

KIER DISCUSSION PAPER SERIES

KYOTO INSTITUTE OF ECONOMIC RESEARCH

Discussion Paper No. 1018

“若年男性労働者の就業形態選択行動
：慶應義塾家計パネル調査を用いた動学最適化モデルの推定”

田中隆一 杉山一成

2011年2月



KYOTO UNIVERSITY
KYOTO, JAPAN

若年男性労働者の就業形態選択行動：慶應義塾家計パネル調査を用いた動学最適化モデルの推定¹

2011年2月1日

田中隆一（東京工業大学）

杉山一成（東京工業大学大学院）

要旨

本研究では、就業選択の動学的最適化モデルの構造パラメータを、慶応パネルデータを用いて推定することを試みる。正規就業、非正規就業、就学、および非就業という4つの選択枝から、将来の厚生割引現在価値を最大化するものを一つ選ぶという非定常的サーチモデルを想定し、その最適化問題を解いた上で構造パラメータの推定を行う。主な結果として、正規雇用と非正規雇用の年収の違いは大きいですが、教育の収益率に目を向けると、正規就業でも非正規就業でもともに8.7%程度とあまり変わらない点があげられる。また、就業経験の効果としては、5年以内の経験年数では、(1) 正規就業時の年収に対して正規就業経験、非正規就業経験ともに正の効果を持つが、その効果は、正規就業経験年数の方が高いこと、また、(2) 非正規就業時の年収に対しては非正規就業経験のみが正の効果を持つことが分かった。

¹ 本稿に対し、Julen Esteban-Pretel、島根哲哉、田村龍一、中嶋亮の各氏よりいただいた貴重なコメントに感謝する。なお、本研究におけるいかなる誤りも筆者らに帰すものである。本研究は京都大学経済研究所「先端経済理論の国際的共同研究拠点」における共同利用プロジェクト「労働市場の非正規化に関するマイクロパネルデータを用いた分析」および科学研究費補助金（若手研究B）からの助成を受けている。ここに記して感謝の意を表したい。

1 はじめに

1990年代以降、日本の労働市場は様々な点において変化してきている。その中でも特に注目を浴びているのは、労働市場の非正規化と呼ばれる現象である。厚生労働省の「労働力調査」によると、1982年2月において、全労働者に占める非正規労働者の比率は15.3%であったが、1995年には20.9%、さらに2009年には33.7%となっている。また同時に、このような非正規就業割合の拡大は特に若年労働者において顕著に見られ、例えば、2009年における男性の非正規就業者割合は18.4%であるが、在学中を除く15歳から24歳の男性非正規就業者割合は25%と平均より高くなっている。こういった若年労働者層における非正規化の進展は、従来正規社員に対して企業内で行っていた技能継承や技能形成を阻害するのではないかとの懸念が広がっている。

若年労働者層における非正規化がどのように進展し、どのような影響を今後与えてゆくのかを考える際に、これらの若年労働者の就業および転職行動を理解することが重要であることは言うまでもない。さらに、これら就業選択行動の理解は特に有効な政策的対応を考察する上において、不可欠であると言える。そういった問題意識のもとで、日本における若年労働者の就業および転職行動を分析した先行研究は数多く存在する。

若年労働者の就業選択について分析したものをここで全て挙げることはできないが、その中でも特に初職の就業形態がその後の就業形態に長期的な影響を与える点を示した分析（例えば、Kondo, 2007 及び Geenda, Ohta and Kondo, 2010 など）や、非正規の仕事に就くことがその後の正規職への転職確率に与える影響についての分析（例えば、Gaston and Kishi, 2006 や 玄田, 2009 など）は、上記の問題を強く意識した研究である。これらの研究は、現在の就業形態がその後の就業形態に長期的な影響を与える可能性を示唆しており、若年労働者の就業選択に即して考えると、労働市場に入って間もない時期における就業選択は、その後の就業選択については労働者の厚生に対して少なくない影響を与えることを意味している。

これらの先行研究が示唆するように、現在の職業選択行動が将来の就業選択確

率に影響を及ぼし、かつ労働者がその長期的影響を意識しているのであれば、現在の職業選択においてもその長期的帰結を考慮した選択を行うと考えることができる。しかしながら、上記の先行研究は、職業選択の動学的側面を明示的に考慮したものではないため、職業選択の動学的側面についての直接的な示唆を得ることが容易ではないものとなっている。

