

てみると、中国の場合、正規と非正規の賃金格差における属性格差は、男性 33.86%、女性 27.63%であり、非属性格差は、男性 66.14%、女性 72.37%である。一方、日本の場合、属性格差は、男性 19.39%、女性 -71.10%であり、非属性格差は、男性 80.61%、女性 171.10%である。日中とも、非属性格差の推定値は、いずれも属性格差より大きいことが示される。これらの推定結果は、前述した Baffoe-Bonnie (2003) のアメリカに関する分析結果に一致している。これらの分析結果により、「日本においても、中国においても、男女とも、非属性格差が正規と非正規間の賃金格差に与える影響は、属性格差の影響より大きい」という仮説1が検証された。

次に、仮説2を検証する。非属性格差の推定値について男女比較をみると、日中とも、いずれも女性（中国が 72.37%、日本が 171.10%）は、男性（中国が 66.14%、日本が 80.61%）より大きい。以上の結果から、「日中とも、非属性格差が正規と非正規間の賃金格差に与える影響は、女性が男性より大きい」という仮説2が検証された。

さらに、仮説3を検証する。日中を比較してみると、日本の場合、非属性格差の推定値（男性が 80.61%、女性が 171.10%）は、中国（男性が 66.14%、女性が 72.37%）より大きい。よって、「中国に比べ、日本の場合、非属性格差が正規と非正規間の賃金格差に与える影響は大きい。非属性格差の影響は、日本女性が一番大きい」という仮説3が検証された。

表7 日中における正規と非正規間の賃金格差に関する要因分解の結果（男性）

(Oaxaca model)

賃金格差の値	中国		日本	
	0.5016		0.4061	
	非属性格差	属性格差	非属性格差	属性格差
経験年数	15.17%	5.27%	108.02%	2.47%
学歴	-8.26%	14.05%	5.80%	4.23%
職業	-27.52%	24.13%	-116.92%	8.69%
企業規模	5.25%	10.07%	39.04%	12.66%
産業	39.91%	-6.14%	10.72%	-3.07%
地域	51.63%	-13.52%	-241.48%	-5.59%
説明変数	45.84%		-194.82%	
定数項	20.30%		275.43%	
合計	66.14%	33.86%	80.61%	19.39%

出所：CHIP2002とKHPS2004により推定。

表8 日中における正規と非正規間の賃金格差に関する要因分解の結果（女性）

(Oaxaca model)

賃金格差の値	中国		日本	
	0.5632		0.4135	
	非属性格差	属性格差	非属性格差	属性格差
経験年数	31.55%	1.48%	147.07%	-24.24%
学歴	3.35%	15.81%	-1.05%	-8.08%
職業	-3.25%	22.74%	-6.73%	-23.93%
企業規模	3.80%	6.53%	14.34%	-1.56%
産業	36.86%	-6.79%	59.89%	-1.34%
地域	48.15%	-12.14%	-92.62%	-11.95%
説明変数	120.46%		120.90%	
定数項	-48.09%		50.20%	
合計	72.37%	27.63%	171.10%	-71.10%

出所：CHTP2002とKHPS2004により推定。

第二に、各要因の効果についてみる。① 属性格差において、中国の場合、職業（男性が24.13%、女性が22.74%）、学歴（男性が14.05%、女性が15.81%）の影響が大きい。日本の場合、男性では企業規模（12.66%）と職業（8.69%）、女性では職業（-23.93%）の影響が大きい。日中とも、職業分布の差異が、正規と非正規間の賃金格差に影響を与え、また、職業の効果は、男女によって異なることが示される¹²。

② 非属性格差において、中国の場合、地域（男性が51.63%、女性が48.15%）、産業（男性が39.91%、女性が36.86%）の影響が大きい。日本の場合、経験年数（男性が108.02%、女性が147.07%）産業（男性が10.72%、女性が59.89%）の影響が大きい。非属性格差に関する分析結果により、以下のことが示される。まず、日中とも、産業間の賃金格差が女性の正規と非正規間の賃金格差に寄与する。この理由については、女性の場合、非正規者は第三次産業に集中し、その労働供給が労働需要を上回ると、第三次産業において、労働の超過供給が生じる。そのため、人的資本が同じでも、第三次産業の場合、非正規者の賃金は低くなることが考えられる。次に、経験年数についてみる。中国に比べ、日本の場合、経験年数に対する評価の差異は、正規と非正規間の賃金格差に大きな影響を与え、こうした経験年数の影響は、女性が男性より大きいことがわかる。この理由は、日本の年功賃金制度にあると考えられる（小野1989；馬2007c）。具体的にいえば、日本企業の勤続年数と年齢を重視する年功賃金制度は、現在までに依然として企業の賃金決定に大きな影響を与えている。そのため、正規就業者の場合、経験年数の上昇とともに賃金が上昇する一方、非正規就業者の場合、経験年数の上昇に伴って賃金がほとんど上昇しないため、経験年数に対する評価の正規と非正規間の差異によって、正規と非正

規間の賃金格差が生じると考えられる。

まとめ

本稿では、日本と中国の労働市場で生じている、正規と非正規間の賃金格差の要因について、Oaxaca モデルを用い、計量分析を行った。主な結論は以下の通りである。第一に、日中とも、労働市場は、正規と非正規によって分断されている。日本においても、中国においても、男女とも、非属性格差が正規と非正規間の賃金格差に与える影響は、属性格差より大きい。第二に、日中とも、非属性格差が正規と非正規間の賃金格差に与える影響は、女性が男性より大きい。第三に、中国に比べ、日本の場合、非属性格差が、正規と非正規間の賃金格差に与える影響は大きい。非属性格差の影響は、日本女性が一番大きい。第四に、属性格差の内訳をみると、中国においては、男女とも、職業と学歴の影響が大きい。日本においては、男性の場合、企業規模と職業の影響が大きく、女性の場合、職業の影響が大きい。日中両国とも、職業分布の差異は正規と非正規間の賃金格差に影響を与える。第五に、非属性格差の内訳をみると、中国の場合、男女とも、地域と産業の影響が大きい。一方、日本の場合、男女とも、経験年数の影響が大きい。

これらの計量分析の結果は、以下のような政策含意を持つと考えられる。第一に、分析結果から、日本においても、中国においても、正規と非正規間の差別的取り扱いが存在し、労働市場は正規と非正規の就業形態によって分断されることが示される。また、正規と非正規間の賃金格差に与える影響は、非属性格差の方が属性格差より大きいことは、明確である。したがって、日中両国とも、正規と非正規間の賃金格差を是正するため、制度的な変革が最も重要であることが示唆された。両国とも、正規と非正規の就業形態に関わらず、公正な処遇を確保する政策の設定・実施することは、今後の重要な課題となっている（樋口 2008; 胡 2003; 張 2004）。

第二に、日本においても、中国においても、非属性格差の影響は、女性が男性より大きい。正規と非正規間の差別的取り扱いの問題は、女性が男性より深刻化しており、女性の就業状況は二極化していることが示される。日中とも、女性における正規と非正規の均等処遇の問題を重視すべきである。

