

「努力の成果か運の結果か?日本人が考える社会的成功の決定要因」

(The products of efforts or the results of luck? The determinants of success that

the Japanese think)

March 30, 2012

緒方 里紗 (Lisa Ogata)

大阪市信用保証協会

Credit Guarantee Corporation of Osaka-shi

小原 美紀* (Miki Kohara)

大阪大学大学院国際公共政策研究科

Osaka School of International Public Policy, Osaka University

大竹 文雄 (Fumio Ohtake)

大阪大学社会経済研究所

Institute of Social and Economic Research, Osaka University

【要旨】社会的成功は努力で決まると考えられているのであろうか、それとも運で決まると考えられているのであろうか。本論文では、日本人が持つ社会的成功に関する価値観の形成要因を分析する。とくに、学卒時に直面する経済状況が価値観の形成に与える影響に注目する。分析には『くらしと好みの満足度についてのアンケート調査』(大阪大学)による回答を用いる。調査回答の特異性を利用して、個人の様々な異質性を捉えた上で、主観的な回答に対する同一個人の回答バイアスや測定誤差を取り除きながら分析した結果、学卒時に偶然にも不景気に直面した者は「社会的成功は努力よりも運で決まる」という価値観を持ちやすい可能性があることが示された。さらに、男性と女性の価値観の形成要因には大きな違いがみられることが分かった。男性では、学卒時の景気を含め過去の生活水準が現在の価値観形成に影響している。一方、女性では、過去の生活水準よりも現在の豊かさ、しかも絶対的な豊かさではなく他人と比較したときの相対的な豊かさが価値観形成を左右する。

[JEL Classification Codes] P16, E60, Z13

【Key Words】価値観の形成,景気,相対所得,日本

^{* 560-0043} 大阪府豊中市待兼山町 1-31 (E-mail) kohara@osipp.osaka-u.ac.jp

本論文の作成にあたり佐々木勝氏(大阪大学),梶谷真也氏(明星大学),窪田康平氏(日本大学)より有益なコメントを頂きました。また,分析にあたり,大阪大学 21 世紀 COE プロジェクト(アンケートと実験によるマクロ動学)及びグローバル COE プロジェクト(人間行動と社会経済のダイナミクス)によって実施された『くらしの好みと満足度についてのアンケート』の調査結果を利用させていただきました。記して感謝申し上げます。なお,第2著者は文部科学省科学研究費補助金(若手(B) 20730156),グローバル COE(大阪大学)および大阪大学研究支援員制度の支援を受けています。

1. はじめに

景気は様々な過程を通じて個人の考え方やその行動に長期的な影響を与える. Ruhm (2003) や Van den Berg, Lindeboom and Portrait (2001) は景気と健康の関係, Malmendier and Nagael (2009) は景気とリスクテイク行動の関係, Di tella, MacCulloch and Oswald (2001) は景気と幸福度の関係を明らかにしている.

景気の中でも、とくに青年期や成人初期に直面した景気は影響が大きい。Brunner and Kuhn (2009) は初職就職時の不況が初任給の下落とそれに伴う生涯所得の低下を明らかにしている。日本においても同様の研究が行われ、大竹・猪木 (1997)、近藤 (2008) は初職の採用動向がその世代の賃金に長期的な影響を及ぼすことを明らかにしている。また、Genda and Kurosawa (2001) は、就職時の景気とジョブマッチングの質に焦点を当て、参入時の失業率が上がると離職率が高くなることを示している。

労働市場参入時の景気がその後の労働状況に影響を与えるのであれば、その時の経済環境は個人の価値観にも影響を与える可能性がある。Giuliano and Splilimbergo (2009)は、アメリカの General Social Survey (GSS)の 1972年から 2006年までのデータを使って、青年期の景気が社会的成功要因の認識に及ぼす影響を明らかにしている。青年期の景気を表す指標として居住地域ごとの GDP 成長率を利用して、18歳から 25歳までの間に少なくとも1回大きな不景気を経験した人々は「人生の成功は運によって決まる」と考える傾向が強いことを示している。

このような傾向は日本でも見られるのであろうか.本論文では、日本人の社会的成功要因の価値観形成について、学卒時の景気が与える影響に注目しながら明らかにする.社会的成功要因に関する価値観の分析はこれまでに日本では行われていない.分析には価値観について詳細に尋ねたアンケート調査の結果を用いる.

計量分析では以下の点に注意する.第一に、学卒時に個人が直面した労働市場の状況の 影響に注目する.学卒時の景気は個人がコントロールできるものではない.労働市場の活 況期に運よく学卒期を迎えた個人とそうでない個人の差を捉えることで、外生的なマクロショックが個人の価値観形成に与える影響を分析したい。そのために、国全体の失業率やGDPといった景気指標ではなく、青年期に個人が居住している地域の労働市場の状況を捉える1.

第二に、相対的な変数を説明要因として捉える。本論文では価値観の中でも社会的成功が何によって決まるかという価値観の形成要因に注目するが、これは現状に対する満足度や不平等感から生じる主観的な概念である。このような主観的な回答を分析対象とする研究で最も有名なものは幸福度の研究であろう。数多くの実証研究により幸福度の形成要因が明らかにされている(Clark, Frijters and Shields (2008)や Di Tella and MacCulloch (2006)が研究を展望している)。そこでは、絶対的な所得は主観的幸福度に大きな影響を与えるが、それ以上に他人と比較したときの自己の相対的な所得が幸福度を高めるのに重要であることが示されている。相対的な変数は人々の思考や信念を分析する際には落としてはならない説明要因であろう。

第三に、価値観を分析する際にしばしば問題となる内生性について注意する. 価値観形成に影響する個人属性の中には観察されないものが多い. 本論文で扱う「社会的成功要因についての認識」も例外ではない. また、主観的な回答には測定誤差も大きい. これらの問題はしばしば操作変数法によって解決されるが、十分な操作変数を見つけることは難しい. 価値観に影響する説明変数や測定誤差を説明する変数と相関が高く、かつ価値観とは相関しないという仮定を満たす変数は少ないからである. 不十分な操作変数を使えば推定バイアスを取り除くことはできない. 本論文では操作変数法は使用せず、内生性の問題に傾注した分析を行う. 分析に用いる調査は、社会的成功要因に関する回答だけでなく、さ

¹ 価値観の形成過程における青年期の重要性については社会心理学で指摘されてきた. そこでは, 就職に 直面する青年期を, 社会の成員としての行動様式や規範を習得する社会化と自己同一性を確立し自己実現 をする個性化を課題とする時期であると位置づけている. Krosnick and Alwin (1989) は, アメリカのデ ータを利用して, Impressionable Years Hypothesis (基本的な価値観は青年期および成人期初期の経験に 大きく影響され, それ以降はあまり変化しないとする仮説) の妥当性を示している.

まざまな物事に対する価値観や行動様式,直面している所得状況,置かれている相対的な 状況,養育環境の情報を持つ世界的にも特異な個票データである.これらの情報を用いて, 多くの場合計量分析では捉えることが難しい環境や属性を捉えた分析を行う.また,本論 文では「社会的成功は努力によって決まっていると思いますか」という質問と「社会的成 功は運によって決まっていると思いますか」という 2 つの質問項目の回答を用いるが,こ の回答の両者の差をとることで,主観的なデータに表れる個人の異質性や,同一個人が同 時に持つ回答バイアスを取り除きながら,社会的成功に関する価値観の決定要因を分析す る.

価値観の決定要因を分析することは次の意味で重要である. 第一に、社会的成功要因に関する価値観は所得再分配政策の支持傾向と強い関連がある. Fong (2001), Corneo and Gruner (2002), Alesina and Fuchs Schuendeln (2005), Alesina and La Ferrara (2005), Di Tella, Dubra and MacCulloch (2008), Alesina and Giuliano (2009) は社会的成功が運によって決まっていると考えている人ほど所得再分配政策を支持する傾向、逆に、社会的成功が努力によって決まっていると考える人ほど所得再分配政策を支持しない傾向にあることを明らかにしている.

第二に、本論文は日本における労働市場の状況が価値観形成に与える影響を検証する初めての研究であるが、日本の状況を分析することが重要である。過去 20 年の間に、労働者を取り巻く環境がこれほどまでに変化した国は先進国では見当たらないだろう。長く続く不況は個人の価値観形成に大きな影響を与えた可能性がある。日本における計量分析の結果は他国における価値観形成とそれに基づく経済行動を理解する上でも役に立つだろう。

2009年に行われた調査回答を利用した分析により次の結果が得られる. 学卒時で代替される労働市場参入時の景気は社会的成功に関する認識に影響を与え,この頃に不況を経験すると「所得や社会的な成功は運によって決まる」という価値観を持ちやすい可能性がある. また,男性と女性の価値観の形成要因には大きな違いがみられる. 男性は,学卒時の景気を含め,過去の生活水準が価値観に大きな影響を与えているが,女性は学卒時の景気

だけでなく他人と比較したときの豊かさ及び現在の状況に左右されるということが分かる. 以下では、まず第2節で推定方法、第3節で使用したデータについての詳細を述べる. 第4節では推定結果を示すとともに、男女間や年代別の差の検証を行い、第5節で全体を まとめる.