日本の労働市場についての実証分析として動学的最適化モデルを分析した先行研究として、Esteban-Pretel, Nakajima, and Tanaka (2011)がある。その論文においては、正規職と非正規職および非就業から一つを選ぶ職業選択サーチモデルを構築し、そのモデルの構造パラメータを2002年の就業構造基本調査の個票データを用いて推定している。そこで得られている主な結果として、非正規職に就くことは、非就業状態にいるのと比べて、将来正規職へ就く確率を高めしてくれるものではないが、労働者個人の厚生を考えると、非就業状態にあるよりは非正規職についている方が平均的に高い厚生を達成することができることが実証的に示されている。

Esteban-Pretel, Nakajima, and Tanaka (2011)において用いられたサーチモデルは、いわゆる定常的なモデルであるが、こういった定常性の仮定を緩めたサーチモデルを考察し、その構造パラメータを推定している先行研究も欧米では存在する。その代表例としてはKeane and Wolpin (1997)が挙げられるが、彼らはアメリカのNational Longitudinal Survey of Youth (NLSY)と呼ばれる、若者の個票パネルデータを用いて、ホワイトカラー職、ブルーカラー職、軍役、就学および無職という5つの選択肢から就業形態を選択するサーチモデルを構築し、動学的最適化問題を明示的に解いた上で、そのモデルの構造パラメータの推定を行っている。そこでは、例えば、アメリカの若年男性労働市場においては、ホワイトカラー職の方がブルーカラー職に比べて教育の収益率が高い点などが示されている。

本研究では、Keane and Wolpin 流の動学最適化モデルの構造パラメータを、慶応パネルデータを用いて推定することを試みる。Keane and Wolpin 流の構造推定は多くの研究者に知られているが、今井、有村、片山 (2001) で指摘されているように、その分析手法を日本の労働市場の分析に応用するための十分なデ

ータがなかったために、推定自体を試みるのが困難であった。慶応パネルデータは NLSY に比べるとサンプルサイズが小さく、また、若年者に焦点を当てたパネルデータではないため、推定の際にはサンプルセレクションのためのいくつかの仮定を課す必要はあるが、現時点で利用可能な日本のパネルデータのうち、最良のものの一つであると考えられるので、そのデータを用いて動学最適化モデルの推定を試みる。

主な結果として、正規雇用と非正規雇用の年収の違いは大きいですが、教育の収益率に目を向けると、正規就業でも非正規就業でもともに 8.7%程度とあまり変わらないことが観察された。また、就業経験の効果として 5 年以内の経験年数が年収に与える影響を見てみると、正規就業時の年収に対して正規就業経験、非正規就業経験ともに正の効果を持つが、その効果は、正規就業経験年数の方が高いこと、また、非正規就業時の年収に対しては非正規就業経験のみが正の効果を持つということが分かった。

本論文の構成は以下の通りである。まず第 2 節で推定する動学モデルの説明を行う。第 3 節では推定に用いるデータを説明する。第 4 節では推定結果を報告する。第 5 節では推定結果の考察および残された課題について議論する。第 6 節では結論を述べる。

2 動学的最適化モデル

本節では、Keane and Wolpin (1994, 1997) に基づいて、就業選択の動学最適化モデルの説明と、推定方法の説明を行う。

労働者は有限の T 年間生存するとし、労働者は毎年 4 個の選択肢 (1=正規就業、2=非正規就業、3=就学、4=非就業) の中から 1 つのみの就業形態を選ぶとする。 $d_k(t) = 1$ は、時点 t において、選択肢 $k = \{1, 2, 3, 4\}$ を選択したことを表すダミー変数であり、就業形態 k が選択されなかった場合は $d_k(t) = 0$ となる。時点 t における各選択から得られる報酬 (すなわち、瞬時効用) は、 $R_k(t)$ で表され、 t 期においては確定しているが、 t 期以前においては確率的に与えられるものとする。

各労働者は時点 $t = 0, \dots, T$ において以下の期待効用の割引現在価値を最大化するとする。

$$E \left[\sum_{\tau=t}^T \delta^{\tau-t} \sum_{k \in K} R_k(\tau) d_k(\tau) | S(t) \right], \quad (1)$$

ここで $\delta (> 0)$ は、個人の割引率を表し、 $E(\cdot)$ は期待値オペレーター、 $S(t)$ は t 期における状態変数を表している。

時点 t において、労働者はその期の状態変数を所与として、(1)式を最大にするように t 期以降の $\{d_k(t)\}_{k \in K}$ の流れを選ぶ。ここで、 t 期における最大化された生涯報酬の現在価値 $V(S(t), t)$ を

$$V(S(t), t) = \max_{\{d_k(t)\}_{k \in K}} E \left[\sum_{\tau=t}^T \delta^{\tau-t} \sum_{k=1}^K R_k(\tau) d_k(\tau) | S(t) \right], \quad (2)$$