第三に、日本の場合、男女とも、経験年数に対する評価の差異が、正規と非正規間の賃金格差に与える影響が一番大きい。したがって、日本において、男女とも、正規と非正規間の賃金格差を縮小するため、企業内部の年功賃金制度の見直しを検討すべきである。

第四に、日中とも、職業分布の差異は、正規と非正規間の賃金格差に影響を与えることが示さ

れる。正規就業者が基幹業務を担当し、非正規就業者が補助業務を担当するため、業務あるいは職業の差異によって、正規と非正規間の賃金格差が生じると考えられる。日中とも、職業分布の偏りを是正するため、非正規就業の職域を拡大させることを検討すべきである。

第五に、中国の場合、男女とも、教育水準の差異は正規と非正規間の賃金格差に与える影響は大きい。中国の正規と非正規間の賃金格差を縮小するため、低学歴者に向く教育訓練政策は必要である。

参考文献

[日本語文献]:

- 小野旭『日本の雇用慣行と労働市場』東洋経済新報, 1989年。
- 金子治平・杉橋やよい・山下裕歩「正規・非正規労働者の年間所得格差の要因分解」『季刊経済研究』大阪市立大学経済研究会 第28巻第1号, 2005年, 19-32ページ。
- 酒井正・樋口美雄「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号, 2005年, 29-41ページ。
- 四方理人・馬欣欣「90年代における両立支援政策は有配偶女性の就業を促進したか」樋口美雄(編)『日本の家計行動のダイナミズムⅡ—税制改革と家計の対応』慶應義塾大学出版社, 2006年, 167-189ページ。
- 永瀬伸子「既婚女子の雇用就業形態の選択に関する実証分析」『日本労働研究雑誌』第418号, 1994年。
- 永瀬伸子「女子の就業選択」中馬宏之・駿河輝和(編)『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版社, 1997年。
- 樋口美雄「経済学から見た労働市場の二極化と政府の役割」『日本労働研究雑誌』第571号, 2008年, 4-11ページ。
- 丸川知雄『労働市場の地殻変動』名古屋大学出版社, 2002年。
- 馬欣欣「農村—都市の労働力流動と中国の都市部における賃金格差—都市部の労働市場の分断化に関する実証分析」財務省財務総合政策研究所 Discussion Paper Series No.07A-08, 2007年(a)。
- 「性別職業分離と男女間賃金格差の日中比較—日本と中国の家計調査のマイクロデータを用いた実証分析—」『中国経済研究』第4巻第1号, 2007年(b), 15-36ページ。
- 「日中における男女間賃金格差の差異に関する要因分解」『日本労働研究雑誌』第

[英語文献]:

- Arrow, K. "Some Mathematical Models of Race Discrimination in the Labor Market," in Pascal, A. (eds.) *Racial Discrimination in Economic Life*, Lexington, DC Heath, 1972.
- Arrow, K. "The Theory of Discrimination," in O.A. Asehnfelter and A. Ree (eds.) *Discrimination in Labor Market*, Princeton, N.J., Princeton University Press, 1973.
- Becker, G.S. *The economics of discrimination* Chicago: University of Chicago Press, 1957.
- Becker, G.S. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, Chicago: University of Chicago Press, 1964.
- Blinder, A.S. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimation," *The Journal of Human Resources* 8, 1973, 436-455.
- Barrett, G.F. and D.J. Doiron "Working Part time: by Choice or by Constraint," *Canadian Journal of Economics*, 34(4), 2001, pp.1042-1065.
- Baffoe-Bonnie, J. "Incidence and Duration of Unemployment Spells: Implications on the Wage Differentials of Part-time and Full-time Workers," *Contemporary Economic Policy*, 21(2), 2003, pp.227-242.
- Baffoe-Bonnie, J. "Interindustry Part-time and Full-time Wage Differentials: Regional and National Analysis," *Applied Economics*, 36, 2004, pp.107-118.
- Doeringer, P. and M. Piorer "Internal Labor Markets and Manpower Analysis," Lexington: Health Lexington Books, 1971.
- Ermisch, J.F. and R.E. Wright "Wage Offers and Full-time and Part-time Employment by British Women," *Journal of Human Resources*, 28(1), 1991, pp.111-133.
- Heckman, J. "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Development Variables and a Simple Estimator for Such Model," *The Annals of Economic and Social Measurement*, 5, 1976, 475-492.
- Knight, J., L.N. Song, and H.B. Jia "Chinese Rural Migrants in Urban Enterprises: Three Perspectives," in Cook, S. and M.F. Margaret (eds.) *The Worker's State Meets the Market: Labor in China's Transition*. London: Frank Cass, 1999.
- Maddala, G.S. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Economics*, Cambridge University Press, 1983.
- Manski, C.F. "Anatomy of selection Problem," *Journal of Human Resources*, 24, pp.343-

360,1989.

- Margaret, M.F. and N.Ngan "Differential Rewards to, and Contributions of, Education in Urban China's Segmented Labor Markets," *Pacific Economic Review*, 9 (3), 2004, pp. 173-189.
- Meng, X. and J.S. Zhang J "The Two-Tier Labor Market in Urban China: Occupational Segregation and Wage Differentials between Urban Residents and Rural Migrants in Shanghai," *Journal of Comparative Economic*, 29, 2001, pp. 485-504.
- Meng, X. "The Informal Sector and Rural-Urban Migrant: A Chinese Case Study," *Asian Economic Journal*, 15(1), 2001, pp. 71-89.
- Mincer, J. *Schooling, Experience and Earning*, Columbia University Press, 1974.
- Oaxaca, R.L. "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review*, 14(3), 1973, pp. 693-709.
- Phelps, E.S. "The Statistical Theory of Racism and Sexism," *American Economic Review*, Vol. 62 No. 4, 1972, pp. 659-661.
- Piore, M.J. "The Dual Labor Market: Theory and Applications," in Barringer, R. and S.H. Beer (eds.) *The State and the Poor*, Cambridge, MA: Winthrop, 1970.
- Robert, K.D. "The Determinants of Job Choice by Rural Labor Migrants in Shanghai," *China Economic Review*, 12, 2001, pp. 15-39.
- Reimer, C.W. "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men," *The Review of Economics and Statistics*, LXZ, 1983, pp. 351-364.