2. 分析の背景と推定モデル

Giuliano and Spilimbergo (2009) は、アメリカの GSS において、社会的成功に関する価値観を尋ねた質問:「人は自身の勤勉によって成功すると考える人もいれば、思いがけない幸運や他人からの手助けがより大事だと考える人もいる。あなたは、どちらが大切だと思いますか」に対する回答:(1)勤勉,(2)どちらも同じぐらい大切,(3)運を用いて、社会的成功が運で決まると考える度合いの高さの要因を分析している。分析では、連続変数である回答値1,2,3を被説明変数とし、青年期(18歳から25歳)の景気を含めた個人属性を説明変数とした最小二乗法(OLS)で推定を行っている。

本論文は同様の視点で日本における社会的成功に関する価値観の形成を分析する. 社会的成功が運よりも努力で決まるとする価値観 (y^*) を説明変数ベクトル x に回帰する:

$$y_i^* = x_i \beta + u_i$$

誤差項は $u_i|x_i\sim N(0, \sigma^2)$ を仮定する. 説明変数 x は、学卒時の景気を表す変数、それ以外の労働環境、本人の現在の生活水準、過去の養育環境、その他の個人属性からなるとする.

被説明変数は値が大きくなるほど社会的成功は努力で決まっていると答える度合いを表す.この被説明変数を作成するために,次節で詳細を述べるアンケート調査における質問 ①人々の所得や社会的な地位は各人の選択や努力によって決まっていると思いますかに対する 5 段階評価 (大きいほど努力により決まると考える) と,質問②人々の所得や社会的な地位はその時々の運によって決まっていると思いますかに対する 5 段階評価 (大きいほど運により決まると考える) の 2 つの回答を利用する.質問 1 の回答値から質問 2 の回答

値を引き、-4から4までの幅で捉えられる努力評価を表す変数(v)を作成する.

質問1の努力の評価度から質問2の運の評価度に対する回答の差をとる理由は,「運ではなく努力で決まっている」と考える度合いを捉えるためである. 運と努力という2つを比較するのは先行研究で行われている比較と同じである. たとえば,努力で回答「4」を選んだ人は一見努力を重視しているかのように見えるが,運の側で回答「3」を選んでいればこの人はどちらかといえば「努力をより重視している」といえる. 一方,努力で回答「4」を選び,運で回答「5」を選んだ人はどちらかというと「運重視の価値観」を持っていることになる.

このように差をとることにより分析手法上の利点も生じる. 主観的回答を用いる際には 測定誤差バイアスと脱落変数バイアスが生じやすい. 測定誤差バイアスは, 努力または運 により成功が決まるという価値観が主観的な回答であるために個人の間で評価基準が異な ることから生じる. たとえばどちらの質問にも極端な回答 (たとえば1や5と回答)を行 いやすい人が存在する. 同じ努力「5」という評価も個人によって異なる意味を持ってし まう. もし, 測定誤差が努力と運の両回答に生じているのであれば差をとることで測定誤 差バイアスを取り除くことが出来るだろう.

脱落変数バイアスは、努力や運の回答に影響する個人特有の異質性がデータでは捉えられず、それらが説明変数と相関するときに生じる。もし、この観測できない個人の属性が努力の回答にも運の回答にも働いているのであれば、努力と運の差をとることで脱落変数バイアスを取り除くことができる。

作成される被説明変数 y_i^* は、個人 i の選択の重要度の指標を表すカテゴリー変数であり、この重要度に説明変数 x が与える影響は線形になるとは限らない.ここでは順序プロビットモデルによる最尤法に基づく推定を行う.j=-4、-3、…、3、4 として、個人 i の回答が j となる確率を $P(y_i=j|x_i)$ と書くとすると、対数尤度関数は、

$$\begin{split} \ln L \big(\beta, \ \alpha_{-4} \dots, \ \alpha_{4} \big) &= \sum_{i=1}^{n} \ln P(y_{i} = j | x_{i}) = \sum_{j=-4}^{4} \sum_{\{y_{i} = j\}} \ln P(y_{i} = j | x_{i}) \\ &= \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=-4}^{4} d_{ij} \ln \left[\Phi \big(\alpha_{j} - x_{i} \beta \big) - \Phi (\alpha_{j-1} - x_{i} \beta) \right] \end{split}$$

と書ける. d_{ij} は $y_i=j$ のとき 1 となりそれ以外は 0 となる指標関数であり, Φ は標準正規分布に従う累積分布関数である.これを最大化する $\hat{\theta}=(\hat{\beta},\ \hat{\alpha}_{-4},\ \dots,\ \hat{\alpha}_4)$ を求める.ただし,係数 β そのものは x_i の $P(y_i=j|x_i)$ に与える影響を示さない.そこで,k 番目の説明変数 x_{i-k} が $P(y_i=j|x_i)$ に与える限界効果:

$$\frac{\partial P(y_i=j|x_i)}{\partial x_{i,-k}} = -\varphi(\alpha_j-x_i\beta)\beta_k - \{-\varphi(\alpha_{j-1}-x_i\beta)\}\beta_k = [\varphi(\alpha_{j-1}-x_i\beta) - \varphi(\alpha_j-x_i\beta)]\beta_k$$

を求める. $\phi(\cdot)$ は標準正規密度関数である².

3. 『くらしと好みの満足度についてのアンケート調査 (2009)』

使用するデータは、大阪大学の実施するグローバル COE が行った 2009 年度『くらしと 好みの満足度についてのアンケート調査』(以下、『大阪大学調査』とよぶ) である. 必要 な変数の作成のため 2008 年度調査も併せて使用する. 2009 年度調査のサンプル数は 5386 人、うち男性 2522 人、女性 2864 人となっている.

まず、被説明変数となる「努力重視の価値観」に関する変数作成のために次の2つの質問項目を利用する. 問39では、人々の所得や社会的地位が「個人の選択や努力」「その時々の運」のいずれで決まっていると考えるかについて、

問 39) 日本では、人々の所得や社会的地位がどのように決まっていると思いますか という質問項目があり、

 $^{^2}$ 努力重視度と運重視度のそれぞれについて,選択肢の中央値「3」を境に重視度が高ければ1,低ければ0となる2値変数を作成し,それぞれの重視度の回答値には強い相関があることを考慮して,誤差項の相関を考慮しながら同時に推定した bivariate probit 分析も行った. しかしながらこの推定結果は非常に不安定になる.これは,1から5で回答される価値観に説明変数が与える影響の非線形性が大きいことが原因だと考えられる.0か1かに集約してしまうと係数に間違った制約を課してしまうことになる.

- (1)「人々の所得や社会的地位は各人の努力や選択によって決まっている」
- (2)「人々の所得や社会的地位はその時々の運によって決まっている」

それぞれについて、1:そう思わない、2:あまりそう思わない、3:どちらともいえない、4:ある程度そう思う、5:そう思うのいずれかの回答がなされる。これは、先行研究で使用されているアメリカの GSS の質問項目とは異なる。GSS では「社会的成功は努力と運どちらで決まるか」というように努力と運を対で扱っているのに対し、GCOE は努力と運を別々に尋ねている。運よりも努力が重要であることを示す変数として、(1)「各人の選択や努力によって決まっている」に対する1から5の回答から、(2)「その時々の運によって決まっている」に対する1から5の回答を引きー4から4までの新しい変数を作成する。プラスに大きな値をとるほど努力、マイナスに大きな値をとるほど運によって決まっているという運より努力が大切と考える度合いを示している。

最も重要な説明変数は学卒時の景気の変数である.ここでは『職業安定業務統計』(厚生 労働省)の 1953 年から 2009 年までの 47 都道府県別有効求人倍率を利用して 2 つの景気 指標を計算する.1 つ目は、学卒時における居住地域の都道府県別の有効求人倍率の水準である.推定には、労働市場の逼迫度を捉えるために有効求人倍率のマイナスをとった値を用いる.図1は、主要都市における有効求人倍率の推移を示している.ここから分かるように年により水準は大きく異なる.また、居住都道府県によっても水準や変化の傾向は大きく異なることが分かる.