と定義すると、(2)式は、

$$V(S(t), t) = \max_{k \in K} \{V_k(S(t), t)\}, \quad (3)$$

と書くことができる。ここで、 $V_k(S(t), t)$ は、就業形態 k を選択したときの生涯報酬の期待値、すなわち価値関数を表しており、ベルマン方程式を用いることで、

$$\begin{aligned} V_k(S(t), t) &= R_k(S(t), t) + \delta E[V(S(t+1), t+1) | S(t), d_k(t) = 1], t \leq T-1, \\ V_k(S(T), T) &= R_k(S(T), T), \end{aligned} \quad (4)$$

と書くことができる。この式からわかるように、 t 年にある選択肢を選ぶことで得られる生涯厚生の期待値は、 t 年以降のすべての年において最適な就業形態選択がなされていることを想定して計算されている。

各年における各就業形態から得られる瞬時効用は、以下のように特定化する。

$$\begin{aligned} R_1(t) &= w_{1t} = (\alpha_{10} + \alpha_{11}s_t + \alpha_{12}x_{1t} + \alpha_{13}x_{1t}^2 + \alpha_{14}x_{2t} + \alpha_{15}x_{2t}^2)e^{\epsilon_{1t}} \\ R_2(t) &= w_{2t} = (\alpha_{20} + \alpha_{21}s_t + \alpha_{22}x_{1t} + \alpha_{23}x_{1t}^2 + \alpha_{24}x_{2t} + \alpha_{25}x_{2t}^2)e^{\epsilon_{12}} \\ R_3(t) &= \beta_0 + \beta_1 I(s_t \geq 12) - \beta_2(1 - d_3(t-1)) + \epsilon_{3t} \\ R_4(t) &= \gamma_0 + \epsilon_{4t}, \end{aligned} \quad (5)$$

ここで、まず w_{1t} と w_{2t} はそれぞれ正規、および非正規就業時の年収を表し、 s_t は

就学年数、 x_{1t} および x_{2t} はそれぞれ正規、および非正規就業経験年数を表している。この定式化においては、年収は上記の観測可能な属性と観測できない要因($\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}$)にも依存して決まってくる。また、就学 ($k = 3$) を選択したときの平均的な効用は β_0 となり、大学から得られる純効用は β_1 、前年に非就学状態にあったときの就学への移行コスト (入学金など) は β_2 となる。非就業 ($k = 4$) から得られる平均的な効用は γ_0 であり、学校教育および非就業から得られる個人の効用は、観測できない確率的な要因($\epsilon_{3t}, \epsilon_{4t}$)にも依存している。

これらの4つの瞬時効用自体は、労働者が就業形態選択を行う際には観測されているのだが、分析者には観測できない要因としての確率変数($\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \epsilon_{3t}, \epsilon_{4t}$)に依存している。この確率変数は同時正規分布に従っているが、時間を通じては独立に分布しているとする。すなわち、

$$(\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \epsilon_{3t}, \epsilon_{4t}) \sim N(0, \Sigma)$$

とする。ただし、 Σ は分散共分散行列である。この定式化においては、各瞬時効用における確率変数が、各時点において相互に相関することを許している。

t 期での選択に応じて、正規就業および非正規就業の経験年数、さらに就学年数は以下の式に従って変化するとする。

$$\begin{aligned} x_{1,t+1} &= x_{1t} + d_1(t) \\ x_{2,t+1} &= x_{2t} + d_2(t) \\ s_{t+1} &= s_t + d_3(t) \end{aligned} \quad (6)$$

以上の定式化の下で、各労働者は、各時点においてその期の状態変数と確率変数の実現値を所与として、価値観数を最大化する就業形態選択を行う。すなわち、(4)、(5)、(6)式を所与として(3)式の問題を解く。

このように、労働者にとっては選択の際には既知であるが、分析者にとっては観測できない確率変数が瞬時効用関数に含まれているため、観測されたデータでの条件付き確率分布を用いて尤度関数を構成することができる。この尤度を最大にする構造パラメータが最尤推定値となるが、尤度を構成する際には労働者の就業形態選択行動を明示的に考慮することが必要であり、そのためには動学的最適化問題を解く必要がある。