注：

¹ 「3Kの職業」とは、「きつい、きたない(汚い)、きけん(危険)」と言われる職業である。

² 『労働力調査』(『労働力特別調査』)によれば、パート・アルバイトや派遣社員・契約社員などから構成される非正規就業者は、1990年に881万人であったが、2005年に3300万人と約3.75倍に増加し、全体の就業者に占める割合が同期間に19%から30%へと増加した。

³ 総務省統計局の2006年の『労働力調査』によれば、非正規者が全体の就業者に占める割合は、男性が16%であったが、女性が50.2%で多かった。また、OECD(2006)「Labor Force Statistics」によって、日本ではパート労働者での女性の割合は1995年が70.3%、2000年が69.7%、2005年が67.7%で男性より高かった。

⁴ 具体的に言えば、非属性格差とは、差別的取り扱いの要因や、観察できない要因(例えば、個人の能力)などの要因に基づく賃金格差である。

⁵ 正規と非正規の区分については、第3節の「用いたデータと変数設定」の部分参照されたい。

⁶ スイッチングモデルについては、第3節の「推定モデル」の部分参照されたい。他の修正

方法については、正規、非正規、無業に関する順序プロビット分析に基づく修正法もある (Ermisch and Wright 1991)。本稿では、最初に Ermisch and Wright (1991) に基づいて分析したが、中国女性、中国男性、日本男性の場合、無業に関する修正項の推定値は有意ではない。したがって、本稿ではスイッチングモデルを用いる。

⁷CHIP2002 では、都市住居者は、都市で就業している都市戸籍者と農民戸籍者（出稼ぎ農民労働者）の両方を含む。

⁸中国において、北京市、湖北省や広東省などの 12 カ省・直轄市に従って 12 カ地域ダミーを設定している。日本において、関東、中国、近畿や九州などの 8 カ地域ダミーを設定している。

⁹ここで表 2 の数値は、日中とも、月給であることを留意しておく。

¹⁰稿では、経験年数の算出が標準的ミンサー型の賃金関数に従って行われた。つまり前述で述べたように「経験年数＝年齢－教育年数－6」のよう計算したため、経験年数は年齢との相関関係が強いと考えられる。その相関関数は中国が 0.9571、日本が 0.8761 である。

¹¹留保賃金とは、労働者がわずかな時間であろうと就業を希望するための最低限の賃金である。留保賃金率は個々人の余暇と消費に対する嗜好の違いによって異なってくる。例えば、子供の数が多く、末子の年齢が小さいほど既婚女性の留保賃金は高くなる。

¹²男女の職業分布の差異に関する分析結果は、李・馬 (2006)、馬 (2007b) に一致している。

[謝辞]

本稿の執筆にあたり、慶應義塾大学商学部清家篤教授、樋口美雄教授、北京師範大学李実教授からご指導および貴重な助言を頂いた。また、2008 年日本労務学会関東部会および慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 報告会で報告する際に、早稲田大学鈴木宏昌教授、白木三秀教授、慶應義塾大学 COE 研究員小松原崇史氏、佐藤一磨氏に有益なコメントをして頂いた。ここに記して深く感謝したい。残る誤りは全て筆者の責任に帰する。

(ま きんきん 慶應義塾大学 COE 研究員)

2008年6月27日

財) 統計研究会 労働市場研究会 発表資料

不安定雇用から安定雇用への参入はどれだけすすんでいるか？

2002年以後の労働力調査のパネル構造を活用した分析

統計研究所客員教授・客員研究官¹

永瀬伸子 (お茶の水女子大学)

水落正明 (三重大学)

はじめに²

本稿は、2002年から特定調査票と接続が可能となった労働力調査のパネル構造を利用することでこれまで明らかにできなかった新たな知見の獲得を試行することを目的とする。調査設計の変更により、個人の完全マッチングを行うことで、失業者や離転職者、新規参入者について、学歴や過去の職業履歴などがはじめてわかるようになった。そこで新たにどのような知見が得られるかをこの分析では試行したい。利用する調査は接続が可能となる2002年1月から、利用申請時点の最新データである2007年8月である。

筆者らが関心を持ってきたのは、1995年以降、特に1998年以降2003年頃まで安定雇用が細った時期に就職した若年者が、このところの景気回復の中で、安定雇用に移行できているか、ということである。労働力調査は月次の調査であり、毎月4万世帯とその世帯員(特定調査票については1万世帯とその世帯員)を調査しているから、マッチングによりその豊富なデータからこの疑問に一定の答えを与えることが可能である。またマッチングにより従来わからなかった、失業、雇用、非労働力の前月から今月、あるいは、1年後について、学歴別集計が可能となる。Uを失業、Nを非労働力、Eを雇用とし、UUを前期失業、次期失業と表すとすると、UU、UN、UE、EE、EN、EU、NN、NU、NEの遷移を集計でき、さらに失業・無職から正社員、パート、派遣などの就業形態別の遷移についても集計が可能となった。

そこで本稿では、この豊富な情報を用いて、労働市場の変化について、①若年雇用について、安定雇用への参入がどの程度すすんでいるかどうか、②UU、UN、UE、EE、EN、EU、NN、NU、NEの遷移について、性、学歴差、就業形態に注目した実態の分析、さらに③1年の就業状況移動をもとに、Added Worker Hypothesis、Discouraged Worker Hypothesisについてどのような新しい知見が得られるかについて分析を行う。

¹謝辞 総務省統計研修所の客員研究官としてこのような研究機会をいただいたことを心から御礼申し上げます。また統計研修所、労働力人口統計室をはじめ多くの方々からご支援やアドバイスをいただいたことに御礼申し上げます。また研究補助をしてくれた金秀炫氏に御礼申し上げます。

²本稿は中間報告でありさらに精査すべき統計が多く含まれておりますのでよろしくご了解ください。コメントをいただきますことを歓迎します。nagase.nobuko@ocha.ac.jp

1. 研究の方法と先行研究

1. 1 研究の方法

『労働力調査』は、層化二段階抽出法（第1段階は調査区、2900の調査区より、第2段階は住戸）により、毎月約4万世帯、約10万人を調査している。精度を高めるために、調査対象を一定期間固定しつつも交代する設計となっている。そのため同一世帯に、2ヶ月連続訪問し（この調査の説明では1年1カ月目、2か月目と呼ばれているが、本論では1期、2期と呼ぶ）、引き続き1年後に2ヶ月連続訪問する（同じく2年1カ月目、2か月目と呼ばれているが、本論では3期、4期と呼ぶ）設計である。従来は、詳細は別に『労働力特別調査』が行われており、年1回、雇用情勢が逼迫してからは年2回実施されていた。しかし雇用情勢の悪化の中で、2002年1月から労働力調査に統合され、2年2ヶ月目世帯の全世界帯に実施され四半期ベースで詳細調査項目が発表されることになった。その結果、同一世帯をExact Matchingさせることにより、特定調査票に含まれる学歴や年収、正社員、パートといった就業形態、過去履歴などの情報を、従来の労働力調査情報と接続できるようになった。また1ヶ月目の失業者が、1カ月後、1年後に仕事に就けたかどうか、またそうした当該人はどのような個人・世帯属性を持つのかを分析することが可能となる。

1期と2期の一部項目は、総務省内でマッチが行われているが、年を挟むマッチングは行われていない。そこでこの標本に4期の基礎調査票と特定調査票をマッチさせ、3時点をつなぐことにした。マッチング・キーは、世帯番号と出生年である。世帯番号のみに比べて、出生年を加えるとマッチングは9割程度に落ちる。これは、労働力調査は、抽出を住戸としているため、住戸に引越して別世帯が入居した場合も同一世帯番号が付されるからであり、また同一世帯であっても、世帯内での転出、転入、（あるいは死亡、新たに15歳になるなど）があるためである³。