2つ目は深刻な有効求人倍率の減少を捉える指標である. 具体的には、学卒前年度の都道府県別有効求人倍率との差をとり、前年度に比べて 0.25 以上有効求人倍率が低下した人を 1、それ以外の人を 0 とした不況ダミーを作成する. 0.25 は有効求人倍率の前年度差をとった場合に大きい方から 10%にあたる点である3.

³ ここでは 10%にあたる点として前年度より 0.25 以上有効求人倍率が低下したかどうかを基準に不況の変化の深刻度を計測するダミー変数を作成したが、そのほかの基準で分類した分析も行った。結果については第 4 節の推定結果で述べる。

この変数は、1963年・65年(岩戸景気後の不景気)・71年74年・75年(オイルショック)・92年・93年・98年(バブル経済の崩壊)・2008年・2009年(世界同時不況)に多くの県で1として出現する。地域では、関東・甲信越・北陸・東北地方で急激な有効求人倍率の低下が頻発している。このように地域や世代により個人の不況経験に大きな違いがある。

不況が長期的に続いて有効求人倍率が低い水準にとどまった場合,人々はその状況に慣れてしまう可能性がある.つまり,不況に突入した直後に就職を控えた人々と長期的な不況の中でそれに慣れてしまった中で就職に直面する人々では価値観に与える影響は前者の方が大きいと考えられる.個人が予想していなかったショックが価値観に大きな影響を与える可能性である.これが正しいのであれば単純に有効求人倍率の水準を捉えた指標では不十分であり,前年度との比較で価値観が形成される可能性を考える必要があるだろう4.

つぎに学卒時を定義する. 最終学歴から学卒時を定義することは簡単であるが,ここで 捉えたい景気は個人が労働市場に参入しようとする時期であり,個人がいつ就職しようと していたかはデータからは分からない. 最終学歴が大卒の人であっても最初に就職を考え たのは高校卒業時点かもしれない. 景気が悪かったので就職せずに学業を続ける可能性で ある. そこで,これ以上は延期できないという最終段階として大学卒業時点の22歳を考え る. 男性については多くのサンプルが実際の最終学歴となる年齢である. 女性については 学歴が分散しているので別の年齢も考える(推定結果において述べる).

たとえば、2009 年度調査時点に 50 歳で最終学歴が高卒の人であれば、1977 年時点での居住地域有効求人倍率を使用する. ただし、2008 年度『大阪大学調査』では、中学3 年生時点で住んでいた都道府県の情報しか含まれていない. そのため、22 歳時点でも同じ都道府県内に居住していた(もしくはそこでの就職を考えていた)ものと仮定してその都道府県の有効求人倍率を当てはめる. なお、最終学歴別にサンプルを限定して、たとえば高卒

⁴ 数年前との階差をとってダミーを作ることも可能であるがここでは採用しなかった.数年前に遡ると、 学卒時の景気の影響と養育環境の経済的な影響の両方を捉えてしまうからである.例えば18歳時点の3 年階差をとる場合,15歳時点の景気が必要になるが、この年齢での景気は本人ではなく親世代の経済状況 を表している可能性が高い.つまり、学卒時の景気の影響と養育環境の影響が識別できない.

のみや大卒のみにサンプルを絞って高卒時や大卒時の景気の影響を分析することも考えたが、サンプル数が 500 を大きく下回る場合もあり検定のパワーが小さくなるので、本論文ではサンプルに分けない結果を報告する.

労働変数として、学卒時の労働市場の状況とは別に、現在の雇用環境の状況として失業可能性ダミーも考慮する.これは、「あなたはあなた自身が2年以内に失業する可能性(自営業の場合は廃業する可能性)があると思いますか」という質問に対して、「かなりある」または「若干ある」と回答したものを1、「ほとんどない」「わからない」と回答した人を0としたダミー変数である。また、同じ失業でも過去の経験が価値観に影響を及ぼしうるかどうかをみるために失業経験ダミーを使用する。これは、過去5年以内に失業の経験があると回答したものを1、ないと回答したものを0と設定したものである。

労働変数以外のものとしては、先行研究を参考に以下を使用する5. まず、現在の生活水準を捉える変数として世帯収入(絶対所得)と相対所得を用いる. 世帯収入は年間収入の水準である. 一方、相対所得は周りの人の生活水準と比べた自己の生活水準を「1(自分のほうが)かなり低い・2低い・3同じくらい・4高い・5(自分のほうが)かなり高い」の5段階で評価した相対的な水準である.

次に、過去の養育環境をとらえる変数として 15 歳時点の生活水準を使用する.「あなたの 15 歳のころの生活水準はどの程度だったとお考えですか」という質問に対する「1. もっとも貧しい」から「11. もっとも豊か」までの 11 段階の回答を利用する. この変数は、回答者の 15 歳時点の親の所得の代理変数とみなすことができる. この変数に加えて、父親の教育年数も入れるが、これは育った環境や豊かさではなく本人の能力や嗜好を表す変数となるかもしれない.

最後に個人属性を捉えるものとして、本人の教育年数、年齢、年齢の2乗、既婚ダミー

⁵ 先行研究では、雇用状況のほかに家計属性(婚姻状況、世帯収入)、個人属性(性別、人種、年齢、教育水準、宗派)、過去の養育環境(16歳時点の宗派・所得・両親との同居状況、父親の教育水準)を利用している.

を用いる.表1は性別ごとに分けたサンプルでの記述統計を示す6.性別でさまざまな変数の平均値や分布が異なることが分かる.これらが価値観に与える影響も男女では大きくことなるだろう.次節では男女別に推計を行い結果を比較する.表2は被説明変数である「運よりも努力を重視する価値観」を作成するのに使用した質問項目に対する回答の分布を示している.男女ともに「成功には努力も運も比較的大切(ともに「4」である)」とする回答が最も多いが、それでも30%である.「努力とも運ともいえない(ともに「3」である)」とする回答と合わせても40%程度である.多くの人が努力か運かのどちらかの価値観を強く持っている.努力重視と運重視の差は何によりもたらされるのか一次節で分析を行う7.

4. 推定結果

4-1 男性が持つ社会的成功の決定要因

表 3 は、社会的成功が運よりも努力で決まるという価値観の男性での決定要因を分析した結果である。パネル A は 22 歳時点の不況ダミー(前年度より有効求人倍率が 0.25 以上減少したことを表す変数)を、パネル B は有効求人倍率の水準の低さ(有効求人倍率にマイナスをつけたもの)を用いた分析結果である。表中は限界効果を示すが、推定された係数については補表を参照されたい。

はじめに、パネルAで不況ダミーが価値観に与える影響を見ると、限界効果の符号は[0]を境に正と負に分かれている。これは不況になると[-4]から[0]までの値をとる確率が上がり[1]から[4]までの値をとる確率が下がることを意味している。[2]2歳時点に不況であった人は、社会的成功を努力よりも運による結果であると考えやすい。統計的に有

⁶ 回答者は各世帯で一人である(推定に使われるサンプルは合計で5330世帯であり、そのうち回答者が男性である2502世帯と女性である2828世帯を別々に推定に用いる). すなわち、同一世帯から二人以上の異なる世帯員が回答しているわけではなく、同一家族内での回答の相関は考える必要がない.

^{7 2005} 年版『大阪大学調査』にも類似の質問項目があるが 2 つの理由により本論文の分析では使用しなかった. 第一に,尋ね方が同じでないため回答が異なる意味を持っている. 第二に,2005 年と 2009 年調査の間に調査対象が増やされたため,両質問に回答しているサンプルが少ない.

意となった効果を見ると、22 歳時点で不況に直面した個人の方が、成功の決定要因として「運よりも努力」を4度合高く評価する確率が0.24%、3度合高く評価する確率が0.67%、2度合高く評価する確率が1.71%、1度合高く評価する確率が3.02%低くなる.そして、両者に差がなくなる(成功を決める要素として努力も運も同じぐらい評価する)確率が1.55%高くなり、「努力よりも運」を1度合高く評価する確率が2.19%、2度合高く評価する確率が1.38%高まる.

パネル B で、22 歳時点の有効求人倍率の低さを用いた結果を見ると、10%の有意水準で有意な結果は得られない。有効求人倍率の水準ではなく前年度からの変化が日本人男性の価値観形成に大きな影響を与えるといえる。雇用状況が個人にとって重要な意味を持つほど、前年度から予想された景気よりも、前年度からの変化が個人の考え方に大きな影響を与えるであろう。自分の将来にとって重要な出来事ほど長期的な視野で行動を考え、ショックへの反応は大きいと考えられるからである。

つづいて、パネル A・B 双方に共通する他の説明変数の影響を考察する. 労働変数では、 失業可能性ダミーの限界効果が O を境に正から負となり、少なくとも 10%の有意水準で有意である. つまり、今後 2 年以内に失業する可能性があると回答している人は、社会的成功は努力よりも運によって決まると考える傾向にある. 現在直面しているリスクが実際に大きいもしくは当人のリスク回避度が高いということが背景にあると考えられる8.

