変数法を用いても，操作変数の選択が適切でなければその操作変数自体が新たなバイアスの発生源となってしまう．

このときのバイアスの方向について，$Z'Z$ の部分は二次形式であるので常に正，$\alpha_1\gamma$ の符号は仮定より正，また $(Z'y_0)^{-1}$ の符号は Z と y_0 の相関関係に依存し，有効求人倍率が低いときに非正規雇用である確率が高まるので負である．以上より，最終的にバイアス部分の符号は正であり，不適切な操作変数を用いた場合の推定値 $\tilde{\beta}$ は過大である．これが大きすぎる推定値の原因となった可能性がある．

有効求人倍率が低いほど，労働市場に参入する労働者の能力が高く，彼らは初職の就業形態を問わず，最終的には正規化する可能性が高い．このことは Z が y_0 を経由せずに，y_1 に直接影響する経路が存在することを示唆する．このとき，初職入職時の有効求人倍率は操作変数として不適切である．太田 (1999)，黒澤・玄田 (2001) および小葉 (2007) は，有効求人倍率が低いことが将来の転職率を高めると指摘しているが，このことはここでの結果に矛盾しない．有効求人倍率が低いときに就業した労働者は，能力が高いにもかかわらず，不本意な形で非正規就労していることが予想され，転職を繰り返してやがては正規化すると予想される．

4.3 代替的な方法

Kondo (2007) の後半部では，操作変数の選択が不適切であった可能性も想定され，操作変数のセットをさまざまに組み合わせて同様の推定を行うという丁寧な分析が試みられている．しかしながら，適切な操作変数は $E(Z'y_0) \neq 0$ と $E(Z'u) = 0$ を同時に満たす必要があり，

- Z に初職就業時の有効求人倍率を用いると $E(Z'u) = 0$ が満たされない．
- しかし Z に初職就業時の有効求人倍率を用いなければ $E(Z'y_0)$ がゼロに近づく．一段階目の推定の当てはまりが悪いために，推定値の分散が非常に大きくなる．(Weak IV の問題)

という二律背反の状況に直面し，最終的な解決には至っていない．このことから，この問題に関する限り，適切な操作変数を選択することは非常に困難であると言えよう．

4.3.1 「非自発的非正規雇用」の導入

ところで，一見安直な方法ではあるが，Kondo が指摘した内生性の問題を軽減する代替的な手法が存在する．それは，W_i に含まれる変数の影響をあらかじめ y_{1i} や y_{0i} から取り除くことである．Frisch-Waugh-Lovell の定理（以下，FWL 定理）より，y_{1i} と y_{0i} から W_i の影響を取り除いた後に，残差どうしの回帰を行えば，元の式と同じ係数が得られることが知られている．ところが，この手法を適用することは一見不可能に思われる．なぜなら，W_i が「観察できない」労働者固有の性質であるからこそ，内生性の問題が生じたのであって，W_i の影響を取り除けるのであれば，そもそも元の問題自体が生じないからである．

FWL 定理によれば，

$$y_{1i} = \beta y_{0i} + \alpha_1 W_i + e_i \tag{4.4}$$

の推定にあたり，まずは y_{1i} と y_{0i} を W_i に回帰する．

$$y_{1i} = \gamma_1 W_i + \varepsilon_{1i} \tag{4.5}$$

$$y_{0i} = \gamma_0 W_i + \varepsilon_{0i} \tag{4.6}$$

この推定は実際には W_i が観察できないために不可能である．しかし，これができたとして推定値 $\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_0$ を得たとしよう．$\tilde{y}_{1i} = y_{1i} - \hat{\gamma}_1 W_i$，$\tilde{y}_{0i} = y_{0i} - \hat{\gamma}_1 W_i$ を定義し，次の回帰式を考える．

$$\tilde{y}_{1i} = \beta \tilde{y}_{0i} + \tilde{e}_i \tag{4.7}$$

この式を回帰して得られる推定量 $\tilde{\beta}$ は (4.4) を回帰して得られる $\hat{\beta}$ に等しい．

問題は W_i が観察できないために (4.5) と (4.6) の推定ができない点にある．しかし，$\tilde{y}_{1i}$ と $\tilde{y}_{0i}$ を意味する代理変数を選択することができれば，W_i が観察できなくても，(4.7) の推定は可能であり $\hat{\beta}$ を得ることができる．$\tilde{y}_i$ が意味するのは，非正規就労している労働者のうち，能力がそれに適している，または選好している等の理由で非正規就労を選択した者を抜いたものである．この概念にあたるものとして，三谷 (2001) の「非自発的非正規雇用」の概念をあげることができる．この概念は，非正規雇用で働く労働者のうち，その雇用形態の選択が自発的ではないと回答した者，であり，$\tilde{y}_i$ の概念に近いと考えられる．能力が適していたからか選好していたからかを問わず，自ら進んで非正規雇用を選択した労働者は除かれている．また，この種のデータは一般に利用可能である[3]．