1. 2 先行研究

若年雇用については、景気動向が悪いことが若年層の賃金に恒久的な影響を与えていることをGenda and Kurosawa(2001)は厚生労働省『若年者雇用就業実態調査』を用いて分析している。また太田・玄田(2007)は『労働力特別調査』の1986から2001年を用いて、労働市場の世代効果（卒業する年度の景気が悪いと年収は恒久的な影響を受ける）ことを実証している。本稿は、時期としては、景気好転が見られだした2002年から2007年を分析

³ つまり転居、転出、死亡等によって2年間を追うことが出来ない個人が出てくる。今後さらに検討したいが、一部のサンプルを試験的に検討した限りでは40-70歳代前半の女性の9割は追跡が出来そうである。単身でない世帯主男性も同じ年齢層では女性をやや上回る追跡が可能である。しかし20歳代後半から30歳代前半になると単身でない世帯主男性でも7割程度に下がり、20歳代前半から後半の男性（世帯主に限定しない）となると、追跡は7割を切る。また失業した男性は30歳代までは、一般男性以上に転居が多く、試験的な計算結果の限りでは追跡は6割程度となっている。もっとも面接法による政府調査であるため、第1回目の回答率が民間調査に比べるときわめて高いため、失業という微妙な世帯に対してきわめて高い追跡を実現しているとも言えるであろう。

することで、景気好転期においてどのような変化が見られたかを、また特にパネル構造を利用して、1年前の失業者や無業者がどのように変化したかを見ることが出来る。

失業から就業へというフローに注目した分析については、日本を対象とした分析では、水野(1982)、水野(1983)や樋口・清家・早見(1987)が初期の研究である、また最近の分析として太田聡一・照山博司(2003)がある。同論文は労働力調査の個票を用いて1ヶ月の変化を取り上げ、1979年から2000年までという長期の労働力フローデータの趨勢と変化の分析し、1980年、1990年と比べて、2000年にはUU確率が男女とも大きく上昇し、失業から抜け出しにくくなったこと、女性のUN確率(失業からの非労働力化)が下がったことや、男女ともに、NU確率(非労働力から失業への参入)も大きく上がったこと、特に女性については、25-29歳層でNU確率が大幅に上昇したことなど、興味深い結果を指摘している。

本稿は、パネル構造を利用することで、太田・照山(2003)では可能でなかった学歴別のUU、UNへの遷移確率や、失業の収入への影響、失業や無業後の正社員、パートアルバイト等への参入の実態を見ることがデータ上可能となった。また太田・照山では行われていない年を超えるマッチングを行ない、1年の変化をとらえた結果も提示する。さらに、女性の新規の労働力参入や、非労働力化が、労働市場の逼迫とどのような関係を持つかについて計測する。

2. 労働力調査がとらえる2000年以降の若年雇用の変化について

2.1 学卒直後の若年雇用の実態

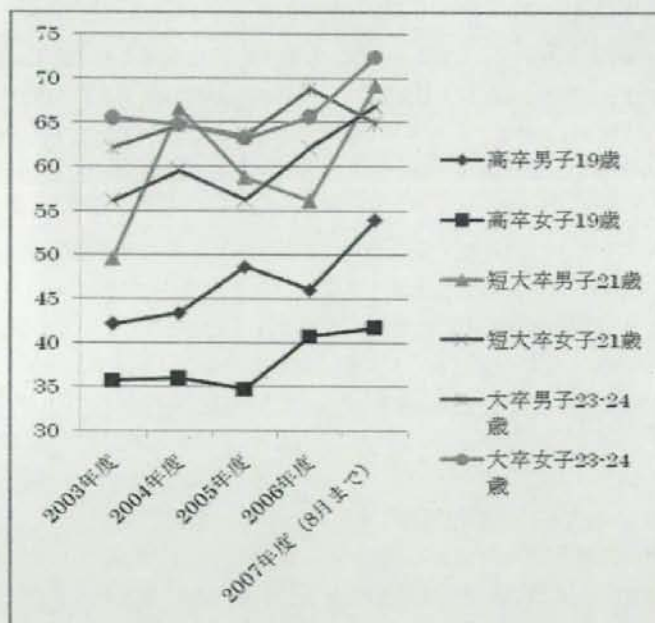
この節では、2000年以降の若年層の雇用実態と雇用の変化を分析する。労働力調査が有効なのは以下のような点からである。まず月次でデータがあり、毎月の雇用変動を追える。新卒時の採用状況は毎年大きく変動するが、このような変化を継続的に一定規模で、かつ偏らないサンプリング方法を厳格に守ってとられているデータといえば労働力調査しかない。そして、特定調査票とマッチさせることにより、1年後の変化がわかるだけでなく、当人の学歴や家族状況もわかる。学卒直後の状況として、1歳年齢、あるいは2歳年齢階級、学歴別、男女別に見ると、サンプル数が小さい場合で200程度、大きい場合で900程度に縮小する結果、ややばらつきが大きくなるが、しかし時系列の傾向を追うには十分であるだろう。

まずは学卒直後の就業状況を見るために、1歳年齢別(ただし大卒はサンプル数が縮小するために2歳年齢別)で、高卒者19歳、短大卒者21歳、大卒者23-24歳を年度別に集計した。なお、正社員、パート、アルバイト、派遣、といった分け方ができるのは、特定調査表であるため、この部分は労働力調査対象の4回目の回答のみを用いた集計となっている。

図2-1のとおり、2003年をボトムとしてどの学歴においても正社員就業の割合が高ま

っている。もっとも高卒は2003年で男子40%強、女子35%のみが正社員就業であり、2008年(8月まで)では、男子55%に高まっているものの女子は40%強にとどまる。大卒男女は比較的安定しているが、それでも60%強が70%近くからこれ以上に高まっている。短大卒男女ともに2007年には正社員就業が65%を超えるまでに上昇している。

図2-1 学卒後の正社員就業



この中では高卒女子の正社員比率の上昇が弱い、それは学卒直後にパート・アルバイト就業をしている者が4人に1人を占めることにも表れている。短大卒女子も2003年時点では5人に1人が学卒直後にパート・アルバイト就業をしていたが、その後はパート・アルバイトが下がった。そのかわりに、短大卒女子には、派遣・契約嘱託等の就業が卒業者の15%近くにまで高まっている。