これに対し、同じ失業でも過去の失業(失業経験ダミー)に関しては 10%の有意水準で有意な結果は得られない。日本には多くの企業での長期雇用の慣例があり、一度職を失う

^{8 『}大阪大学調査』には、「普段お出かけになる時に、傘をもって出かけるのは降水確率が何%以上だと思う時ですか」という質問項目がある。これを利用して「1-傘を携行する降水確率/100」という指標を作成し、リスク回避度の代替変数としたものを説明変数に入れた分析も試みた。分析の結果、男性の場合にはリスク回避度の限界効果の符号は「0」を境に負から正へと移行し、ほとんどが 1%の有意水準で有意となった。つまり、リスク回避的度が高い人ほど「社会的成功は運よりも努力によって決まる」と考える傾向にある。リスク回避度の高い人ほどリスクを回避するために努力を惜しまない傾向があり努力を評価する度合が高まるのかもしれない。なお、リスク回避度やリスクの大きさは様々な変数との相関が高いため、本論文では説明変数に取り入れた結果は示さなかった。リスク回避度に関しては更なる分析が必要である。

と長期的失業に陥る可能性が高いことから失業経験は生涯所得に大きな影響を与えると考えられるが、個人の失業経験よりも、失業可能性を含む個人が直面している雇用状況の方が個人の現在の価値観形成に大きな影響を与えるといえる.

現在の生活水準のうち世帯収入と相対所得は、変数の定義に差があるため係数(および限界効果)を単純に比較することはできないが、どちらの限界効果も 10%の有意水準で有意にはなっていない. 男性については現在の豊かさは価値観の形成に貢献していないようである.

これらに対して、過去の養育環境を示す 15 歳時点の生活水準は、運重視の度合を表す「-4」から「0」では負、努力重視の程度を表す「1」から「4」までは正であり、10%以下の有意水準で有意となっている。これは、15 歳時点の生活水準が高い方が社会的な成功は努力によって決まっていると考える傾向にあることを示す。15 歳時点の生活水準は親の家計の豊かさの代理変数であると考えられるので、育った家計の豊かさが上がると努力への意識が高まるといえる。豊かな家計の親ほど努力への意識を高めるような教育をするのかもしれない。また、豊かな家計で育った子供は本人の努力次第で報われる環境を整えられているために、その後の価値観にも影響するとも考えられる。思春期を迎え人格形成に大きく関与すると考えられる 15 歳時点の生活環境は後の社会行動や価値観にも大きな影響を持つといえる。

その他の個人属性では、既婚ダミーが 10%の有意水準で有意となっている. 既婚者は何らかの理由で未婚者に比べ社会的成功は努力よりも運で決まってしまうと考えるといえる. ただし、この結果には注意が必要である. 運で決まると考えている人ほど結婚しやすい可能性がある. 人生の成功は努力によって得られると考えている人は、そう考えない人よりも仕事に勤しむことで結婚が遅れるのかもしれない.

このように、男性においては 22 歳時点において、前年度(21 歳のとき)に比べて有効求 人倍率が大きく低下した場合、社会的な成功の要因を運に帰属させる傾向にあることが示 された.これは、アメリカでの先行研究が示す「18 歳から 25 歳にかけて不況を経験すると 人生の成功は努力よりも運で決まっていると考えるようになる」という不況経験が成功を 運に帰属させる傾向と類似している. 日本において 22 歳時点の労働市場環境が個人の価値 観形成に影響を与えるのは、男性の場合大卒者が多く中卒や高卒者よりもより良い労働環 境に対する意識が強いためと考えられる.

4-2 女性が持つ社会的成功の決定要因

表 4 は女性における経済環境が価値観に与える影響を分析した結果である. 男性の場合と同様にサンプルの多くが初職入職時を迎えると思われる 22 歳時点の労働市場の状況について,パネル A は不況ダミーを用いた場合,パネル B は有効求人倍率の水準を用いた場合の限界効果を示している.

はじめに、表 4 パネル A において 22 歳時点の労働市場参入時の景気が価値観に与えている影響をみると、限界効果はいずれも 10%の水準で有意ではない、パネル B で有効求人倍率の低さを用いた場合も同様である。男性と異なり、女性では労働市場参入時に不況であることは運重視の成功観には影響しないといえる。

ただし、女性のサンプルは学歴が中卒(6.3%)、高卒(51.3%)、短大卒(26.6%)、大卒以上(15.9%)と広く分布していて、典型的な労働市場参入時の年齢を定めるのが難しい、そこで、学歴に応じて学卒時にあたる年の労働市場の状況を捉えた分析も試みた。表 5 はこの学卒時の不況ダミー(パネル A)と有効求人倍率の低さ(パネル B)を用いた場合の限界効果を示している。係数については補表を参照されたい。

表5によると、パネルAで不況ダミーの限界効果はいずれも10%の有意水準で有意ではないが、パネルBにおいて有効求人倍率の低さが「運より努力」の成功観に与える限界効果が10%の水準で有意となっている。限界効果の符号と大きさを見ると、有効求人倍率が1低くなるにつれて、成功要因として「運よりも努力」を4度合高く評価する確率が0.14%、3度合高く評価する確率が0.27%、2度合高く評価する確率が0.9%、1度合高く評価する確率が0.156%低下する。これに対して、「努力と運が同程度」とする確率が0.94%、「努力

よりも運」を 1 度合高く評価する確率が 1.15%, 2 度合高く評価する確率が 0.62%, 3 度合高く評価する確率が 0.16%増加する. すなわち, 学卒時の労働市場の逼迫度は社会的成功が運で決まるという価値観を植え付ける9.

その他の労働変数については男性と同様の傾向がみられる.まず、失業可能性ダミーの限界効果は、0を境に正から負に逆転し、ほとんどが 5%の有意水準で有意となっている. 失業経験については男性と同様に有意な係数は確認できない.

つぎに、相対所得の限界効果は、運重視の程度を表す「-4」から「-1」及び「0」では 負、努力重視の程度を表す「1」から「4」では正でかつ、5%有意水準で有意となってい る. 周囲の人と比較して自分の相対的な立場が高くなると社会的な地位や所得は努力で決 まっていると考えるようになる傾向を表している. 一方、絶対的な所得である世帯収入や、 男性で有意な係数となっていた過去の生活水準(15歳時点の生活水準)は10%の有意水準 でも有意にはなっていない. このように、女性の場合、絶対的な水準よりも相対的な水準 が価値観に影響を与えているといえる. また、就労以前の環境よりも現在の環境が価値観 に影響を与えるといえる.

個人属性については学歴の限界効果の符号が正から負へ移行し、少なくとも5%の有意 水準で有意である。学歴が上がるほど運で決まると考える傾向にある。高学歴女性は就労 意識が強いといえるが、男性と比べて女性の労働環境は整備されていないことが多く、男 性と同じ学歴であっても女性の方が不満や不平等感が強いと考えられる。これが運への帰 属を促進している可能性がある

女性の社会的成功要因についてまとめると、男性よりも顕著な労働市場参入時の不況の

⁹ なお,先述の結果で18歳時点の労働市場の状況については統計的に有意な影響が確認されないとしたが, 有効求人倍率の水準が前年度より 0.05 以上の低下の場合に1とする不況ダミーを用いた場合や,前年度と 同じかそれより低下した場合を1とする不況ダミーを使用した場合には,18歳時点の景気も学卒時点の景 気を使用した場合と同様の結果(同様の符号で,10%有意水準で有意な結果)が得られている。女性の場 合,高卒が多いので22歳時点の不況ではなく18歳時点の不況で,かつ,深刻なショックではなく有効求 人倍率の水準やその小さな変化が影響を与えるのかもしれない。

影響は見られないが、学卒時の労働市場の逼迫度が社会的成功の要因を努力よりも運に帰属させる傾向を高める可能性は否定できない.加えて、絶対的な豊かさより相対的な豊かさや、過去よりも現在の状況が女性の現在の価値観形成に影響しているといえる.

4-3 結果の解釈

得られた結果を男女間の差と年齢間の差の観点からさらに考察したい.まず,男女の価値観形成に際して2点大きく異なる点がある.それは,15歳時点の生活水準と相対所得が与える影響である.15歳時点の生活水準が価値観に与える影響は男性の場合のみ現れる.本人の15歳時点の生活水準は当時の親の家計の豊かさを表しているが,これは養育環境を決めるものであり過去の指標である.つまり,男性は過去のある時点(青年期)の経済環境によって既にある程度の価値観が決定してしまっているといえる.これに対して,女性は現在の現在の価値観にたとえば現在の(相対)所得が影響しており,女性の価値観は青年期に固まるのではなく,現在の状況に大きく左右されるといえる.

