

就業二極化と性行動
出生減少のミクロ的背景

川上 淳之・玄田 有史

東京大学社会科学研究所

J -147

2006年4月

筆者の許可なく無断の引用等を禁じます。

連絡先

〒113-0033

文京区本郷 7-3-1

東京大学社会科学研究所

玄田 有史

genda@iss.u-tokyo.ac.jp

就業二極化と性行動

Divided Youth Employment and Sexual Behavior

川上淳之

(学習院大学大学院)

玄田有史

(東京大学社会科学研究所)

2006年4月

要約

日本版 General Social Survey (JGSS) を用いて、20～34歳を対象に就業の有無と労働時間の長短が若年個人の性行動頻度に与える影響を実証分析した。都道府県比較から長時間労働が出生率と負相関していること、ならびに国際比較から日本人の性頻度が相対的に少ない可能性があること等を概観した上で、JGSS 個票から性頻度の順序プロビット分析を行った。その結果として第一に、無業者は就業者に比べて性頻度が少なく、特に単身者にとって無業状態は性行動を大きく抑制していた。第二に就業者に限定した上で労働時間の影響を見ると、長時間労働は既婚者の性頻度を有意に抑制していた。無業者と長時間労働者が共に増加するという若年の就業二極化現象は性頻度を低め、少子化に拍車をかけている。

はじめに

本論文は就業の有無及び労働時間の長短が個々の性行動の頻度に及ぼす影響を分析する。長時間労働の増加と無業者の増加という若年就業の二極化がいかなる個人の性行動の頻度に影響を与えているかを検証し、出生減少の背景について新しい視座を示す。

個々人の性行動（セックス）の状況はプライベートな情報であり、客観的に把握することは困難である。実際、その状況を把握でき、かつ学術的に信頼できる調査はこれまでほとんど存在しなかった（例外は日本放送協会（2002））。その意味で日本版 General Social Survey (JGSS)は貴重な調査である。本論文はこの JGSS を用いて若年の就業二極化と性行動の関係を検証する。

JGSS は、丹念な実査に基づく大規模な社会調査であり、多くの学術研究に用いられてきた（例えば岩井・佐藤編（2002）等）。日本人の意識や行動を包括的に調査した JGSS は、2000年と2001年に過去一年間のセックス頻度を「週4回以上」から「まったくなし」の多段階の選択項目としてたずねている。併せて就業の有無及び就業者の労働時間、単身・既婚、年間収入等も詳しく調査している JGSS 個票データを用いて、個々が直面する就業環境が及ぼす性行動への影響を分析する。

性頻度はプライベートに関わる質問のため、若年者のおよそ2人に1人弱が「回答したくない」ともしている。非回答者の就業状態等に一定の偏りがある場合、就業と性頻度の関係の解釈にバイアスが生じるおそれもある。多段階の頻度の把握ならびにバイアス懸念等について、労働経済学の実証研究に用いられてきた標準的手法に依拠しながら実証する。

本論文の構成は以下の通りである。次節では、出生率低下のミクロ的背景として、性行動の頻度と、長時間労働および就業機会の有無に注目する意義を検討する。節では出生と労働に関する先行研究を概観し、本論文の特徴を明らかにする。節では都道府県別データから労働時間と出生率の関係を検討する。節では先進諸国の比較を通じて性行動の頻度と出生率の関係を確認する。節では性行動と労働環境に関する実証分析について説明する。節で結論、政策含意、そして課題を述べる。

問題意識と検討仮説

少子化が社会的課題として認識されて久しい。子どもを産み育てることに躊躇を感じる背景として、一つには育児のための社会的環境の未整備が指摘されてきた。行政も待機児童「ゼロ」作戦をかけた。子ども・子育て応援プランとして育児休業取得率の目標を設置する等の動きも進んだ。

産まれた児童の育児不安の解消を通じて少子化に歯止めをかけることが目指される一方、出生と労働環境とのかかわりにも注目が集まった。内閣府男女共同参画会議・少子化と男

女共同参画に関する専門調査会「少子化と男女共同参画に関する社会環境の国際比較」(2005年)では、OECD加盟24カ国における女性労働力率と合計特殊出生率の関係を検討し、1970年には無相関だった両者が、1990年には正相関に変わっていることを指摘した。加盟国のなかで日本は女性労働力率の長期的な増加幅が特に小さいことも述べ、雇用機会の均等や仕事と家庭の両立推進等、女性の働きにくい社会環境を修正していくことが結果的に出生率の回復にもつながると説いた。

国レベルにおいて出産育児ならびに就業環境の整備を進めることは、少子化問題を検討する際の不可欠な視点である。ただ一方で、子どもを生み育てる行為自体はきわめて個人的な状況により左右されることも否定できない。