図2-2 パートアルバイト比率

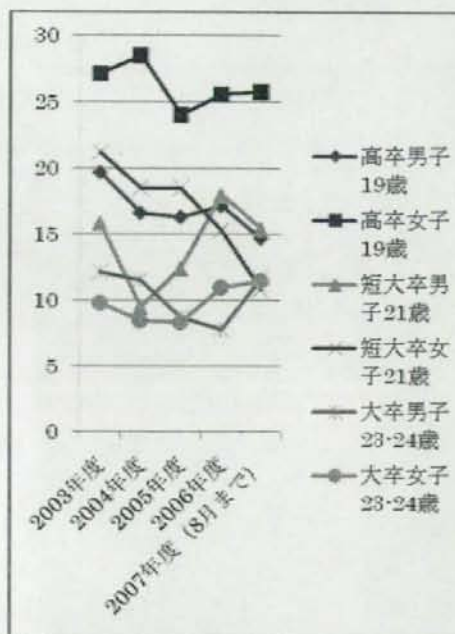


図2-3 派遣・契約・嘱託

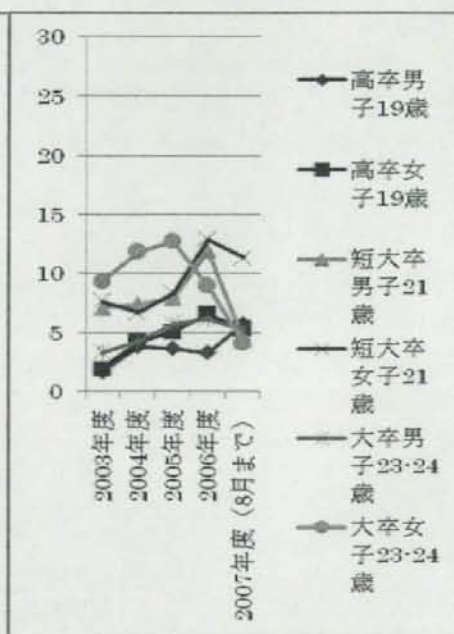


図2-4 学卒直後の失業

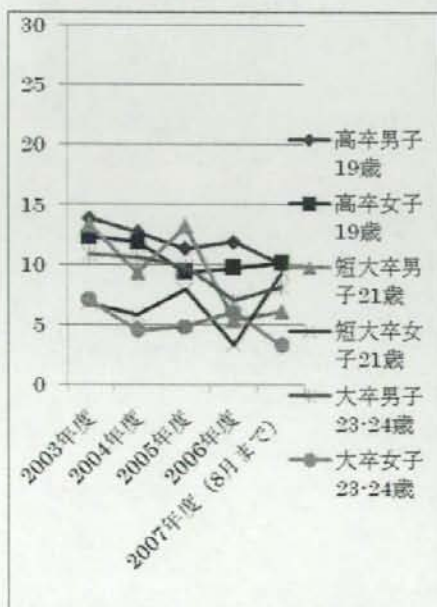
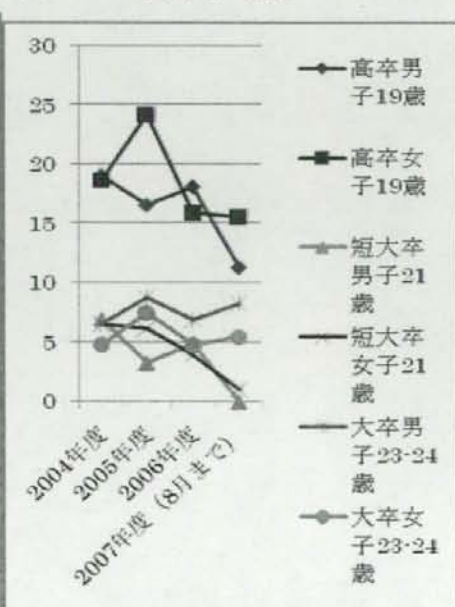


図2-5 学卒直後の無業



学卒直後の失業率は短大卒以下で10%強から10%をやや下回る水準に低下している。大卒は6%程度と比較的安定している。

また若年層については、学校を卒業したものの、求職活動を当月にしなかった非労働力の多さが注目できる。高卒については、2003年度は男女ともに5人に1人が学卒後非労働力である。非労働力は特に男性では景気回復とともに低下しているが、女性は15%程度と依然として高い。これは高卒女性の5人に1人がパート・アルバイトという不安定な仕事に就いている（そうした比較的就職しやすいが賃金も上がらない仕事に就く可能性が高い）から急いで仕事に就かないのかもしれない。

2. 2 不安定雇用についての学卒者は年齢上昇とともに安定雇用に転職できているか？

このように就職した年が不景気であると、安定した仕事につけていないこと、その傾向は低学歴ほど、また男性に対して女性ほど顕著であることが示されたが、その後の景気回復の中で若年層は安定雇用に参入しているのだろうか。

まず年齢が上がると正社員比率が高まるかどうかを、卒業年コホート別に見てみよう。これも第4回目調査からの集計である。表2-1が示すのは、2003年に高卒となった男性の学卒後まもなくの正社員比率は39.8%だが、その後22-23歳となると60%まで高まっていることである。ただし、より景気が良い時に卒業した男子（2007年に20-21歳）とそうでない場合（2005年に20-21歳）とを比べると、正社員比率は、18-19歳時の差の3.8%が7.3%ポイントへとむしろ広がっており、卒業時の景気の良さが長期的な（そして拡大する可能性も含んで）差を生んでいることも示されている。

一方、高卒女子は、男性と比べると、安定した職への移動がきわめて薄いことが明らかになった。高卒女性の19歳の正社員比率は33.7%で男性と大差はないが、同じ年齢層が22-23歳となった場合も38.4%にとどまっており、改善はわずか5%である。男性と比べると正社員比率が20%ポイントも低くなっている。女性無配偶者に限っても41.8%であり、婚姻の影響が主因とはいえない。またより景気が良い時に卒業した女子（2007年に20-21歳）とそうでない場合（2005年に20-21歳）とで正社員比率の差は男性よりも小さい3.5%程度である。ただし18-19歳時の正社員比率を見ると、2003年に比べて、2005年には派遣、契約が増えた分、正社員比率はやや落ち、2006年度によりやく回復している。派遣や契約社員に初職になれた方がパート・アルバイトあるいは無職よりも、正社員に移りやすいことを示しているのかもしれない。

学卒直後の失業は男子が14%、女子が12%だが、さらに無職が、2003年には男子22%、女子23%と驚く高さである。「無職」は男子は22-23歳になれば5%にまで減少しているが、女子は16%（無配偶で10%）とかなり高い割合で残る。また失業率も高いままである。

表2-1 高卒者の学卒後時間経過後の就業状況変化



注) 2007年度は8月までに限られる

続いて短大卒業者の状況を見ると、卒業直後の正社員比率は、男性が48%、女性が53%と女性の方が高いほどである。短大進学は、女性の就業機会を特に開くといえるだろう。また男性正社員比率は2003年で48%であるが、しかし4年後には74%にと25%程度も上昇する。一方、女性は、22-23歳層でいったん10%ポイント程度上昇するものの、その後停滞(無配偶者に限ったとしても)し、派遣や契約・嘱託への転職が増えている。また2003年と2005年との就職組の2年後の正社員比率を見ると、男性で4%ポイント程度、女性で1.5%ポイント程度、後者が高く、入職時の景気の影響がみられる。