女性の価値観の形成に、絶対所得(所得水準)ではなく、相対所得つまり他人との比較が大きな影響を与えることも興味深い、相対所得とは他人と比較したときの自己の生活水準を主観的に評価したものである。GCOE のアンケートでは相対的な位置を尋ねた後に「(相対的な位置を考えるにあたって) あなたは誰と生活水準を比較しましたか」という質問により誰と比較したのかを直接訪ねている。この回答を見ると、男性にとっての比較対象は(1)近所に住んでいる人40.51%,(2)日本全体の平均的な人15.46%,(3)学校時代の同級生11.13%であり、女性の比較対象は(1)近所に住んでいる人40.02%,(2)子供の同級生の家庭12.44%,(3)日本全体の平均的な人11.22%となっている。男女ともに約40%以上の人が近隣の人の生活水準を意識していて一見差がないように見えるが、日常生活において女性の方が男性に比べて近隣地域での接点が多いことを考えると、比較できる情報が多いことにより女性の方が他者との比較が容易となり、価値観の形成にも影響を与えると考えられよう。

つづいて、年齢間の差について考察する.これまでの分析では、価値観の形成が年齢によって異なる可能性が単純に年齢とその2乗項で捉えられると仮定していた.たとえば、学卒時の不況が「運より努力を評価する価値観」の形成に与える影響は、年齢間で同じであると仮定されていた.しかしながらこれはとても強い仮定である.たとえば、オイルショック時の不況やバブル崩壊後の平成不況が価値観形成に与えた影響は異なるかもしれない.そこで年齢別に推計を行う.

表6は表3で見た男性での分析を50歳未満と50歳以上に分けて再推定した結果である10. パネル A は 22 歳時点の不況ダミーを用いた場合, パネル B は 22 歳時点の有効求人倍率の 低さを用いた場合の限界効果を示している.まず、表6パネルAを見ると、50歳未満の男 性では不況ダミーは運より努力を評価する価値観形成に有意な影響を与えていない.一方、 50 歳以上の男性では不況ダミーが、運より努力を評価する価値観に有意な影響を与えてい る. パネル B でも、有効求人倍率の低さが 50 歳以上についてのみ運より努力を評価する価 値観形成に統計的に有意な影響を与えている.このことは,50代以上のグループにおいて 深刻な不況‐たとえばオイルショック時の不況‐を経験した者が,価値観形成においてそ の影響を大きく受けたことを示している. 一方, 40 代以下のグループにおいては初職入職 時の深刻な不況 - たとえばバブル以降の深刻な不景気 - は価値観形成に影響していない. 40 代以下では、学卒時に不況に直面したことが運を成功の理由だとする価値観を持つに至 らない、これは、若年世代の方が不況から受ける影響が小さい「世代効果」を反映してい るのかもしれない. また, 価値観の形成が時間を隔てた過去の出来事の影響を受ける「年 齢効果」もあるかもしれない.はじめに述べたように,不況時に就職した人は,ジョブマ ッチングの質や生涯賃金の低下など長期的に影響を受けることが知られている. 不況時に 就職した人々は、就職当時に不満を感じることはなくても、時間が経過するにつれてその ような影響を自覚し価値観に影響を及ぼす可能性がある.

¹⁰ 女性についても同様の結果が得られる.

5. おわりに

本論文は、日本における社会的成功要因が、努力で決まるか運で決まるかという価値観の形成要因を明らかにした。価値観の形成に重要だと考えられている青年期及び成人初期に特定し、その中でも特に、学卒時の景気の影響に注目した。分析には、大阪大学 GCOEプログラムにより行われた『くらしと好みの満足度についてのアンケート調査』(2009 年度)を使用した。個人属性や価値観に関する質問が豊富であるというこの調査の特徴を活かして、相対的な変数の扱いや、主観的な回答に頻出する観察不可能な異質性や測定誤差に注意しながら分析した結果、労働市場参入時の景気は社会的成功に関する認識に影響を与え、この時期に不況を経験すると「所得や社会的な成功は努力よりも運によって決まる」という価値観を持つ可能性があることが分かった。これはアメリカの研究成果と類似した結果であった。また、男女別の分析から男性と女性の価値観の形成要因には大きな違いがみられた。女性の価値観は、過去の景気だけでなく他人と比較したときの豊かさ及び現在の状況に左右されるということが分かった。一方で、男性では労働市場参入時の景気と15歳時点の生活水準が価値観の形成に影響しており、女性よりも青年期の経済状況が重要であることが示された。

社会的成功が努力ではなく運で決まってしまという認識は、不満や不平等感を生み出し 政策を左右する可能性がある。労働市場参入時に偶然にも景気悪いという事態に直面した 者努力に価値を見出せないのであれば、労働市場参入時の景気という個人ではコントロー ルできないショックに直面した人々には、より手厚い援助が必要といえるだろう。

参考文献

- 大竹文雄, 猪木武徳, 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―転換期の日本経済』, 東京大学出版会, 297-320.
- 大竹文雄,2005,『日本の不平等―格差社会の幻想と未来』,日本経済新聞社.
- 大竹文雄, 2010, 『競争と公平感』, 中央公論新社.
- 近藤絢子,2008,「労働市場参入時の不況の長期的影響:日米女性の比較」,『季刊家計経済研究』,77:73-80.
- 富岡淳, 2006, 「労働経済学における主観的データの活用」, 『日本労働研究雑誌』, 551:17-31.
- Alesina Albert and George-Marios Angeletos, 2005, "Fairness and Redistribution," American Economic review, 95(4):960-980.
- Alesina Albert and La Ferrara Eliana, 2005, "Preferences for redistribution in the land of opportunities," Journal of Public Economics, 89: 897-931.
- Brunner, Beatrice and Kuhn, Andreas, 2009. "To Shape the Future: How Labor Market Entry Conditions Affect Individuals' Long-Run Wage Profiles," IZA Discussion Papers 4601.
- Clark, A. E. and Oswald, A. J., 1996, "Satisfaction and comparison income," Journal of Public Economics, 61:359-381.
- Corneo, Giacomo and Gruner Hans Peter, 2002, "Individual preferences for political redistribution," Journal of Public Economics, 83:83-107.
- Di Tella, Rafael and MacCulloch, Robert J. & Oswald Andrew J., 2001. "Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness," American Economic Review, 91(1):335-341.
- Ferrer-i-Carbonell, A., 2005, "Income and well-being: an empirical analysis of the comparison income effect," Journal of Public Economics, 89:997-1019.
- Fong, Christina, 2001, "Social preferences, self-interest, and the demand for

- redistribution," Journal of Public Economics, 82:225-246.
- Genda, Yuji and Kurosawa, Masako, 2001, "Transition from School to Work in Japan,"

 Journal of the Japanese and International Economies, 15:465-488.
- Van Den Berg, G. J., Lindeboom M, and Portrait F, 2006, "Economic Conditions Early in Life and Individual Mortality," American Economic Review, 96(1):290-302.
- Giuliano Paola and Spilimbergo Antonio, 2009, "Growing Up in a Recession: Beliefs and the Macroeconomy," IZA Discussion Paper 4365.
- Krosnick, J. A., and Alwin, D. F, 1989, "Ageing and Susceptibility to Attitude Change,"

 Journal of Personality and Social Psychology, 57:416-425.
- Malmendier Ulrike and Nagel Stefan, 2009, "Depression Babies: Do Macroeconomic Experiences Affect Risk-Taking?" NBER Working Papers 14813.
- McBride Michael, 2001, "Relative-income effect on subjective well-being in the cross-section," Journal of Economic Behavior and Organization, 45:251-278.
- Ruhm, Christopher J.,2003, "Good times make you sick," Journal of Health Economics, 22: 637-658.