当初の内生性の問題は，能力がそれに適している，または選好している等の理由で，自らすすんで非正規就労を継続している可能性があり，そのために初職就業形態と現職就業形態の相関が正になりやすくなるという問題であった．そこで，非正規雇用を継続している労働者に，その選択が自発的なものであるのかどうかを直接尋ね，そうであった人の評価を変更すればよいというのが，ここでの発想である．具体的には，現職と初職の両方が非正規雇用である（非正規就労を継続している）労働者のうち，現在の就業形態に満足していると回答した労働者について，初職と現職の非正規雇用ダミーをオフにした推計を行う．

厳密には，ここで排除すべき労働者とは，非正規雇用を継続し，かつ「継続していることに満足している」労働者である．一方ここでは，非正規雇用を継続し，かつ「現在非正規雇用であることに満足している」労働者を排除しており，若干定義上のずれがある点は否めない．初職入職時には不本意な理由で非正規雇用に就いたものの，途

[3]たとえば「世代効果」の分析で最近用いられている労働力調査の個表データでは，「転職および追加的就業希望の有無」「就業時間増減希望の有無」という質問項目があり，この結果を用いて労働者の就業選択が自発的かどうかの判断を行うことができる．

中で気が変わって，現在では非正規雇用であることに満足している労働者が存在するかもしれないが，本稿の分析では，彼らははじめから非正規雇用に満足していたと解釈される．残念ながらデータの制約上，途中で労働者の気が変わったことを追跡することは不可能である．よって，労働者の能力が非正規雇用に向いているかどうか，非正規雇用を選好しているかどうかは，労働者個人の生来的な性質であり，途中で変化しないことを仮定する．

4.3.2 データ

分析には，リクルートワークス研究所が収集した「ワーキングパーソン調査，2002」を用いる．調査対象は首都圏・関西圏・東海圏で就業している 18 歳から 59 歳の男女であり，全サンプル数は 17,105 人である．欠損値を含むサンプルを排除した結果，最終的に分析に用いたサンプル数は 13,535 人であった．初職入職時の有効求人倍率については当該データセットには含まれないので，各労働者について居住地（首都圏・関西圏・東海圏）と初職入職時点に対応する有効求人倍率を，厚生労働省「職業安定業務統計」より得た．ただし，居住地の情報は調査時点のものしか得ることができなかったので，初職入職時点から調査時点までの間に転居した労働者がいた場合には，それを追跡することはできなかった．居住地が三区分でしか分かれていないこともあり，正確さの点で問題があるが，データの制約上この問題を解決することは不可能である．また「職業安定業務統計」を用いた有効求人倍率の遡及は 1963 年までであり，それ以前に入職した労働者は除かれている．ただし，この制約により排除されたデータは全体の 2% であり，推計結果に影響するほど大きな問題ではないと考えられる．

4.3.3 推定方法

推定式は，

$$y_{1i} = I(y_{1i}^* = \beta y_{0i} + X_i\gamma + u_{1i} > 0)$$

であり，被説明変数 y_1 は現職が非正規雇用であることを表すダミー変数である．y_1^* は潜在変数，y_0 は初職非正規雇用ダミー，X はその他の労働者の性質である．被説明変数が二値変数であるので，本稿ではロジット分析を用いた．労働者が非正規雇用であることを示すデータとして，「Q2 現職就業形態」において「正社員・正職員」と回答

した労働者を正規労働者とし，その他の就業形態を回答した労働者を非正規労働者とした．

またその就業形態の選択が自発的であるかどうかについては「Q3 あなたは Q2 でお答えいただいた現在の働き方（就業形態）に満足していますか」という設問に対して，「とても満足している」または「まあ満足している」と回答した場合を「自発的選択」とし，「あまり満足していない」または「満足していない」と回答した場合を「非自発的選択」とした．現職と初職の両方が非正規雇用である労働者のうち，現職就業形態の選択が自発的であると回答した労働者について，初職非正規雇用ダミーと現職非正規雇用ダミーの両方をオフにしたものが $\tilde{y}_i$ である．w_i を労働者が就業形態を自発的に選択したことを示すダミー変数であるとすれば $\tilde{y}_i$ の定義は次のようである．

$$\tilde{y}_{1i} = I((y_{1i} = 1) \wedge \neg(y_{0i} = 1 \wedge y_{1i} = 1 \wedge w_i = 1))$$

$$\tilde{y}_{0i} = I((y_{0i} = 1) \wedge \neg(y_{0i} = 1 \wedge y_{1i} = 1 \wedge w_i = 1))$$

$\tilde{y}_{1i} = 1$ の労働者とは，現職が非正規雇用である労働者から，初職も非正規雇用であり（つまり，非正規就労を継続しており），かつ自発的に現在の就業形態（非正規雇用）を選択した労働者を除いた労働者である．ここで除かれた労働者は，当初のバイアスの発生源と考えられていた人々である．$\tilde{y}_{1i}$ を $\tilde{y}_{0i}$ に回帰させたときの $\tilde{y}_{0i}$ の係数 β が表すのは，初職が非正規雇用である労働者のうち，（少なくとも現時点では）非正規雇用に満足していない（にもかかわらず），現職も非正規雇用である労働者の割合，ということになり，当初の目的に合致する．