表2-2 短大卒業者の学卒後時間経過後の就業状況変化



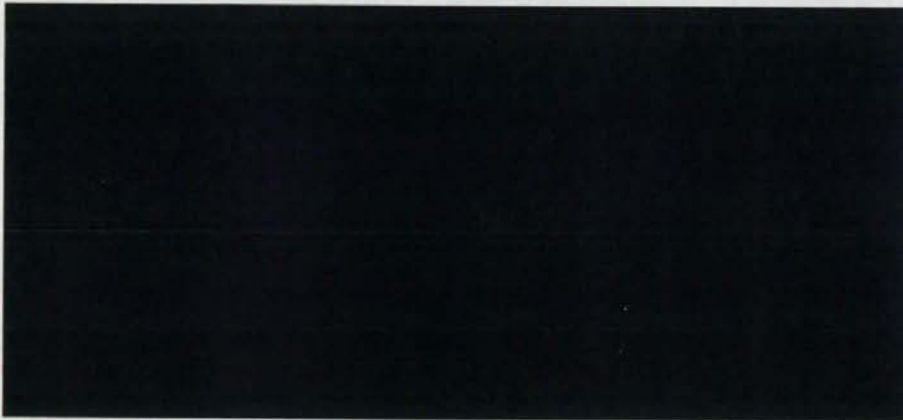
注) 2007年度は8月までに限られる

大学卒業者の状況を見ると、卒業直後は、男性52%、女性61%と、もともと正社員比率が高く、また女性の方が正社員比が高い。男性は4年後には71%にと20%弱正社員比率が

上昇し、女性は、24・25歳層でいったん5%ポイント程度上昇するものの、その後、短大ほどではないが、やはり停滞がみられ（無配偶者に限れば微増にとどまり）、非正規雇用や失業がやや増える。また2003年と2005年との就職組の2年後の正社員比率を見ると、男性で3%ポイント弱、女性では6%ポイント近く、後者が高く、入職時の景気の影響がみられる。

また失業や無職が少なくない。

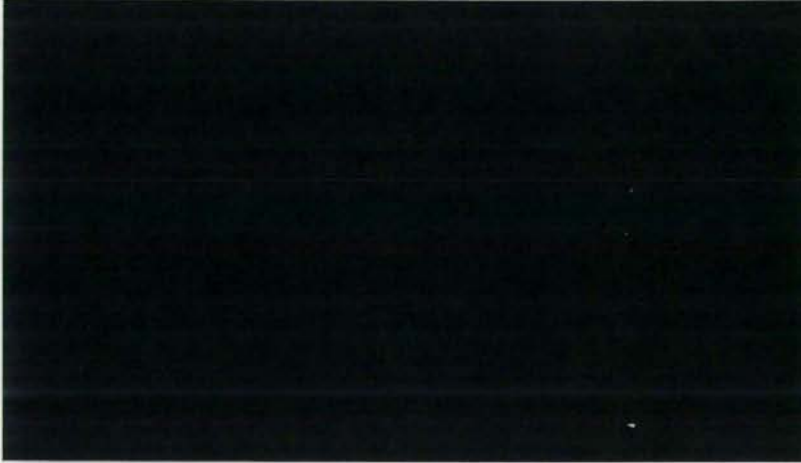
表2-3 大学卒業者の学卒後時間経過後の就業状況変化



注) 2007年度は8月までに限られる


28-29歳時点での就業状況をみると、大卒は横ばい、また短大卒の正社員比率は、2003年から2006年にかけて同じ年齢層で改善されている。ところが高卒の正社員比率は2003年から2006年にかけてやや落ちている。短大、大卒者の入職年が、いずれも金融危機以後と目されるのに対して、高卒者の入職年は、それぞれ、1993-1994年、1996-1997年と予想される。1995年より前に入職か、その後の入職かで初職の正社員比率が異なっていたものとみられる。そして、年齢経過とともに正社員比率は上昇するものの、その水準は高卒でもっとも低いことから、初職における新卒採用の縮小は、高卒者にもっとも大きく、かつ長く続く影響を与えたものと考えられる。

表 2-4 28-29 歳時点での学歴別、年度別就業状況 (男性)



大卒女性についても、高卒者に見られる傾向は類似している。ただし全体に正社員比率が低いのが特徴である。たとえば 28-29 歳時点で世帯主の配偶者がいない比率は、高卒で 6 割、大卒で 7 割である。このように婚姻状態に入らない場合、はたして女性は独立生計をたて、暮らしていけるだけの収入を得られているのであろうか。この点は後に見る。

表 2-5 28-29 歳時点での学歴別、年度別就業状況 (女性)



2. 3 無業・失業者は 1 年後にどうしているか?

表 2-6 からは、年を超えるマッチングデータを利用した集計である。すなわち、1 期に無業、失業であった者が 1 年 1 ヶ月後の 4 期に仕事に就いた場合、どのような仕事に就いたかを示したものが表 2-6 である。

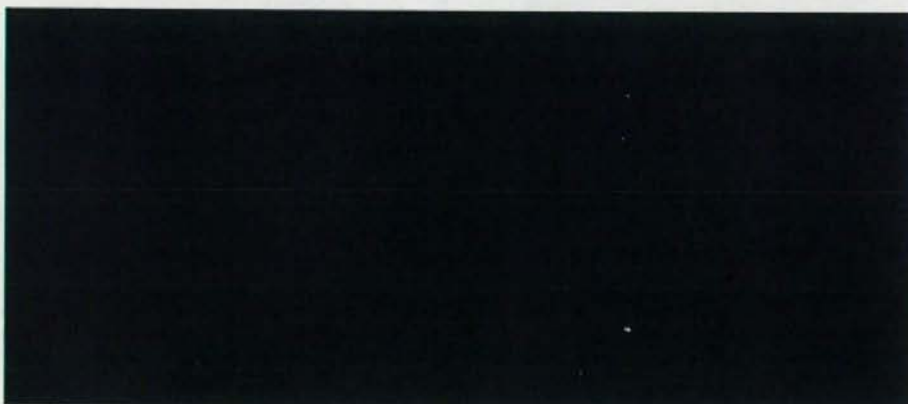
男性は学歴計で 28 歳以下の新規就業者の 6 割近くが正社員となっていることがわかる。なお少し年齢層を広げても 40 歳までもその 5 割が正社員として就職している。

一方女性は、25-28 歳の新規就業者では 28%しか正社員の職には就けていない。女性の

場合は、24歳までに正社員の職に就くことが重要と言えるかもしれない。表のとおり、学歴が高いほど正社員に就職しやすいが、女性は40歳以上になると、ほとんど学歴差はなく、求職者の1割から15%程度しか正社員就業はしない。男性は、学歴差はいったん33-36歳層にほとんどなくなり、その後は短大と大卒の差は比較的小さいが、高卒との差は一定程度残る。

表2-6 1年1か月目 → 2年2か月目 (失業・無業者のうち、就業した者で正社員に就業した割合)