表1. 記述統計

パネルA. 男性

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
不況ダミー	0.1000	0.3001	0	1
失業可能性ダミー	0.3561	0.4790	0	1
失業経験ダミー	0.1318	0.3384	0	1
世帯収入(単位:千万円)*	0.7022	0.3818	0.05	2.1
相対所得*	2.7070	0.7243	1	5
15歳時点生活水準*	5.6745	1.7867	1	11
父親の教育水準(単位:年)	11.0255	2.5070	9	21
教育水準(単位:年)	13.5115	2.4025	9	21
年齢	48.6000	11.3524	21	75
結婚ダミ─	0.8268	0.3786	0	1
努力で決まっている*	3.7828	0.8929	1	5
運で決まっている*	3.5172	0.8912	1	5
努力重視の価値観*	0.2656	1.1234	-4	4
有効求人倍率	0.9693	0.7602	0.09	7.01

パネルB. 女性

· · · / <i>// / /</i> · · · · · · · · · · · · · · · ·				
変数	平均	標準偏差	最小値	最大值
不況ダミー	0.1006	0.3010	0	1
失業可能性ダミー	0.2924	0.4550	0	1
失業経験ダミー	0.1815	0.3856	0	1
世帯収入(単位:千万円)*	0.6643	0.3748	0.05	2.1
相対所得*	2.6117	0.6908	1	5
15歳時点生活水準*	5.9485	1.7960	1	11
父親の教育水準(単位:年)	11.1743	2.4374	9	21
教育水準(単位:年)	13.000	1.8419	9	21
年齢	46.8637	11.4250	20	74
結婚ダミ─	0.7742	0.4183	0	1
努力で決まっている*	3.7599	0.8915	1	5
運で決まっている*	3.4937	0.8530	1	5
努力重視の価値観*	0.2662	1.0850	-4	4
有効求人倍率	0.9657	0.7500	0.09	7.01

- 1. パネルA(男性)のサンプル数は1570人, パネルB(女性)のサンプル数は1262人.
- 2.*はカテゴリーデータを示す.詳細は本文参照.
- 3. 努力重視の価値観は、「努力で決まっている」(5段階の努力評価度)から「運で決まっている」(5段階の運評価度)をひいたもの.
- 4. 有効求人倍率は各人の居住県における最終学歴修了時のものを使用.
- 5. 不況ダミーは上記の有効求人倍率より作成. 詳細は本文を参照.

表2. 成功の要因は努力にある運にあるか:推定サンプルの回答分布(%)

パネルA. 男性

<u>· · · · · · · · · · · · · · · · · · · </u>	·///\. /J I			努力	で決まる		
		そう思わな	:\· ←		─	そう思う	
		1	2	3	4	5	
	そう思う						
運で決まる	_A 1	0.70	0.38	0.51	0.96	0.70	
で	1 2	0.19	1.78	1.66	4.90	1.40	
決	3	0.38	1.72	6.75	14.90	2.42	
ま	4	0.57	3.76	6.75	32.99	9.04	
る	Ψ_5	0.32	0.32	0.51	3.06	3.31	
	そう思わない	١					

パネルB. 女性

				努力	で決まる		
		そう思わな	:ιν ←—		\longrightarrow	そう思う	
		1	2	3	4	5	
	そう思う						
運	1	0.87	0.24	0.40	0.63	0.79	
で	个2	0.32	1.27	1.98	4.04	1.11	
運で決まる	3	0.24	2.85	8.00	16.56	3.09	
ま	4	0.48	3.80	6.26	32.33	8.40	
る	Ψ_5	0.08	0.40	0.40	2.77	2.69	
2	そう思わない	١					

^{...} 1. パネルAのサンプル数は1573人, パネルBのサンプル数は1262人

表3.22歳時点の限界効果(男性)

被説明変数:社会的成功は運よりも努力で決まると考えている(努力重視度=努力重視一運重視)

パネルA. 不況ダミーが価値観形成に与える影響(男性)

		運を重っ	視←		運=努力		→努力を	·重視	
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
不況ダミー(22歳時)	.0015	.0036	.0138*	.0219*	.0155**	0302*	0171**	0067**	0024*
	(.0011)	(.0022)	(.0077)	(.0116)	(.0065)	(.0159)	(.0084)	(.0033)	(.0013)
失業可能性	.0015*	.0035**	.0141***	.023***	.0185***	0316***	0187***	0075***	0028**
	(8000.)	(.0016)	(.0053)	(.0083)	(.0063)	(.0114)	(.0066)	(.0028)	(.0012)
失業経験	0008	0019	008	0138	0136	.0189	.0121	.0051	.0020
	(.0007)	(.0015)	(.0063)	(.0111)	(.0122)	(.0151)	(.0103)	(.0045)	(.0018)
世帯収入	0001	0002	0008	0013	0012	.0018	.0011	.0005	.0002
	(.0007)	(.0016)	(.0066)	(.0111)	(.0097)	(.0152)	(.0093)	(.0038)	(.0014)
相対所得	.0003	.0006	.0026	.0044	.0038	0060	0037	0015	0006
	(.0004)	(.0009)	(.0035)	(.0058)	(.0050)	(.0079)	(.0048)	(.0020)	(.0007)
生活水準(15歳)	0003*	0008**	0031**	0052**	0045**	.0071**	.0043**	.0018**	.0007*
	(.0002)	(.0004)	(.0014)	(.0023)	(.0020)	(.0032)	(.0019)	(8000.)	(.0003)
学歴(父親)	.0002	.0004	.0016	.0026	.0023	0036	0022	0009	0003
1 111 (2 (1) ()	(.0001)	(.0003)	(.0010)	(.0017)	(.0015)	(.0024)	(.0014)	(.0006)	(.0002)
学歴	.0000	.0000	.0001	.0002	.0002	0003	0002	0001	0000
	(.0001)	(.0003)	(.0011)	(.0018)	(.0016)	(.0024)	(.0015)	(.0006)	(.0002)
年齢	0002	0005	0019	0032	0028	.0044	.0027	.0011	.0004
I MP	(.0002)	(.0004)	(.0016)	(.0027)	(.0023)	(.0037)	(.0022)	(.0009)	(.0004)
年齢の2乗	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	0000	0000	0000	0000
	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)
既婚ダミー	.0010	.0025*	.0103*	.0179*	.0179	0244*	0158	0067	0026
WL/A / -	(.0007)	(.0015)	(.0059)	(.0105)	(.0119)	(.0142)	(.0098)	(.0044)	(.0018)
	(.0007)	(.0010)	(.0000)	(.0100)	(.0110)	(.0142)	(.0000)	(.0044)	(.0010)
観測数					1573				
対数尤度					-2317.7634				
た度比検定(カイ2乗値)					0.0003				

^{1. ***1% **5% *10%}水準で有意であることを示す.

^{2.()}内は標準偏差である.

^{3.} 不況ダミーとは、22歳時点の前年度との階差をとり極端に低下したものを1それ以外を0としたダミー変数. 定義の詳細については本文を参照.

パネルB. 有効求人倍率の低さが価値観形成に与える影響(男性)

		運を重	視←		運=努力		→努力を	主 重視	
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
有効求人倍率の低さ	0003	0008	0033	0056	0048	.0076	.0047	.0019	.0007
(22歳時)	(.0003)	(8000.)	(.0031)	(.0051)	(.0045)	(.0070)	(.0043)	(.0018)	(.0007)
失業可能性	.0015*	.0035**	.0140***	.0228***	.0183***	0314***	0186***	0075***	0027**
7 3313 7 11212	(8000.)	(.0016)	(.0053)	(.0083)	(.0063)	(.0113)	(.0066)	(.0028)	(.0012)
失業経験	0008	0020	0082	0141	0139	.0193	.0124	.0052	.0020
	(.0007)	(.0015)	(.0063)	(.0111)	(.0122)	(.0151)	(.0103)	(.0045)	(.0018)
世帯収入	0000	0001	0004	0007	0006	.0009	.0006	.0002	.0001
	(.0007)	(.0016)	(.0066)	(.0111)	(.0096)	(.0152)	(.0093)	(.0038)	(.0014)
相対所得	.0003	.0006	.0026	.0043	.0037	0059	0036	0015	0005
	(.0004)	(.0009)	(.0035)	(.0058)	(.0050)	(.0079)	(.0048)	(.0020)	(8000.)
生活水準(15歳)	0003*	0008**	0031**	0052**	0045**	.0071**	.0044**	.0018**	.0007*
	(.0002)	(.0004)	(.0014)	(.0023)	(.0020)	(.0032)	(.0019)	(8000.)	(.0003)
学歴(父親)	.0002	.0004	.0016	.0027	.0024	0037	0023	0009	0003
	(.0001)	(.0003)	(.0010)	(.0017)	(.0015)	(.0024)	(.0014)	(.0006)	(.0002)
学歴	0000	0000	0000	0000	0000	.0000	.0000	.0000	.0000
- .—	(.0001)	(.0003)	(.0011)	(.0018)	(.0015)	(.0024)	(.0015)	(.0006)	(.0002)
年齢	0002	0005	0020	0033	0029	.0045	.0027	.0011	.0004
	(.0002)	(.0004)	(.0016)	(.0027)	(.0023)	(.0037)	(.0022)	(.0009)	(.0004)
年齢の2乗	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	0000	0000	0000	0000
	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(0000.)	(.0000)	(0000)	(0000.)	(.0000)
既婚ダミー	.0010	.0025*	.0105*	.0181*	.0181	0246*	0160	0068	0026
	(.0007)	(.0015)	(.0059)	(.0105)	(.0119)	(.0141)	(.0098)	(.0044)	(.0019)
観測数					1573				
対数尤度 尤度比検定(カイ2乗値)					-2319.0398 0.0008				

^{1. ***1% **5% *10%}水準で有意であることを示す.