より具体的には、構造パラメータの初期値とデータを与えることにより、動学的最適化問題を解くことができ、そうして計算された価値観数を用いて尤度を計算する。そうして計算された尤度をより大きくするパラメータを探索し、そのプロセスを繰り返すことによって尤度を最大化するパラメータを探す。構造パラメータの推定値の探索法は様々な方法があるが、本研究では **Quasi-Newton** 法および **Differential Evolution** 法を組み合わせた方法を採用している。なお、割引率は年率 5%、すなわち $\delta = 0.95$ とした。

3 データ

本節では推定に用いるデータの定義、サンプルセレクションの方法、および記述統計について説明する。

3.1 変数の定義およびサンプルセレクション

今回使用したデータは、慶應義塾家計パネル調査 第 1 回 (2004 年) から第 6 回 (2009 年) の計 6 年分のデータを使用している。今回対象とするサンプルは、調査参加時 (2004 年もしくは 2007 年) において、30 歳未満で、かつ調査参加時点以前に就職した経験がない男性を対象としている。このようなサンプルに分析対象を絞った理由としては、今回の推定方法においては就業を選択した際の賃金の情報が必要であるという推定上の理由と、若年男性労働者の転職行動の分析に焦点を当てるという研究目的上の理由からである。なお、調査参加時点以前に関して、18 歳時点から調査参加時点までの就業、家事などの履歴を質問しているため、その回答結果を参考に過去の就業選択を作成している。調査実施時点以降に関しては、以下に挙げる方法で各選択を定義している。

(1) 就学

調査時点において、現在の就学・就労状況に関して「小・中学校 (公立校)」、「小・中学校 (私立校)」、「高校 (公立校)」、「高校 (私立校)」、「短大・大学生」、または「専門・専修学校」と回答した人を「就学者」と定義する。

(2) 就業

就業形態は、「正規雇用」と「非正規雇用」の2種類を考える。調査時点において、どちらの場合も、先月の行動に最も当てはまる仕事の状態に関して「おもに仕事」と回答した人に絞る。さらに、就業形態について「勤め人」と回答し、かつ会社での職位を「常勤の職員・従業員（正規雇用）－役職なし」、「常勤の職員・従業員（正規雇用）－役職あり」、または「常勤の職員・従業員（正規雇用）－経営者」と回答した人を正規労働者と定義する。一方、就業形態について、「委任労働・請負」と回答した人々、もしくは「勤め人」と回答し、会社での職位に関して「契約社員」、「アルバイト・パートタイマー」、「派遣社員」、「嘱託」と回答した人を非正規労働者と定義する。

なお、就業者については年収のデータが必要であるが、就業者は昨年1年間（1月～12月）の給与額を回答しているので、そこから給与（月給、日給、時給、年俸、賞与）のデータ、および勤務時間（月の労働日数、1週間当たりの労働時間、残業時間）のデータを組み合わせることにより年収を計算している。各年の年収は、一般消費者物価指数総合のデータを用いて2004年をベースに実質化を行った。また、就業を選択しているにも関わらず、年収のデータがない、もしくは計算に必要な情報が欠損しているサンプルは除外している。

(3) 非就業

調査時点において、就学、就業、自営業²どれにも該当しなかった人を非就業者と定義する。但し、先月の行動に最も当てはまる仕事の状態に関して「おもに仕事」と回答した人は除いている。

調査時点以前の就業形態については、初めてこの調査に参加した時点において就業、家事などの履歴を18歳から現在に至るまで質問しているので、その情報から可能な限り就業形態のプロファイルを作成した。具体的には、就業形態の懐古質問において、「通学」と回答している年についてはその人はその年において就学状態にあったとし、同様に「正規雇用」と回答した人は正規雇用、「臨時

²調査時点において、先月の行動に最も当てはまる仕事の状態に関して「おもに仕事」と回答し、就業形態に関して、「自営業主（飲食店・御小売店・農業等）」、「自由業者（医者・弁護士・会計士・税理士・作家等）」、「家族就業者（飲食店・御小売店・農業等の家族従業者）」、「会社と雇用関係のない在宅就労・内職」と回答した人を、自営業と定義している。

雇用」と回答した人は非正規雇用、「内職」、「家族従業員」、「自営業・自由業」と回答した人を自営業にあつたと定義する。調査時点における非就業の定義と同じく、就学、就業、自営業どれにも該当しなかった人を非就業であつたと定義する。調査時点以前の就業に関しては、年収のデータがないため、調査開始時点以前に就業経験のある人はサンプルから除外している。また、自営業に該当した人もサンプルから除外している。