2002年1月から2007年8月まで



図表示 無職・失業状態の後、1年1ヶ月後に就業した者のうち正社員になっていた者の割合

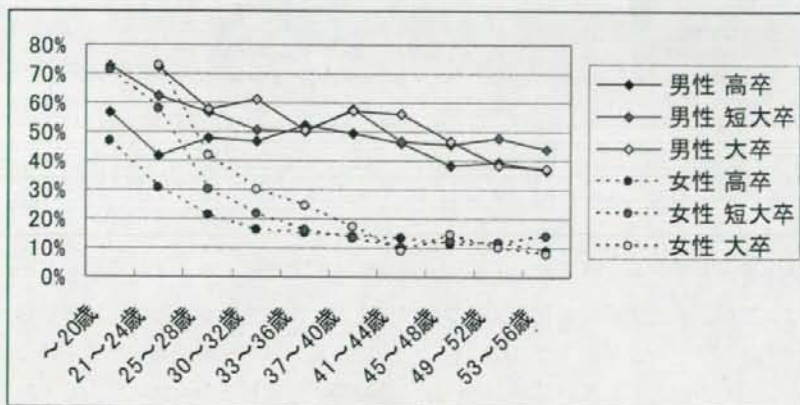


表2-7は、失業経験のある者の1年後の状況を、労働力に限り見てみよう (つまり1

年後に無業化した者は集計から除いている)。確かに、男性は、正社員就業も多かったが、表2-7が示すのは、それより多くの者が1年後も失業にとどまっているという事実である。

男性は、30歳台から、失業から就業への変化がやや落ちるために、失業が増えるが、それは、これは、パート・アルバイトへの就業化が減り、かといって、自営業への転換もあまりすまないためである。自営業は、40歳以降失業した者の選択肢の1つとしてより大きく顕在化する。

一方、女性については、パートアルバイト就業がどの年齢でも高い。正社員という形で失業から脱するピークは20-29歳層であり、その後は落ちる。また同じ年齢層で、派遣、契約社員、その他社員という形での就業もピークである。40歳以後は、圧倒的にパート・アルバイトという形での参入が増える。もともとそうは言っても正社員で就業できている者がたとえば40歳代以降でも10%強いることも注目したい。ただしその賃金水準はかなり低いものである。

表2-7 1期、2期に失業経験のある者の、4期の労働力状況の内訳
男性 女性

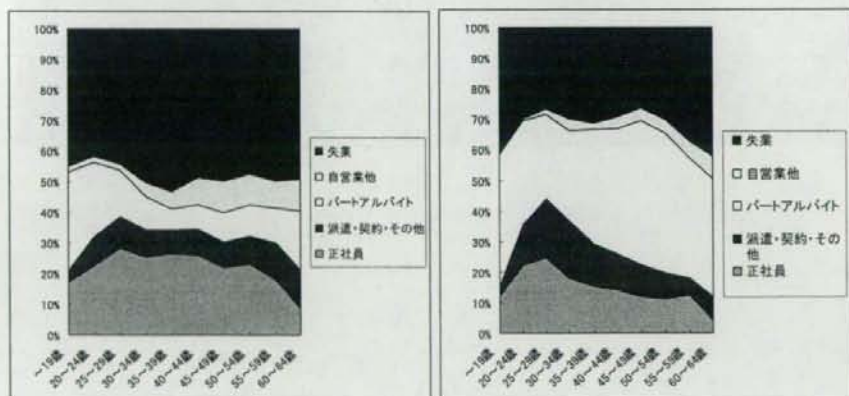


表2-8は正社員への参入を若年層(30歳以下)についてプロビット分析によりみたものである。

学歴の効果は男女ともに有意である。また男性は加齢とともに参入がすすむ効果があるが女性にはないことが多変量解析からも見ることができる。前職経験があることは正社員への参入をすすめるが、女性がそうではないのはいったん正社員をやめて無職期間を持つと参入しにくくなるのかもしれないし、あるいは、結婚等、正社員をやめたい理由があつてやめたのかもかもしれない。男性は有配偶ほど正社員であり女性は逆であるが、これは因果関係が逆かもしれない。女性についてのみ2007年の景気回復の効果が有意に見られる。

表2-8 30歳以下の若年層の正社員への参入のプロビット分析

	男性				女性			
	係数	t 値	偏微係数	係数	t 値	偏微係数		
学歴(ベース 高卒以下)								
短大・専門卒	0.37164	9.34	***	0.09297	0.45510	15.14	***	0.08728
大学・大学院卒	0.51202	14.92	***	0.13113	0.64324	17.91	***	0.14311
年齢階層(ベース 15-19歳)								
年齢20-24歳	0.20630	4.96	***	0.04564	0.01861	0.56		0.00315
年齢25-29歳	0.13725	2.06	**	0.03157	-0.05050	-0.91		-0.00829
地域失業率	-0.00599	-0.79		-0.00129	0.00327	0.32		0.00055
前職の職業(ベース 下記以外、無職含む)								
前職正社員	0.28717	2.02	**	0.06354	0.04560	0.28		0.00776
前職パート	1.06505	7.49	***	0.23680	0.71845	4.37	***	0.12047
前職アルバイト	1.31691	8.80	***	0.43795	0.79569	4.71	***	0.19910
前職派遣	1.27110	8.34	***	0.42313	0.69988	4.06	***	0.17126
配偶状態(ベース 有配偶)								
未婚	-0.13267	-3.26	***	-0.03011	0.60067	16.25	***	0.08599
離死別	-0.10529	-0.66		-0.02144	0.83009	10.04	***	0.21701
年(ベース 2003年)								
2004年	-0.03268	-0.71		-0.00699	-0.00916	-0.24		-0.00154
2005年	-0.04128	-0.91		-0.00880	0.03978	1.02		0.00682
2006年	-0.05316	-1.20		-0.01128	0.05964	1.42		0.01030
2007年	-0.06583	-1.46		-0.01389	0.09205	2.04	**	0.01624
地域(ベース 九州)								
北海道	-0.15215	-1.97	***	-0.03031	-0.01285	-0.20		-0.00215
東北	0.01710	0.31		0.00372	0.13984	2.65	***	0.02547
南関東	-0.18561	-3.78	***	-0.03779	-0.10018	-2.18	**	-0.01626
北関東、長野、山梨	-0.04890	-0.82		-0.01032	0.02599	0.45		0.00445
北陸	0.05995	0.92		0.01332	0.12091	1.92	*	0.02188
東海	0.13426	2.29	***	0.03066	0.08008	1.42		0.01407
近畿	-0.08312	-1.76	*	-0.01735	-0.04546	-1.02		-0.00751
中国	0.08189	1.37		0.01837	-0.03726	-0.62		-0.00616
四国	0.06486	0.88		0.01447	0.06676	0.94		0.01173
定数項	-1.82551	-10.56	***		-2.50969	-12.62	***	
loglikelihood		-6087.28				-6441.09		
サンプル数		15520				19600		
擬似決定係数		0.0881				0.0945		
現実値平均		0.154				0.118		
推計値平均		0.134				0.095		