^{2.()}内は標準偏差である.

^{3.} 有効求人倍率の低さとは、22歳時点の有効求人倍率の水準に一(マイナス)をつけたものである.詳細については本文中の定義を参照.

表4.22歳時点の限界効果(女性)

被説明変数:社会的成功は運よりも努力で決まると考えている(努力重視度=努力重視一運重視)

パネルA. 不況ダミーが価値観形成に与える影響(女性)

		運を重	視←		運=努力		→努力を	·重視	
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
不況ダミー(22歳時)	.0000	.0002	.0006	.0011	.0009	0015	0008	0003	0001
	(.0002)	(.0020)	(.0077)	(.0142)	(.0111)	(.0192)	(.0109)	(.0033)	(.0018)
失業可能性	.0002)	.00207 .0034* (.0019)	.0127** (.0061)	.0228** (.0104)	.0163** (.0068)	0308** (.0141)	0169** (.0075)	0051** (.0024)	0027** (.0014)
失業経験	0003 (.0003)	0023 (.0015)	0091 (.0059)	0174 (.0115)	0157 (.0117)	.0235 (.0155)	.0142 (.0100)	.0045 (.0034)	.0025
世帯収入	0001	0005	0021	0038	0031	.0052	.0030	.0009	.0005
	(.0002)	(.0019)	(.0072)	(.0134)	(.0107)	(.0181)	(.0103)	(.0032)	(.0017)
相対所得	0003	0025**	0098 **	0181**	0145**	.0245**	.0140**	.0043**	.0023**
	(.0003)	(.0012)	(.0040)	(.0071)	(.0058)	(.0096)	(.0056)	(.0019)	(.0011)
生活水準(15歳)	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001	0002	0001	0000	0000
	(.0000)	(.0004)	(.0014)	(.0026)	(.0021)	(.0036)	(.0020)	(.0006)	(.0003)
学歴(父親)	.0000	.0002	.0009	.0017	.0014	0023	0013	0004	0002
	(.0000)	(.0003)	(.0012)	(.0021)	(.0017)	(.0029)	(.0017)	(.0005)	(.0003)
学歴	.0001	.0010**	.0040**	.0075***	.0060**	0101***	0058***	0018**	0010**
	(.0001)	(.0005)	(.0016)	(.0028)	(.0023)	(.0038)	(.0022)	(.0007)	(.0004)
年齢	.0001	.0007	.0028*	.0052*	.0042*	0071*	0041*	0013*	0007
	(.0001)	(.0005)	(.0016)	(.0030)	(.0024)	(.0040)	(.0023)	(.0007)	(.0004)
年齢の2乗	0000	0000	0000*	0001*	0000*	.0001*	.0000*	.0000*	.0000
	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)
既婚ダミー	0003	0023	0087	0156	0113	.0211	.0116	.0035	.0019
	(.0003)	(.0020)	(.0069)	(.0121)	(.0079)	(.0163)	(.0087)	(.0026)	(.0014)
観測数 対数尤度					1263 -1828.3792				
た度比検定(カイ2乗値) *					0.0003				

^{1. ***1% **5% *10%}水準で有意であることを示す.

^{2.()}内は標準偏差である.

^{3.} 不況ダミーとは、18歳時点の前年度との階差をとり極端に低下したものを1それ以外を0としたダミー変数. 定義の詳細については本文を参照.

パネルB. 有効求人倍率の低さが価値観形成に与える影響(女性)

		運を重	視←		運=努力		→努力を	重視	•
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
有効求人倍率の低さ	.0000	.0002	.0008	.0015	.0012	0020	0011	0003	0002
(22歳時)	(.0001)	(.0009)	(.0034)	(.0062)	(.0050)	(.0084)	(.0048)	(.0015)	(8000.)
失業可能性	.0004	.0034*	.0128**	.0228**	.0163**	0309**	0170 * *	0051**	0027**
74514 71.012	(.0004)	(.0019)	(.0061)	(.0104)	(.0068)	(.0141)	(.0075)	(.0024)	(.0014)
失業経験	0003	0023	0091	0174	0158	.0236	.0143	.0045	.0025
	(.0003)	(.0015)	(.0059)	(.0115)	(.0117)	(.0155)	(.0100)	(.0034)	(.0020)
世帯収入	0001	0005	0021	0038	0030	.0051	.0029	.0009	.0005
	(.0002)	(.0019)	(.0072)	(.0134)	(.0107)	(.0181)	(.0104)	(.0032)	(.0017)
相対所得	0003	0025**	0098**	0180**	0144**	.0244**	.0140**	.0043**	.0023**
	(.0003)	(.0012)	(.0039)	(.0071)	(.0058)	(.0096)	(.0056)	(.0019)	(.0011)
生活水準(15歳)	.0000	.0000	.0001	.0002	.0001	0002	0001	0000	0000
	(.0000)	(.0004)	(.0014)	(.0026)	(.0021)	(.0036)	(.0020)	(.0006)	(.0003)
学歴(父親)	.0000	.0002	.0009	.0017	.0014	0023	0013	0004	0002
	(.0000)	(.0003)	(.0012)	(.0021)	(.0017)	(.0029)	(.0017)	(.0005)	(.0003)
学歴	.0001	.0010**	.0041**	.0075***	.0060**	0101***	0058***	0018**	0010**
	(.0001)	(.0005)	(.0016)	(.0028)	(.0023)	(.0038)	(.0022)	(.0007)	(.0004)
年齢	.0001	.0007	.0028*	.0052*	.0042*	0071*	0041*	0012*	0007
	(.0001)	(.0005)	(.0016)	(.0030)	(.0024)	(.0040)	(.0023)	(.0007)	(.0004)
年齢の2乗	0000	0000	0000*	0001*	0000*	.0001*	.0000*	*0000	.0000
	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(0000.)	(.0000)	(.0000)
既婚ダミー	0003	0023	0087	0155	0112	.0210	.0116	.0035	.0018
	(.0003)	(.0020)	(.0069)	(.0121)	(.0079)	(.0163)	(.0087)	(.0026)	(.0014)
観測数					1263				
対数尤度					-1828.3549				
尤度比検定(カイ2乗値)					0.0003				

^{1. ***1% **5% *10%}水準で有意であることを示す.

^{2.()}内は標準偏差である.

^{3.} 有効求人倍率の低さとは、18歳時点の有効求人倍率の水準に一(マイナス)をつけたものである. 詳細については本文中の定義を参照.

表5. 学卒時点の限界効果(女性)

被説明変数:社会的成功は運よりも努力で決まると考えている(努力重視度=努力重視一運重視)

パネルA. 不況ダミーが価値観形成に与える影響(女性)

		運を重	視←		運=努力		→努力を	重視	
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
不況ダミー(学卒時)	0002 (.0003)	0016 (.0018)	0063 (.0074)	0120 (.0143)	0109 (.0144)	.0165 (.0196)	.0098 (.0122)	.0031 (.0040)	.0017 (.0023)
失業可能性	.0004	.0035* (.0019)	.0131**	.0232** (.0104)	.0169** (.0069)	0319** (.0141)	0172** (.0074)	0052** (.0024)	0028** (.0014)
失業経験	0003 (.0003)	0022 (.0015)	0087 (.0059)	0164 (.0115)	0151 (.0118)	.0225 (.0157)	.0134 (.0099)	.0043	.0024 (.0019)
世帯収入	0001 (.0002)	0005 (.0019)	0019 (.0073)	0036 (.0134)	0029 (.0110)	.0049 (.0184)	.0028	.0009 (.0032)	.0005
相対所得	0003 (.0003)	0026** (.0012)	01** (.0040)	0183** (.0071)	0150** (.0059)	.0252*** (.0097)	.0142** (.0056)	.0044** (.0019)	.0024**
生活水準(15歳)	.0000	.0000 (.0004)	.0001 (.0014)	.0002 (.0026)	.0002 (.0021)	0003 (.0036)	0002 (.0020)	0000 (.0006)	0000 (.0003)
学歴(父親)	.0000	.0002	.0009 (.0011)	.0017 (.0021)	.0014	0023 (.0029)	0013 (.0016)	0004 (.0005)	0002 (.0003)
学歴	.0001	.0011** (.0005)	.0042***	.0077*** (.0028)	.0063***	0105*** (.0039)	0059*** (.0022)	0018** (.0008)	0010** (.0005)
年齢	.0001 (.0001)	.0009* (.0005)	.0033** (.0016)	.0061** (.0030)	.0050** (.0025)	0083** (.0041)	0047** (.0023)	0015* (.0008)	0008* (.0004)
年齢の2乗	0000 (.0000)	0000* (.0000)	0000** (.0000)	0001** (.0000)	0001** (.0000)	.0001**	.0000** (.0000)	.0000* (.0000)	.0000* (.0000)
既婚ダミー	0003 (.0003)	0022 (.0019)	0084 (.0069)	0150 (.0120)	0111 (.0081)	.0206 (.0164)	.0112 (.0086)	.0034 (.0026)	.0018 (.0014)
観測数 対数尤度					1262 -1823.1787				
注度比検定(カイ2乗値) -					0.0002				

^{1. ***1% **5% *10%}水準で有意であることを示す.