上記の方法で調査開始以前について就業形態プロファイルを作成するが、慶応パネルにおける懐古質問の特性上、この分類方法では特定の年の就業形態を特定することができないサンプルが存在するので、そういったサンプルは分析対象から除外している。なお、特定の年における就業形態について複数回答がある場合は、調査参加時以前および参加時以降に関しては就学>正規>非正規>自営業>非就業という順に左側の選択肢を優先的に採用している。なお、18歳以前の選択に関しては、全員が就学のみを6歳時点から選択していると仮定している。また、調査時点以前の就業形態に関しては、対象者の生年月日から調査参加年度の1月31日時点での年齢を計算し、その年齢以前の就業形態を調査時点以前に関する質問項目から作成し、その年齢の就業形態を調査時点における質問項目から作成している。

3.2 記述統計

上述の方法により、分析に用いるパネルデータを作成したが、そのデータの基本的な特性についていくつか説明を行う。特に、基本的な人的資本理論より導かれるいくつかの一般的な示唆を記述統計から確認することができ、(1) 就学率は年齢と共に低下する；(2) 就職率は年齢と共に増加する；(3) 職業選択は持続性を持つ；(4) 職業特殊的な賃金は年齢と共に増加する、という点が確認できる。以下において、これらの4点について記述統計により確認する。

まず、表1は各種変数の記述統計をまとめたものである。本分析は18～30歳の男性を対象としており、サンプルサイズは752となっている。年収は正規または非正規就業を選択した人のみについて作成しており、対象は151サンプルとなっている。なお、分析対象者は、全員が17歳時点まで就学しており、それか

ら 2～13 年にわたる就業形態選択行動が観測されている。正規または非正規雇用の経験年数は、ともに最小値が 0 年、最大値が 5 年となっている。

次に、表 2 は年齢層（4 または 5 歳刻み）毎の就業形態の分布を表している。18～21 歳のサンプルサイズが 426、22～25 歳（263）、26～30 歳（58）と、年齢が上がる毎にサンプルサイズが小さくなっているのは、本研究の分析対象者を「調査開始時点以前に就業経験がなく、かつ調査開始時点において年齢が 30 歳以下」としているためである。正規または非正規就業を選択する率は、年齢の増加と共に増加し、それと同時に就学を選択している人々の率は年齢と共に減少していくことが確認できる。

表 3 は、(t-1) 期と(t) 期の就業形態移行行列である。この表から、就業形態の継続性を確認することができる。それぞれの選択肢の対角成分をみると、正規就業（96.1%）、非正規就業（57.1%）、就学（87.7%）となっており、特に正規就業と就学に関して(t-1) 期と(t) 期の選択の持続性が高いことがわかる。非就業に関しては、(t-1) 期に非就業を選んでいる人が、(t) 期において就学を選ぶ確率(41.4%)が再び非就業を選ぶ確率(27.6%)を上回っている。また、本サンプルにおける非正規就業から正規就業への移行率は 13.8%、逆に正規就業から非正規就業への移行率は 1.3%となっている。

最後に、表 4 は年齢別の平均年収をまとめたものである。正規就業者の年収については、年齢が上がるにつれて年収も上がってゆく傾向を確認することができる。また、正規就業者の平均年収は 329.9 万円であり、非正規就業者の平均年収 169.0 万円よりも 95.2%高くなっている。

4 推定結果

表 5 は、第 2 節で説明した職業選択の動学最適化モデルのパラメータの推定結果をまとめたものである。まず、第 1 列は正規就業式のパラメータの推定値をレポートしているが、教育年数の係数は 8.7%となっている。この係数は、いわゆる教育の収益率に対応しており、就学年数が 1 年増えることにより、年収が 8.7%増えることを意味している。次に、正規就業および非正規就業の経験の係

数を見ると、正規就業の経験年数は、正規就業経験年数が10年までは正規就業時の年収を引き上げる一方、非正規就業経験が正規就業時の年収を引き上げる効果は8年までとなっている。さらに、正規就業時の年収を引き上げる効果は、過去の正規就業経験年数の方が非正規就業経験年数よりも一様に高くなっていることが確認でき、正規就業経験の方が正規就業時の年収に大きな影響を持つことがわかる。

次に、非正規就業式のパラメータについて見てゆく。第2列は、非正規終就業式のパラメータの推定値をレポートしたものであるが、まず、定数項を見ると非正規就業においては、ベースとなる年収の水準自体は正規就業時に比べると低くなっている。一方、教育の収益率について見ると、正規就業とほぼかわらず8.7%となっていることが分かる。また、正規就業の式と同様に、過去の就業経験年数の年収への影響を見てみると、正規就業の経験年数は、非正規就業時の年収を引き上げることはなく、むしろ引き下げているが、非正規就業経験年数に関しては非正規就業時の年収を引き上げる効果が観測されている。