4.3.4 「非自発的非正規雇用」の利用による修正結果

推定結果を表 4.2 に示した．初職が非正規雇用であることが，現職が非正規雇用であることに与える影響を比較する．表 4.2 の一列目と二列目は表 4.1 を再掲したものである．被説明変数は「y_1：現職非正規」である．一列目は内生性の問題を考慮しない場合の推計結果を表し，二列目は操作変数として初職入職時の有効求人倍率を用いた場合の推計結果を表す．内生性の問題を考慮しない場合の係数は 2.08 であるが，これはすでに述べたように観察できない労働者固有の性質により正のバイアスを受けていることが懸念される．これを修正しようとして，初職入職時の有効求人倍率を用いた操作変数法を試みたが，係数は 2.39 へと増加し，予想とは逆の方向に修正されてし

まった，というのが問題であった．そこで，FWL 定理と非自発的非正規雇用の概念を用いた場合の推計結果が三列目である．係数は 1.52 へと低下しており，内生性の問題を解決した場合にバイアスが修正される方向として予想に合致する結果を得た．

非正規雇用を選択したことが自発的か非自発的かの判断は，労働者の主観であり，データとしての信頼性に欠けることは否めない．したがって，内生性の問題を解決するための適切な操作変数の探索は続けられるべきである．しかし，操作変数の選択が困難である現状においては，「非自発的非正規雇用」の概念を用いることで，内生性の発生を軽減することができ，不適切な操作変数の導入による新たなバイアスの問題も生じない．以上より，少なくとも現時点では有効な代替的方法であると考えられる．

なお，内生性を修正するためにいずれの方法を用いたにせよ，初職が非正規雇用であった場合に現職が非正規雇用である確率が有意に高まるという結論に変化はない．このことは，労働者の中に非正規雇用を選好している者がいることや，非正規雇用に適した能力を持っている者がいることをコントロールした上でもなお，初職の就業形態と現職の就業形態との間に正の相関が存在することを示しており，この観察事実は内生性による見せかけの相関ではなく，因果関係であることを示唆する．能力や選好とは無関係に，初職が非正規雇用であるということだけが原因で将来も非正規雇用である確率が有意に高まるという結果を示している．ただし，限界効果をみれば，内生性の除去によりこの効果の重要性は低下している．初職が非正規雇用であった場合，そうではなかった場合に比べて，現職が非正規雇用である確率が 34% 増加（一列目）するが，このうち，非正規雇用に適した能力を持っていたり，非正規雇用を選好しているために自ら進んで非正規雇用を選択している労働者を除外したならば，初職が非正規雇用であることだけが原因で，現職が非正規雇用になる確率は 20% の増加（三列目）にとどまる．

4.3.5 年齢階層を分割した分析

これまで議論した内生性の問題に留意しながら，サンプルを若年労働者（34 歳以下）と中高年労働者（35 歳以上）に分けて推計した結果を表 4.3 に示す．

初職が非正規雇用であることが，現職が非正規雇用である確率を高めるという結果は，FWL 定理を用いて内生性の問題を修正した場合に，若年層では有意であるが，中高年層ではもはや有意ではない．初職入職から相当な期間が経過し，初職の就業形態

表 4.2: 「非自発的非正規雇用」の利用（一部抜粋）

現職就業形態	現職非正規 (y)		FWL 適用 ($\tilde{y}$)
	logit	IV-logit	logit
初職非正規	2.082	2.392	1.521
	[30.51]***	[20.66]***	[19.89]***
経験年数	-0.760	-0.728	-0.490
	[6.74]***	[6.39]***	[4.10]***
学歴（中卒）			
高卒	-0.008	0.005	0.206
	[0.07]	[0.04]	[1.57]
短大卒	-0.127	-0.092	0.135
	[0.95]	[0.69]	[0.96]
大卒	-0.185	-0.141	0.078
	[1.31]	[1.00]	[0.53]
大学院卒	-0.217	-0.128	0.066
	[0.74]	[0.44]	[0.21]
中退経験あり	-0.083	-0.165	-0.150
	[0.81]	[1.55]	[1.38]
現在配偶者（未婚）			
有職配偶者	0.207	0.198	0.214
	[2.62]***	[2.51]**	[2.68]***
無職配偶者	-1.007	-1.008	-0.930
	[8.71]***	[8.73]***	[7.85]***
女性	1.418	1.423	1.360
	[22.57]***	[22.59]***	[21.07]***
誤差相関係数		0.127	
		[3.34]***	
サンプル数	13535	13535	13535
疑似 R2	0.28	0.28	0.21
初職非正規（限界効果）	0.340	0.410	0.202
	[22.79]***	[15.62]***	[14.16]***