^{2.()}内は標準偏差である.

^{3.} 不況ダミーとは、学卒時点の前年度との階差をとり極端に低下したものを1それ以外を0としたダミー変数. 定義の詳細については本文を参照.

パネルB. 有効求人倍率の低さが価値観形成に与える影響(女性)

		運を重	視←		運=努力		→努力を	·重視	
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
有効求人倍率の低さ	.0002	.0016*	.0062*	.0115*	.0094*	−.0156 *	0090*	0027*	0014*
(学卒時)	(.0002)	(.0009)	(.0033)	(.0060)	(.0050)	(.0082)	(.0048)	(.0015)	(.0009)
失業可能性	.0004	.0035*	.0134**	.0239**	.0173	0326**	0180**	0053**	0028**
7 33.3 2.02.00	(.0004)	(.0019)	(.0061)	(.0104)	(.0068)	(.0141)	(.0075)	(.0024)	(.0013)
失業経験	0003	0023	0094	0179	0166	.0243	.0149	.0046	.0025
	(.0003)	(.0015)	(.0058)	(.0115)	(.0119)	(.0155)	(.0101)	(.0033)	(.0019)
世帯収入	0001	0005	0019	0035	0029	.0048	.0028	.0008	.0004
	(.0002)	(.0019)	(.0073)	(.0135)	(.0110)	(.0183)	(.0106)	(.0032)	(.0017)
相対所得	0003	0025**	0096**	0178 * *	0145**	.0242**	.0140**	.0042**	.0022**
	(.0003)	(.0012)	(.0039)	(.0071)	(.0059)	(.0096)	(.0056)	(.0019)	(.0011)
生活水準(15歳)	.0000	.0000	.0001	.0003	.0002	0004	0002	0001	0000
	(.0000)	(.0004)	(.0014)	(.0026)	(.0021)	(.0036)	(.0021)	(.0006)	(.0003)
学歴(父親)	.0000	.0002	.0008	.0014	.0011	0019	0011	0003	0002
	(0000.)	(.0003)	(.0011)	(.0021)	(.0017)	(.0029)	(.0017)	(.0005)	(.0003)
学歴	.0001	.0011**	.0043***	.0079***	.0065***	0108***	0062***	0019**	0010**
	(.0001)	(.0005)	(.0016)	(.0028)	(.0024)	(.0038)	(.0023)	(8000.)	(.0005)
年齢	.0001	.0009*	.0035**	.0064**	.0052**	0088**	0051**	0015**	0008*
	(.0001)	(.0005)	(.0016)	(.0029)	(.0024)	(.0040)	(.0023)	(8000.)	(.0004)
年齢の2乗	0000	0000	0000**	0001**	0001**	.0001**	.0001**	.0000**	8.40e-06
	(.0000)	(.0000)	(.0000)	(0000.)	(.0000)	(0000.)	(.0000)	(.0000)	(0000)
既婚ダミー	0003	0021	0080	0143	0107	.0195	.0109	.0032	.0017
	(.0003)	(.0019)	(.0069)	(.0120)	(.0081)	(.0163)	(8800.)	(.0026)	(.0014)
観測数					1265				
対数尤度					-1828.2165				
尤度比検定(カイ2乗値)					0.0000				

^{1. ***1% **5% *10%}水準で有意であることを示す.

^{2.()}内は標準偏差である.

^{3.} 有効求人倍率の低さとは、学卒時点の有効求人倍率の水準に一(マイナス)をつけたものである. 詳細については本文中の定義を参照.

表6. 年代別分析/22歳時の限界効果(男性)

被説明変数: 社会的成功は運よりも努力で決まると考えている(努力重視度=努力重視一運重視)

		運を重	視←		運=努力		→努力?	生重視		観測数
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	対数尤度
不況ダミー	.0006	.0017	.0054	.0087	.0064	0133	0066	0019	0009	813
(50歳未満グループ)	(.0014)	(.0035)	(.0111)	(.0176)	(.0115)	(.0268)	(.0128)	(.0036)	(.0018)	-1152.8906
不況ダミー	.0021	.0045	.0229*	.0359**	.0247***	0440**	0284**	0136**	0041*	760
(50歳以上グループ)	(.0018)	(.0030)	(.0118)	(.0168)	(.0088)	(.0208)	(.0122)	(.0058)	(.0021)	-1155.7746
有効求人倍率の低さ	0004	0012	0038	0063	0051	.0098	.0050	.0015	.0007	813
(50歳未満グループ)	(.0009)	(.0023)	(.0074)	(.0122)	(.0010)	(.0189)	(.0096)	(.0028)	(.0014)	-1152.8814
有効求人倍率の低さ	0003	0006	0031	0053	0048	.0063	.0046	.0024	.0008	760
(50歳以上グループ)	(.0003)	(.0007)	(.0036)	(.0061)	(.0055)	(.0073)	(.0053)	(.0027)	(.0009)	-1157.8745

注 1. 表3パネルA, Bの注を参照.

補表. 価値観形成の決定要因(係数)

被説明変数:社会的成功は運よりも努力で決まると考えている(努力重視度=努力重視一運重視)

	男性		女性	
	(1)	(2)	(1)	(2)
不況ダミー	−.1 523 *		.0813	
1 7007 ~	(.0786)		(.0984)	
有効求人倍率	(.0700)	.0395	(.0004)	0762*
ロがかくロー		(.0361)		(.0398)
失業可能性	1621***	1610***	1531 * *	1568 * *
人本当能压	(.0571)	(.0572)	(.0667)	(.0666)
失業経験	.0997	.1020	.1116	.1214
人人不中工两人	(.0816)	(.0816)	(.0791)	(.0789)
世帯収入	.0096	.0048	.0238	.0235
四市水八	(.0786)	(.0785)	(.0894)	(.0893)
相対所得	0310	0306	.1223***	.1182**
אן ועונייםו	(.0408)	(.0408)	(.0466)	(.0465)
生活水準(15歳)	.0367**	.0369**	0013	0018
工力小牛(10成)	(.0162)	(.0162)	0013 (.0174)	0018 (.0174)
学歴(父親)	0187	0192	(.0174) 0112	0093
于座(人机)	0187 (.0121)	0192 (.0121)	(.0139)	0093 (.0140)
学歴	0016	.0001	0511***	(.0140) 0528***
于涯		(.0126)	(.0185)	(.0184)
年齢	(.0126) .0229	.0233	(.0185) 0405**	(.0184) 0427**
╅田	.0229 (.0189)	.0233 (.0189)	(.0196)	(.0193)
年齢の2乗			.0004**	.0004**
平町の2来	0001 (.0002)	0001 (0000)		
PIT ACE AT >	(.0002)	(.0002)	(.0002)	(.0002)
既婚ダミー	1294*	1310* (0770)	.0988	.0941
	(.0772)	(.0772)	(.0779)	(.0777)
分岐点(-4/-3)	-2.2432	-2.2268	-4.4917	-4.5037
(-3/-2)	-1.7570	-1.7405	-3.6931	-3.7059
(-2/-1)	-1.0580	-1.0401	-2.9468	-2.9572
(-1/0)	−.4215	4043	-2.2603	-2.2668
(0/1)	.8602	.8753	9854	9948
(1/2)	1.7710	1.7858	0173	0297
(2/3)	2.4240	2.4385	.6718	.6720
(3/4)	3.0181	3.0326	1.1439	1.1469
観測数	1573	1573	1262	1265
対数尤度	-2317.7634	-2319.0398	-1823.1787	-1828.2165
尤度比検定(カイ2乗値)	0.0003	0.0008	0.0002	0.0000

^{1. ***1% **5% *10%}水準で有意であることを示す.

^{2.()}内は標準偏差である.

^{3.} 被説明変数(努力の評価度一運の評価度)は-4から4までの値をとる変数. ここでは順序プロビット分析を行ったときの係数を掲載している.

^{4.} 不況ダミーは、男性の場合22歳、女性の場合学卒時点の前年度との階差をとり極端に低下したものを1それ以外を0としたダミー変数. 有効求人倍率の低さとは、有効求人倍率の水準にマイナスをつけたものである. 詳細については本文中の定義を参照.