また、第1列と第2列には、誤差項の標準偏差およびそれらの相関係数の推定値もレポートしている。誤差項の標準偏差は、正規就業式のものよりも非正規就業式の方が大きくなっており、これは非正規就業時の年収のほうが、正規就業時の年収よりもばらつきが大きいことを反映している。学卒後、さほど年数の経っていない正規就業者の年収はばらつきが少ないと考えられ、我々のサンプルはそのような人々を多く含むため、このような推定結果となったと考えられる。また、正規就業と非正規就業の誤差項間の相関は、負であるが、これは就業を選択した際にはこの二つのうちのどちらか一方を選ぶという事実を反映していると考えられる。

次に、学校教育式について見てゆく。第3列は学校教育式の定数項、大学の純授業料および純入学金の推定値をレポートしてあるが、まず定数項および純授業料の推定値を見ると、高校までは平均して年間136万円分の効用を就学選択から得ており、大学教育に関しては269万円の効用を得ていることとなった。また、学校教育への移行コストは平均して139万円となった。ただし、学校教育式の標準偏差の推定値を見ると、137万円と大きな値になっており、学校教

育から得られる効用のばらつきは大きなものであることが分かる。

最後に、第 4 列にレポートしてある非就業式の推定値を見ると、非就業状態からは平均して約 60 万円の効用を得ている。ただし、学校教育式と同様に推定された誤差項の標準偏差を見ると、やはり大きな値となっており、非就業状態から得られる効用も個人ごとにばらつきが大きいことがわかる。

推定された誤差項の相関係数を見ると、学校教育式と正規就業式の誤差項の相関が非常に高いことから、学校教育に比較的高い効用を感じる人は正規就業時の年収も高くなる傾向があることがわかる。また、非就業状態を選択することから得られる効用が比較的高い労働者は、正規就業時の年収が低くなる傾向が観測される。

一方、非正規就業式の誤差項との相関をみると、非就業状態または学校教育を選択することから得られる効用が高い労働者は非正規就業時の年収が高い傾向があることがわかる。また、学校教育式の誤差項と非就業式の誤差項との相関は負で大きくなっている。

以上をまとめると、正規就業と非正規就業の平均的な年収は、正規就業の方が高いものの、学卒後さほど年数の経っていない時期においては、学歴が賃金に与える効果は正規、非正規間に大きな差は見られなかった。また、就業経験の効果としては、学卒後さほど年数の経っていない時期においては、正規就業時の年収に対しては正規就業経験年数が、非正規就業時の年収に対しては非正規就業経験年数がより大きな効果を持つことがわかった。

5 考察

本稿では、慶応パネルデータを用いて、職業選択の動学最適化モデルのパラメータの推定を試みたが、データおよび分析手法上、考慮することのできなかつたいくつかの点が残されている。本節では、残された問題点が本稿の結論に対して与える影響について議論することで、今後の課題を述べる。

まず、本稿の推定モデルにおいては、性別や学歴、就業経験年数といった労働者の異質性については考慮されているが、その他の観測できない異質性の扱いは考慮されていない。しかしながら、就業選択において正規職を選択するのか、それとも非正規職を選択するのかは、本モデルで考慮した学歴や就業経験年数といった異質性のみならず、就業形態に対する選好や、それまでに蓄積されてきた（就学年数や経験年数では捉えることのできない）能力や技能などが影響を与えることが考えられる。Keane and Wolpin (1997)では、Heckman and Singer (1984)流の混合モデルを推定することで、観測できない異質性の影響を考慮しているが、本研究ではサンプルサイズの問題からそのような異質性の考慮ができていない。今後、サンプルサイズが増えることにより、そのような推定が可能となるので、このような異質性を考慮したうえで、モデルの再推定を試みる必要があると思われる。

また、本モデルの推定に用いたデータは、過去 6 年分の慶応パネルデータであるが、データの均一性を確保するために若年の男性にサンプルをしぼっているために、サンプルサイズが十分であるとは言いがたい。Keane and Wolpin (1997)では、NLSY という若年者のパネルデータを用いており、最初のサンプリング方法が母集団からの無作為抽出性を担保している上に、サンプルサイズ自体が大きい。しかしながら、慶応パネル自体は若年者のみを対象とした調査ではないため、サンプルをしぼる必要性が生じている。