括弧内は z 値の絶対値　* 10 %有意; ** 5 %有意; *** 1 %有意

その他の説明変数：現職企業規模（4 区分），現職職種（9 区分），経験年数の二乗，親同居ダミー，6 歳以下子供ダミー，地域ダミー

が現職の就業形態に与える影響が弱まったものと考えられる．もしそうであるならば，初職が非正規雇用であったことが原因で，そこから抜け出すことができないという現在の若年層が抱える問題は，経験年数が上昇するにつれてやがて解消されることが期待できる．しかし，ここでの分析からわかることは現在の中高年層がすでに初職就業形態の呪縛から脱しているということだけであり，現在の若年層が中高年になったときに，実際に非正規雇用から離脱できるかどうかは判断できない．つまり，非正規雇用から抜け出せないという問題が，近年の労働市場にのみ存在する問題であるならば，過去の労働市場において自然解消されたという観察から，安易に現在の若年層が抱える問題も解決できると類推することは正しくない．

若年層について，初職入職時の有効求人倍率を用いた操作変数法が，わずかながらバイアスを当初の予想通りの方向に修正している．これはバイアスの修正が予想と逆であった原因が，有効求人倍率が低いときに入職した労働者の能力が高く，彼らが後に正規化することによって生じていたことを考えると，若年層では，転職するだけの十分な期間が経過していないこと，または長期不況の下で転職する機会が得られなかったことによると考えられる．言い換えれば，学卒時の有効求人倍率さえ高ければ，正規雇用に就いてしかるべきであった若年労働者が，30 台前半になってもいまだに非正規雇用から抜け出せないでいることが示唆されているとも言える．

表 4.3: 初職就業状態と現職就業状態（一部抜粋）

	若年（34 歳以下）			中高年（35 歳以上）		
	現職非正規		FWL 適用	現職非正規		FWL 適用
	logit	IV-logit	logit	logit	IV-logit	logit
初職非正規	2.277	2.173	1.767	1.174	1.552	0.294
	[28.40]***	[17.31]***	[20.16]***	[8.31]***	[4.59]***	[1.61]
経験年数	-0.272	-0.274	-0.094	3.375	3.150	4.499
	[1.61]	[1.63]	[0.53]	[0.99]	[0.92]	[1.30]
学歴（中卒）						
高卒	-0.048	-0.054	0.273	0.000	0.003	0.013
	[0.29]	[0.33]	[1.56]	[0.00]	[0.01]	[0.06]
短大卒	-0.278	-0.294	0.147	0.147	0.158	0.087
	[1.54]	[1.63]	[0.78]	[0.64]	[0.69]	[0.37]
大卒	-0.318	-0.336	0.103	0.027	0.047	0.036
	[1.64]	[1.72]*	[0.50]	[0.11]	[0.20]	[0.15]
大学院卒	-0.420	-0.457	0.032	0.217	0.220	0.275
	[1.05]	[1.14]	[0.07]	[0.48]	[0.49]	[0.60]
中退経験あり	-0.095	-0.064	-0.141	-0.203	-0.277	-0.221
	[0.72]	[0.47]	[1.03]	[1.07]	[1.39]	[1.10]
現在配偶者（未婚）						
有職配偶者	-0.085	-0.086	-0.077	0.406	0.396	0.379
	[0.70]	[0.71]	[0.62]	[3.36]***	[3.28]***	[3.10]***
無職配偶者	-2.105	-2.112	-1.984	-0.156	-0.167	-0.177
	[10.76]***	[10.78]***	[9.75]***	[0.98]	[1.05]	[1.09]***

女性	0.654	0.655	0.557	2.498	2.495	2.394
	[7.84]***	[7.86]***	[6.46]***	[24.29]***	[24.24]***	[23.13]***
誤差相関係数		-0.052			0.107	
		[1.07]			[1.23]	
サンプル数	7112	7112	7112	6414	6414	6414
疑似 R2	0.30	0.30	0.19	0.33	0.33	0.31
初職非正規（限界効果）	0.387	0.364	0.250	0.137	0.205	0.024
	[22.95]***	[13.39]***	[14.67]***	[5.98]***	[3.13]***	[1.45]

括弧内は z 値の絶対値　* 10 %有意; ** 5 %有意; *** 1 %有意

その他の説明変数：現職企業規模（4 区分），現職職種（9 区分），経験年数の二乗，親同居ダミー，6 歳以下子供ダミー，地域ダミー

4.4 まとめ

本稿では，90 年代の不景気時に労働市場に参入した若年労働者の不安定就労が長期化しているという，いわゆる「年長フリーター」問題について，初職が非正規雇用であった場合に，現職も非正規雇用になる確率が高まるかという視点からの分析を試みた．現職の就業形態を初職の就業形態に回帰するこの種の分析については，労働者の観察されない能力あるいは選好を原因とする内生性が存在するという重要な指摘が Kondo（2007）によってなされているが，実際にはこの問題を解決するための操作変数の選択は困難である．