続いて、安定就業、不安定就業がどのような者に多いかを見るために、それぞれのプロビット分析を行った。

安定雇用への参入、不安定雇用への参入のプロビット分析を男女別に見ると、年齢の影響、教育が高いほど、安定雇用に入りやすい、年齢は、一定年齢でもっとも安定雇用に入りやすく、その後はやや参入が減る。また失業の影響も予想通り、安定就業を有意に減らし、不安定就業を有意に増やしている。一方、まだ精査する必要があるが、年ダミーを見ると、女性は2001年に対して不安定雇用がやや増える傾向が見られる。また男性についても、安定雇用が景気回復とともに増えている証左がどうも見られない。この点は、重要なさらに精査すべき点に思われる。

表2-9 安定雇用、不安定雇用のプロビット分析

	安定雇用				不安定雇用			
	男性		女性		男性		女性	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
edys2	0.1372166 ***	15.08	0.299334 ***	47.44	-0.0152813 ***	-10.27	-0.0252962 ***	-16.8
edys3	0.2384619 ***	37.65	0.417192 ***	49.6	-0.0284343 ***	-25.33	-0.0376083 ***	-18.78
chd3t	0.0304922 ***	3.57	-0.0814894 **	-2.02	-0.0061107 ***	-3.38	0.0175851 ***	1.98
chd6t	0.0187451 **	2	-0.1842698 ***	-5.29	-0.0050312 ***	-2.44	0.0322277 ***	4.44
chd9t	0.0350887 ***	3.87	-0.1580875 ***	-5.66	-0.0074098 ***	-3.62	0.024992 ***	4.2
chd12t	0.030101 ***	3.34	-0.0960936 ***	-3.83	-0.0049699 ***	-2.47	0.0151832 ***	2.73
chd14t	0.0319037 ***	2.91	-0.181708 ***	-6.31	-0.0076108 ***	-3.09	0.0218431 ***	3.43
spot2	0.5427451 ***	76.72	-0.6683848 ***	-100.84	-0.0894379 ***	-60.43	-0.0520739 ***	-30.85
agect63	0.2936575 ***	26.04	0.199629 ***	18.15	-0.0149503 ***	-9.12	-0.0094917 ***	-3.82
agect64	0.3609698 ***	31.55	0.1299031 ***	11.97	-0.0280052 ***	-16.56	-0.0192306 ***	-7.95
agect65	0.3008832 ***	23.57	0.0989209 ***	8.51	-0.0252292 ***	-12.7	-0.0060302 ***	-2.24
agect66	0.2842937 ***	21.61	0.1685585 ***	14.2	-0.026665 ***	-12.81	-0.0048156 *	-1.73
agect67	0.2455982 ***	18.96	0.1995114 ***	15.64	-0.0248148 ***	-11.9	-0.0149105 ***	-4.95
agect68	0.1605527 ***	12.82	0.1898662 ***	14.87	-0.0219973 ***	-10.73	-0.041226 ***	-14.09
un	-0.0292897 ***	-17.12	-0.0346994 ***	-15.03	0.0048787 ***	17.9	0.0137898 ***	25.67
y2	-0.0123565 ***	-1.54	-0.0274129 ***	-3.36	0.0019113	1.33	0.0036917 *	1.84
y3	-0.0425084 ***	-5.19	-0.0448138 ***	-5.4	0.0024064	1.63	0.0012776 ***	5
y4	-0.0224572 ***	-2.65	-0.060984 ***	-7.05	0.0013577	0.89	0.0190464 ***	8.79
y5	-0.0291013 ***	-3	-0.0672211 ***	-6.74	0.0002031	0.12	0.016609 ***	6.65
month1	0.006394	0.5	0.0051171	0.4	0.0032033	1.37	-0.0001833	-0.06
month2	-0.0064373	-0.5	-0.0041243	-0.32	0.000364	0.16	0.0006976	0.22
month3	-0.0339675 ***	-2.65	-0.0247572 *	-1.91	0.0045575 *	1.94	-0.000163	-0.05
month4	-0.0051499	-0.4	-0.0040783	-0.31	0.0007555	0.33	0.0050023	1.58
month5	0.0014027	0.11	0.0109005	0.84	0.0000603	0.03	0.0035683	1.13
month7	0.0096612	0.75	-0.0028011	-0.21	0.0052392 **	2.22	-0.0004997	-0.16
month8	0.0138873	1.08	0.007911	0.61	-0.0001604	-0.07	0.0014189	0.45
month9	-0.0021149	-0.15	-0.0006998	-0.05	0.000125	0.05	0.0023818	0.71
month10	-0.0052953	-0.39	0.0086948	0.63	-0.0010105	-0.41	-0.0033722	-1.01
month11	0.008985	0.66	0.0085374	0.62	0.0056486 ***	2.25	-0.0005841	-0.17
month12	0.0061847	0.45	-0.009663	-0.7	0.0021194	0.85	-0.002196	-0.65
region1	0.1176513 ***	7.73	0.1063053 ***	7.5	0.0011807	0.44	-0.013366 ***	-4.23
region2	0.1558109 ***	14.02	0.4255596 ***	38.17	-0.0027932	-1.45	-0.0198519 ***	-7.59
region4	0.1105149 ***	10.23	0.1835684 ***	15.99	-0.0069938 ***	-3.68	0.0025113	0.91
region5	0.2358136 ***	19.23	0.5389356 ***	44.82	-0.012424 ***	-5.93	-0.0153324 ***	-5.2
region6	0.1624738 ***	15.8	0.1133971 ***	10.4	-0.01579 ***	-8.83	0.0088174 ***	3.36
region7	0.0510701 ***	5.06	0.0475059 ***	4.47	0.0017501	0.96	-0.0168157 ***	-7.02
region8	0.1826187 ***	15.05	0.275266 ***	22.69	-0.0088387 ***	-4.2	0.0009905	0.33
region9	0.1309075 ***	9.39	0.3781641 ***	25.55	-0.0085274 ***	-3.95	-0.0296934 ***	-8.74
region10	0.0184707 *	1.89	0.2711383 ***	27.67	0.0100782 ***	5.66	-0.0140597 ***	-6.18
cons	-0.1771464 ***	-8.78	-0.4675426 ***	-21.6				
疑似決定係数	0.0657		0.0626		0.1106		0.0292	
サンプル数	241143		255330		241143		255330	

暫定的であるが、以下を安定就業、不安定就業の定義とした。

安定就業の定義：

特定調査票で、「今の仕事」が正規の職員・従業員、会社などの役員・自営業主であり、「今の仕事についてからの期間」が1年以上である者、「今の仕事についてからの期間」が1年未満であるが、「前にしていた仕事」が正規の職員・従業員であり、「前の仕事をやめた時期」と「今の仕事についてからの期間」の間が1年未満の者

不安定就業の定義：

特定調査票で、「今の仕事」が正規の職員・従業員、会社などの役員・自営業主以外であり、「今の仕事についてからの期間」が1年未満の者、「今の仕事」が正規の職員・従業員、会社などの役員・自営業主以外であり「今の仕事についてからの期間」が2年未満であり「前の仕事をやめた時期」と「今の仕事についてからの期間」の間に1ヶ月又は3ヶ月以上の無職期間がある者、特定調査票で、現在、仕事を探している者、特定調査票で、現在、通学、家事、その他をしており、この1年間に仕事を探したり開業準備をしたことがある者