このようなサンプルサイズの問題のため、少しでも多くのサンプルを確保するために、第 3 節で説明したサンプルセレクションの方法を採用した。しかしながら、この方法では、最終学校を卒業して 1 年目の人々および在学中の人々を多くサンプリングしてしまうために、推定に用いたデータはそういった人々のサンプルに偏ったものとなっている。さらに、今回のモデルの推定方法上、就業者に関しては年収の情報が利用可能な人々にサンプルを限定したため、同一個人の年収の年次変化を観測できるサンプルも多くない。それゆえ、前節で説明した推定結果を解釈する上では、このようなサンプルに基づいた推定結果であるという点を考慮する必要がある。

また、労働市場の非正規化が近年進展してきているとはいえ、サンプルサイズ

が大きくない現状においては非正規就業をしているサンプル自体が多くなく、今後サンプルサイズの拡張によって非正規労働者の情報が増えてゆくことにより、より正確な推定が可能となると思われる。

幸いなことに、慶応パネル調査は継続しているので、現時点でのデータに含まれているサンプルの継続調査より、同一個人の年収の年次変化に関する情報は蓄積されてゆくので、今後の調査をサンプルに含めた形で本モデルの再推定を行うことが不可欠である。さらに、クロスセクション方向のサンプルをさらに拡充し、他のパネル調査により得られるデータも用いた上で推定を進めることにより、より正確な推定が可能になるのではないかと考えられる。

6 おわりに

本研究では、慶応パネルデータを用いて、Keane and Wolpin 流の動学最適化モデルの構造推定を試みた。その主な結果として、正規雇用、非正規雇用ともに教育の収益率は 8.7%程度であり、大きな差は見られなかった。ただし、非正規雇用の賃金は平均して低くなっており、賃金のばらつきも正規雇用に比べると大きなものになっていることがわかった。

本研究では、マイクロパネルデータの蓄積においては、欧米諸国に比べて遅れている日本において利用可能な、貴重なパネルデータの一つである慶応パネルを用いて動学的最適化モデルの推定を試みたものであるが、前節で議論したように残された課題も少なくない。今後、日本においてもマイクロパネルデータがさらに蓄積されてゆくことで、本稿で用いたような動学モデルの推定をより正確に行うことができるようになり、日本の労働市場の分析および理解がさらに深まることを多いに期待しつつ、本稿を閉じることとする。

参考文献

今井晋、有村俊秀、片山東（2001）「労働政策の評価：「構造推定アプローチ」と「実験的アプローチ」」、日本労働研究雑誌、12月号（497）pp14-21.

Esteban-Pretel, Julien, Nakajima, Ryo and Ryuichi Tanaka (2011), “Are

contingent jobs dead ends or stepping stones to regular jobs? Evidence from a structural estimation,” forthcoming in, *Labour Economics*.

Gaston, Noel and Tomoko Kishi (2006), “Part-time Workers doing Full-Time Work in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 21, 4, pp 435-454.

玄田有史 (2009), 「正社員になった非正社員-内部かと転職の先に」、*日本労働研究雑誌*、5月号 (586) pp34-48.

Genda, Yuji, Ohta, Souichi and Ayako Kondo (2010) , “Long-term Effects of a Recession at Labor Market Entry in Japan and the United States,” *Journal of Human Resources*, 45, 1, pp157-196.

Heckman, James and Burton Singer (1984), “A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data,” *Econometrica*, 52, 2, pp.271-320.

Keane, Michael and Kenneth Wolpin (1994), “The Solution and Estimation of Discrete Choice Dynamic Programming Models by Simulation and Interpolation: Monte Carlo Evidence,” *Review of Economics and Statistics*, 76, 4, pp648-672.

Keane, Michael and Kenneth Wolpin (1997), “The Career Decisions of Young Men,” *Journal of Political Economy*, 105, 3, pp473-522.

Kondo, Ayako (2007), “Does the First Job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 21, pp.379-402.