本稿はまず，Kondo が提案した「初職入職時の有効求人倍率」を操作変数とする操作変数法について，初職入職時の有効求人倍率が低いときには，就業形態を問わず，能力がある程度高い労働者しか就職できないことが原因で，操作変数と観察できない労働者の能力に相関関係が生じる可能性を指摘した．このとき「初職入職時の有効求人倍率」は操作変数として適切ではない．本稿は，この適切ではない操作変数を用いることにより，初職の就業形態が現職の就業形態に与える効果が過大に推計されることを示した．実際，Kondo による推計およびその手法に従った本稿の追認作業において，操作変数を用いない場合に存在すると考えられていたバイアスが，予想とは逆方向に修正されるという問題が生じている．

内生性の問題はもちろん重要ではあるが，その問題を解決するための適切な操作変数を見つけることが困難という状況にあたり，本稿では「非自発的非正規雇用」の概念を用いた代替的な手法を提案した．当初の内生性の問題は，能力がそれに適している，または選好している等が原因で，非正規就労を自発的に継続している労働者が存在することによって生じている．そこで，労働者に実際に非正規就労が自発的なものかどうかを尋ねた結果を利用してデータを修正するという手法である．この代替的な手法により得られた推計値は，適切ではない操作変数の導入による新たなバイアスの問題を発生させることなしに，予想通りの方向に当初のバイアスを修正できるという性質を持っている．無論，就業形態の選択が自発的かどうかの判断は労働者の主観であり，データとしての信頼性には問題がある．そのため適切な操作変数を探索する作業は続けられるべきであるが，データ等の整備状況からそれが困難な現状においては，有効な代替案と考えられる．

推計結果として，いかなる手法を用いて内生性の問題に対応したにせよ，初職の就

業形態と現職の就業形態の間には有意な正の関係が存在していることが示された．このことは，労働者の能力や選好とは無関係に，初職が非正規雇用であることだけが原因で，現職が非正規雇用になる確率が高まることを表している．ただし，内生性の考慮によりこの効果の重要性は低下し，本稿の推計では，初職が非正規雇用であることは，将来も非正規雇用である確率を約 20% 高めるという結果であった．

本稿の推定結果は，初職の就業形態がその後の就業形態に影響するという観察事実について，それが労働者固有の能力や選好だけによるものではなく，人的資本蓄積や悪評（stigma）効果を通じた因果的関係であることを示唆している．しかし，本稿では，因果的関係が存在することを示しただけで，どのような因果的関係であるのかについての議論は行っていない．若年不安定就労の長期化について，その原因を詳細に検討することは，政策提案をする上で必須であり，今後の重要な課題である．

謝辞

本稿の分析にあたっては，東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター SSJ データアーカイブから「ワーキングパーソン調査，2002（リクルートワークス研究所）」の個票データの提供を受けました．記して感謝いたします．

付録

表 4.4: 主要変数についての記述統計

初職就業形態		非正規	正規
現職非正規比率	%	35.3	13.0
経験年数	平均	2.05	2.51
	標準偏差	0.90	0.84
学歴			
中卒	%	9.5	3.6
高卒	%	46.6	35.1
短大卒	%	22.5	24.6
大卒	%	19.9	34.3
大学院卒	%	1.5	2.4
中退経験	%	22.7	5.4
現在配偶者			
未婚	%	57.6	33.9
有職配偶者	%	21.3	34.2
無職配偶者	%	18.6	27.8
女性	%	31.0	31.7

表 4.5: y と $\tilde{y}$ の比較

(%)		y_0 初職		(%)		$\tilde{y}_0$ 初職	
		0:正規	1:非正規			0	1
y_1 現職	0:正規	74.8	6.2	$\tilde{y}_1$ 現職	0	78.7	6.2
	1:非正規	11.7	7.3		1	11.7	3.4

表 4.6: 全説明変数による推計結果（1）全サンプル

現職就業形態	現職非正規（y）		FWL 適用（$\tilde{y}$）
	logit	IV-logit	logit
初職非正規	2.082	2.392	1.521
	[30.51]***	[20.66]***	[19.89]***
経験年数	-0.760	-0.728	-0.49
	[6.74]***	[6.39]***	[4.10]***
学歴（中卒）			
高卒	-0.008	0.005	0.206
	[0.07]	[0.04]	[1.57]
短大卒	-0.127	-0.092	0.135
	[0.95]	[0.69]	[0.96]
大卒	-0.185	-0.141	0.078

	[1.31]	[1.00]	[0.53]
大学院卒	-0.217	-0.128	0.066
	[0.74]	[0.44]	[0.21]
中退経験あり	-0.083	-0.165	-0.150
	[0.81]	[1.55]	[1.38]
有職配偶者	0.207	0.198	0.214
	[2.62]***	[2.51]**	[2.68]***
無職配偶者	-1.007	-1.008	-0.930
	[8.71]***	[8.73]***	[7.85]***
女性	1.418	1.423	1.360
	[22.57]***	[22.59]***	[21.07]***
親同居	-0.035	-0.044	-0.034
	[0.56]	[0.69]	[0.53]
現在6歳以下子供	-0.027	-0.021	0.027
	[0.34]	[0.26]	[0.34]
経験×経験	0.258	0.260	0.221
	[9.12]***	[9.17]***	[7.52]***
現職企業規模（30人未満）			
30～99人	-0.099	-0.088	-0.106
	[1.36]	[1.22]	[1.43]
100～499人	-0.357	-0.336	-0.319
	[5.03]***	[4.71]***	[4.39]***
500人以上	-0.659	-0.625	-0.697
	[8.69]***	[8.18]***	[8.77]***
現職職種（サービス）			
保安・警備	-0.598	-0.597	-0.686
	[2.17]**	[2.17]**	[2.20]**
農林漁業	-1.000	-1.011	-1.750
	[1.36]	[1.38]	[1.59]
運輸・通信	-0.684	-0.665	-0.563
	[5.08]***	[4.94]***	[4.04]***
生産工程・労務	-0.457	-0.450	-0.336
	[5.19]***	[5.10]***	[3.73]***
管理	-2.633	-2.617	-2.550
	[12.83]***	[12.79]***	[11.79]***
事務	-1.358	-1.337	-1.198
	[16.42]***	[16.10]***	[14.27]***
営業	-1.937	-1.893	-1.731
	[12.95]***	[12.70]***	[11.32]***
専門・技術	-0.975	-0.970	-0.889
	[13.30]***	[13.18]***	[11.81]***

誤差相関係数		0.127	
		[3.34]***	
定数項	-1.011	-1.200	-1.847
	[5.57]***	[6.28]***	[9.66]***
サンプル数	13535	13535	13535
疑似 R2	0.28	0.28	0.21

括弧内は z 値の絶対値　* 10 %有意; ** 5 %有意; *** 1 %有意

表 4.7: 全説明変数による推計結果（2）若年労働者

現職就業形態	現職非正規（y）		FWL 適用（$\tilde{y}$）
	logit	IV-logit	logit
初職非正規	2.277	2.173	1.767
	[28.40]***	[17.31]***	[20.16]***
経験年数	-0.272	-0.274	-0.094
	[1.61]	[1.63]	[0.53]
学歴（中卒）			
高卒	-0.048	-0.054	0.273
	[0.29]	[0.33]	[1.56]
短大卒	-0.278	-0.294	0.147
	[1.54]	[1.63]	[0.78]
大卒	-0.318	-0.336	0.103
	[1.64]	[1.72]*	[0.50]
大学院卒	-0.420	-0.457	0.032
	[1.05]	[1.14]	[0.07]
中退経験あり	-0.095	-0.064	-0.141
	[0.72]	[0.47]	[1.03]
有職配偶者	-0.085	-0.086	-0.077
	[0.70]	[0.71]	[0.62]
無職配偶者	-2.105	-2.112	-1.984
	[10.76]***	[10.78]***	[9.75]***
女性	0.654	0.655	0.557
	[7.84]***	[7.86]***	[6.46]***
親同居	-0.071	-0.067	-0.073
	[0.84]	[0.80]	[0.84]
現在 6 歳以下子供	0.510	0.515	0.521
	[4.09]***	[4.11]***	[4.16]***
経験×経験	0.072	0.068	0.069
	[1.25]	[1.16]	[1.14]
現職企業規模（30 人未満）			
30〜99 人	-0.061	-0.064	-0.067
	[0.64]	[0.68]	[0.69]

100〜499 人	-0.454	-0.464	-0.394
	[4.54]***	[4.62]***	[3.79]***
500 人以上	-0.450	-0.465	-0.517
	[4.28]***	[4.38]***	[4.58]***
現職職種（サービス）			
保安・警備	-0.493	-0.497	-0.428
	[1.26]	[1.26]	[1.01]
農林漁業	-1.247	-1.254	
	[1.32]	[1.33]	
運輸・通信	-0.683	-0.693	-0.521
	[3.52]***	[3.56]***	[2.58]***
生産工程・労務	-0.460	-0.465	-0.298
	[3.83]***	[3.86]***	[2.44]**
管理	-3.133	-3.150	-2.563
	[5.78]***	[5.80]***	[4.85]***
事務	-1.466	-1.479	-1.296
	[12.91]***	[12.94]***	[10.92]***
営業	-2.463	-2.486	-2.248
	[10.22]***	[10.25]***	[8.64]***
専門・技術	-0.937	-0.940	-0.852
	[9.93]***	[9.97]***	[8.69]***
誤差相関係数		-0.052	
		[1.07]	
定数項	-0.716	-0.653	-1.600
	[3.19]***	[2.82]***	[6.84]***
サンプル数	7112	7112	7112
疑似 R2	0.30	0.30	0.19