表1：記述統計

| 変数 | 観測数 | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|-----------|-----|--------|--------|-------|-----|
| 年齢(歳) | 752 | 21.42 | 2.69 | 18 | 30 |
| 年収(万円) | 151 | 294.71 | 116.98 | 15.64 | 604 |
| 正規就業経験年数 | 752 | 0.21 | 0.72 | 0 | 5 |
| 非正規就業経験年数 | 752 | 0.07 | 0.38 | 0 | 5 |
| 学歴(年) | 752 | 15.01 | 2.29 | 12 | 23 |
| 観測期間(年) | 752 | 7.85 | 2.57 | 2 | 13 |

表2: 年齢層(4または5歳刻み)毎の就業形態の分布

| 年齢 | 選択 | | | | 合計 |
|-------|-------------|-----------|-------------|-----------|------------|
| | 正規就業 | 非正規就業 | 就学 | 非就業 | |
| 18~21 | 7 (1.6%) | 5 (1.2%) | 396 (93%) | 18 (4.2%) | 426 (100%) |
| 22~25 | 72 (27.4%) | 20 (7.6%) | 153 (58.2%) | 18 (6.8%) | 263 (100%) |
| 26~30 | 36 (62.1%) | 7 (12.1%) | 14 (24.1%) | 1 (1.7%) | 58 (100%) |
| 合計 | 118 (15.7%) | 33 (4.4%) | 563 (74.9%) | 38 (5.1%) | 752 (100%) |

表3: (t - 1) 期と(t) 期の就業形態移行行列

| (t-1) 期の選択 | (t) 期の選択 | | | | 合計 |
|------------|-------------|------------|-------------|-----------|------------|
| | 正規就業 | 非正規就業 | 就学 | 非就業 | |
| 正規就業 | 73 (96.1%) | 1 (1.3%) | 0 (0%) | 2 (2.6%) | 76 (100%) |
| 非正規就業 | 7 (33.3%) | 12 (57.1%) | 2 (9.5%) | 0 (0%) | 21 (100%) |
| 就学 | 34 (5.4%) | 15 (2.4%) | 549 (87.7%) | 28 (4.5%) | 626 (100%) |
| 非就業 | 4 (13.8%) | 5 (17.2%) | 12 (41.4%) | 8 (27.6%) | 29 (100%) |
| 合計 | 118 (15.7%) | 33 (4.4%) | 563 (74.9%) | 38 (5.1%) | 752 (100%) |

表4：年齢別平均年収

| 年齢 | 平均年収(万円) | | | | | |
|----|----------|-----|-------|-----|-------|----|
| | 正規・非正規就業 | N | 正規就業 | N | 非正規就業 | N |
| 20 | 159.6 | 2 | 139.2 | 1 | 180.0 | 1 |
| 21 | 232.4 | 10 | 254.5 | 6 | 199.2 | 4 |
| 22 | 229.5 | 14 | 258.2 | 10 | 157.6 | 4 |
| 23 | 247.4 | 31 | 287.0 | 21 | 164.1 | 10 |
| 24 | 298.9 | 25 | 317.6 | 22 | 162.2 | 3 |
| 25 | 317.3 | 22 | 341.6 | 19 | 164.0 | 3 |
| 26 | 314.9 | 17 | 342.4 | 14 | 186.2 | 3 |
| 27 | 350.9 | 12 | 371.9 | 11 | 120.0 | 1 |
| 28 | 388.1 | 9 | 437.6 | 7 | 215.0 | 2 |
| 29 | 394.5 | 5 | 462.7 | 4 | 121.7 | 1 |
| 30 | 373.0 | 4 | 457.3 | 3 | 120.0 | 1 |
| 合計 | 294.7 | 151 | 329.9 | 118 | 169.0 | 33 |

表5: 推定結果

| | 正規就業 | | 非正規就業 | | 学校教育 | | 非就業 | |
|----------------------|--------|-------|--------|-------|-----------------|-----------|-------|------|
| | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 |
| 定数項 | 8.229 | 0.051 | 7.126 | 0.185 | 13654 | 51 | 6009 | 50 |
| 教育年数 | 0.087 | 0.003 | 0.087 | 0.009 | | | | |
| 正規就業年数 | 0.215 | 0.012 | -0.477 | 0.041 | | | | |
| 正規就業年数 ² | -0.023 | 0.003 | -0.152 | 0.052 | | | | |
| 非正規就業年数 | 0.135 | 0.011 | 0.497 | 0.014 | | | | |
| 非正規就業年数 ² | -0.017 | 0.005 | -0.035 | 0.004 | | | | |
| 大学 入学コスト | | | | | -13280 13933 | 71 129 | | |
| 誤差項標準偏差 | 0.469 | | 0.776 | | 13747 | | 14068 | |
| 誤差項相関行列 | | | | | | | | |
| 正規就業 | 1.000 | | | | | | | |
| 非正規就業 | -0.348 | | 1.000 | | | | | |
| 学校教育 | 0.775 | | 0.271 | | 1.000 | | | |
| 非就業 | -0.935 | | 0.357 | | -0.736 | | 1.000 | |