括弧内は z 値の絶対値　* 10 %有意; ** 5 %有意; *** 1 %有意

表 4.8: 全説明変数による推計結果（3）中高年労働者

現職就業形態	現職非正規（y）		FWL 適用
	logit	IV-logit	logit
初職非正規	1.174	1.552	0.294
	[8.31]***	[4.59]***	[1.61]
経験年数	3.375	3.150	4.499
	[0.99]	[0.92]	[1.30]
学歴（中卒）			
高卒	0.000	0.003	0.013
	[0.00]	[0.01]	[0.06]
短大卒	0.147	0.158	0.087
	[0.64]	[0.69]	[0.37]
大卒	0.027	0.047	0.036
	[0.11]	[0.20]	[0.15]

大学院卒	0.217	0.220	0.275
	[0.48]	[0.49]	[0.60]
中退経験あり	-0.203	-0.277	-0.221
	[1.07]	[1.39]	[1.10]
有職配偶者	0.406	0.396	0.379
	[3.36]***	[3.28]***	[3.10]***
無職配偶者	-0.156	-0.167	-0.177
	[0.98]	[1.05]	[1.09]
女性	2.498	2.495	2.394
	[24.29]***	[24.24]***	[23.13]***
親同居	0.120	0.122	0.119
	[1.15]	[1.18]	[1.14]
現在 6 歳以下子供	0.001	0.003	0.042
	[0.01]	[0.02]	[0.32]
経験×経験	-0.359	-0.320	-0.545
	[0.67]	[0.60]	[1.00]
現職企業規模（30 人未満）			
30～99 人	-0.133	-0.121	-0.149
	[1.10]	[1.00]	[1.23]
100～499 人	-0.212	-0.196	-0.219
	[1.93]*	[1.76]*	[1.97]**
500 人以上	-0.809	-0.788	-0.801
	[6.91]***	[6.66]***	[6.76]***
現職職種（サービス）			
保安・警備	-0.343	-0.353	-0.770
	[0.83]	[0.85]	[1.54]
農林漁業	-0.950	-1.024	-0.634
	[0.78]	[0.84]	[0.53]
運輸・通信	-0.243	-0.250	-0.242
	[1.22]	[1.26]	[1.19]
生産工程・労務	-0.267	-0.277	-0.259
	[1.84]*	[1.91]*	[1.78]*
管理	-2.149	-2.151	-2.220
	[9.07]***	[9.08]***	[8.83]***
事務	-0.996	-0.998	-0.934
	[7.33]***	[7.34]***	[6.94]***
営業	-1.371	-1.373	-1.260
	[6.72]***	[6.73]***	[6.18]***
専門・技術	-0.857	-0.864	-0.809
	[6.65]***	[6.70]***	[6.31]***
誤差相関係数		0.107	

		[1.23]	
定数項	-8.907	-8.620	-10.597
	[1.65]*	[1.59]	[1.93]*
サンプル数	6414	6414	6414
疑似 R2	0.33	0.33	0.31

括弧内は z 値の絶対値　* 10 %有意; ** 5 %有意; *** 1 %有意

参考文献

Bentolila, S. and G. Saint-Paul (1994) "A Model of Labor Demand with Linear Adjustment Costs," *Labour Economics*, Vol. 1, pp. 303–326.

Bowlus, A. J. (1995) "Matching Workers and Jobs: Cyclical Fluctuations in Matching Quality," *Journal of Labor Economics*, Vol. 13, pp. 335–350.

Burdett, K. (1978) "A Theory of Employee Job Search and Quit Rates," *American Economic Review*, Vol. 68, pp. 212–220.

Burgess, S. B. and S. Nickell (1990) "Labour Turnover in UK Manufacturing," *Economica*, Vol. 57, pp. 295–317.

Caballero, R. J. (1992) "A Fallacy of Composition," *American Economic Review*, Vol. 82, pp. 1279–1292.

Campbell, J. R. and D. M. Fisher (2000) "Aggregate Employment Fluctuations with Macroeconomic Asymmetries," *American Economic Review*, Vol. 90, pp. 1323–1345.

Card, D. (1986) "Efficient Contracts with Costly Adjustment: Short-run Employment Determination for Airline Mechanics," *American Economic Review*, Vol. 76, pp. 1045–1071.

Carruth, A.A. and A.J. Oswald (1987) "On Union Preferences and Labour Market Models: Insiders and Outsiders," *The Economic Journal*, Vol. 97, No. 386, pp. 431–445.

Christensen, B. J., R. Lentz, D. T. Mortensen, and A. W. Werwatz (2005) "On-the-Job Search and the Wage Distribution," *Journal of Labor Economics*, Vol. 23, pp. 31–58.

Cox, D. R. (1972) "Regression Models and Life-Tables," *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Vol. 34, pp. 187–220.

Davis, S. J., J. C. Haltiwanger, and S. Scott (1996) *Job Creation and Job Destruction*, Cambridge, MA.: MIT Press.

Dhillion, A. and E. Patrakis (2002) "A Generalised Wage Rigidity Result," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 20, pp. 285–311.

Gottfries, N. and H. Horn (1987) "Wage Formation and the Persistence of Unemployment," *The Economic Journal*, Vol. 97, No. 388, pp. 877–884.

Kato, T. (2001) "The End of Lifetime Employment in Japan?: Evidence from National Surveys and Field Research," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 15, pp. 489–514.

Kondo, A. (2007) "Does the First Job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 21, pp. 379–402.

Layard, R. and S. Nickell (1985) "The Causes of British Unemployment," *Nathional Institute Economic Review*, Vol. 111, pp. 62–85.

Lindbeck, A. and D.J. Snower (1986) "Wage Setting, Unemployment, and Insider-Outsider Relations," *The American Economic Review*, Vol. 76, No. 2, pp. 235–239.

Lockwood, B. and A. Manning (1989) "Dynamic Wage Employment Bargaining with Employment Adjustment Costs," *Economic Journal*, Vol. 99.

McCormic, B. (1988) "Quit Rates over Time in a Job-Rationed Labour Market: The British Manufacturing Sector, 1971-1983," *Economica*, Vol. 55, pp. 81–94.

McDonald, M. (1991) "Insiders and Trade Union Wage Bagaining," *Manchester School of Economic and Social Studies*, Vol. 59, pp. 395–407.

McDonald, M. and R. Solow (1981) "Wage Bargaining and Employment," *American Economic Review*, Vol. 71, pp. 896–908.

Mortensen, D. (1978) "Specific Capital and Labor Turnover," *Bell Journal of Economics*, Vol. 9, pp. 572–586.

Mortensen, D. and C. Pissarides (1994) "Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment," *Review of Economic Studies*, Vol. 61, pp. 397–415.

Neumark, D. (2002) "Youth Labor Markets in the United States: Shopping Around vs. Staying Put," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, pp. 462–482.

Nickell, S. (1984) "An Investigation of the Determinants of Manufacturing Employment in the United Kingdom," *Review of Economic Studies*, Vol. 51, pp. 529–57.

——— (1986) "Dynamic Models of Labor Demand," in O. Ashenfeller and R. Layard eds. *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Chap. 9.

OECD (1999) *Employment Outlook*: OECD.

Omori, Y. (1997) "Stigma Effects of Nonemployment," *Economic Inquiry*, Vol. 35, pp. 394–416.

Phelps, E. (1972) *Inflation Policy and Unemployment Theory: The Cost Benefit Approach to Monetary Planning*, London: Macmillan.

Piore, M. J. (1971) "The Dual Labor Market: Theory and Implications," in David Gordon ed. *Problems in Political Economy: An Urban Perspective,*, Lexington MA: Lexington Books.

Saint-Paul, G. (1996) *Dual Labor Markets*, Cambridge, MA.: MIT Press.

Samuelson, P. A. (1955) *Economics: An Introductory Analysis*, New York: McGrow-Hill.

猪木武徳・大竹文雄 (1997) 「労働市場における世代効果」, 浅子和美・吉野直行・福田慎一 (編)『現代マクロ経済分析：転換期のマクロ経済』, 東京大学出版会.

太田聰一 (1999) 「景気循環と転職行動」, 中村二朗・中村恵 (編)『日本経済の構造調整と労働市場』, 日本評論社, 第 1 章.

太田聰一・玄田有史・近藤絢子 (2007) 「溶けない氷河–世代効果の展望」,『日本労働研究雑誌』, 第 569 巻, 4–16 頁.

黒澤昌子・玄田有史 (2001) 「学校から職場へ–「七・五・三」転職の背景」,『日本労働研究雑誌』, 第 490 巻, 4–18 頁.

経済産業省 (2006) 『「人材マネジメントに関する研究会」報告書』,「人材マネジメントに関する研究会」(座長：守島基博一橋大学教授), 経済産業省経済産業政策局産業人材担当参事官室.

小葉武史 (2007) 「成果主義の導入と若年離職率」. DP No.719, 神戸大学.

酒井正・樋口美雄 (2005) 「フリーターのその後–就業・所得・結婚・出産」,『日本労働研究雑誌』, 第 535 巻, 29–41 頁.

城繁幸 (2006) 『若者はなぜ 3 年で辞めるのか? 年功序列が奪う日本の未来』, 光文社.

内閣府 (2003) 『国民生活白書』, 時事画報社.

樋口美雄 (2000) 「パネル・データによる女性の結婚・出産・就業の動学分析」, 岡田章・神谷和也・黒田昌裕・伴金美 (編)『現代経済学の潮流 2000』, 東洋経済新報社.

三谷直紀 (2001) 「長期不況と若年失業–入職経路依存性について」,『国民経済雑誌』, 第 183 巻, 45–62 頁.

山田昌弘 (1999) 『パラサイト・シングルの時代』, 筑摩書房.

——— (2004) 『パラサイト社会のゆくえ』, 筑摩書房.

勇上和史 (2005) 「転職と賃金変化:失業者データによる実証分析」. JILPT Discussion Paper.