子どもを産み育てる根源にはパートナーとの性行動が存在する。多くのパートナーにとって、性行動に至るプロセスとして十分な日常的コミュニケーションの確保とリラックスして共有する時間が重要としよう。総務省統計局「就業構造基本調査」から年間250日以上就業している有業者について、ふだんの一週間に60時間以上働いている割合を求めた。30~34歳男性の場合、1992年に25パーセントだった割合が2002年には33パーセントへと上昇している。同じ割合を20~24歳女性について求めても、1992年の6パーセントが2002年には12パーセントと倍増している。

若年就業者に占める長時間労働者の割合は、不況期の90年代を通じて増加した。そのためパートナーとのコミュニケーション確保が困難になると、肉体的な疲労も相俟って性行動の頻度は減少し、結果的に子どもを保有する確率を低下させる事態も予想される。さらに高橋(2005)によれば、サービス残業を含む長時間労働の就業者は、特別賞与等を通じて実質的により高額の年収を平均的に得ているという。高所得が上級財への支出割合を高め、所得弾力性の低い「子ども」という財へのニーズを弱めるならば、経済理論的にも性行動に消極的となる可能性はある¹⁾。

厚生労働省は「21世紀成年者縦断調査」を実施しているが、その第三回調査(2004年11月実施)によれば、第一回の2002年に一日10時間以上働いている夫について、2003年の労働時間が増加した場合、減少もしくは不変の場合に比べ、2004年の出生率は低くなっている。長時間労働が就業者の性行動にネガティブな影響をもたらした可能性は大きい。

若年労働市場では長時間の就業者が多数存在していると同時に、フリーターならびに無業者の増大を通じた二極化の進展という懸念も広がっている。平成16年版「労働経済白書」は総務省統計局「労働力調査」を用いて、1992年に101万人だったフリーター人口が、2005年には217万人に倍増したと試算している。内閣府・青少年の就労に関する研究会(2004年度)では「就業構造基本調査」を特別集計し、15~34歳のふだん無業状態にある独身者

(通学をしている場合を除く)は1992年に131万人だったのが2002年に213万人まで急増したと報じた。無業拡大の背景として、求職中の完全失業者が増えただけでなく、職探しに至っていないニート状態の若者の増加も述べられた。

フリーター及び無業の若者にとって、現在及び将来に安定した所得を確保する見通しが持てない状況では性行動を通じて子どもを持つのに消極的となることもあり得る。特に不安定な就業状態にいったん陥った若者が、後に安定した就業・所得機会への移行が困難と予想されるような状況ほど、将来不安から子どもを持つ行為を断念する傾向は生じやすい。

無論、性行為の目的は、子どもを保有することだけではない。朝日新聞社発行の週刊誌『アエラ』は2005年12月、パートナーを有する20～59歳の就業者800名に対して「労働とセックスに関する調査」(以下、アエラ調査)をインターネット上で実施した²⁾。調査ではセックスについて最も近い表現を複数の選択肢から一つ選んでいる。その結果、最多は「愛情・情熱」(35.5パーセント)、次いで「やすらぎ」(26.6パーセント)であり、「子作り」は9.6パーセントにとどまる。所得不安により子どもを持てないにしても、愛情行為として、避妊によって積極的な性行動を実施する若者もいるだろう³⁾。

一方、無業状態が、性に対して消極的とならざるを得ない別経路も存在する。パートナーは、多くの場合、職場や仕事関係を通じて知り合っている。アエラ調査でもパートナーと知り合ったきっかけとして3人に1人(正確には34.3パーセント)は職場もしくは職場以外の仕事関係を挙げている。仕事を通じた出会いの喪失がパートナーに出会う機会を減らすならば、無業は改めて性行動を抑制する原因となり得る。

長時間労働と無業増加という若年労働市場の二極化は、ともに個人の性頻度を抑制し、ひいては少子化進展の要因となっている可能性がある。出生率低下のミクロ的背景を労働経済面から探るならば、国レベルや地域レベルでの検討に加え、個人の直面する労働環境がもたらす性行動への影響の把握が求められる。

先行研究

経済学における出生に関する多くの実証分析の背景として、Becker(1960)の「子どもの質・量モデル」がある。「子どもの質・量モデル」は子どもを1つの財としてとらえ、子どもの質の需要への所得弾力性が、子どもの量の需要への所得弾力性を上回るケースで、所得の高い世帯ほど子ども人数が少なくなることを示した。子どもの価格(養育にかかるコスト)の上昇は子どもの質(子ども一人あたりの投資額)を高める一方、保有する子ども数を減少させることになる。

同モデルに基づき、松浦・滋野(1996)は首都圏居住世帯のデータから、出産確率に教

育娯楽費が負の影響を持っていることを示した。森田（2004）は養育費・通塾費が高いと予定子ども数が少なくなることを示し、Oyama（2004）も子ども一人当たりの支出額が高いほど子ども数が有意に少なくなると指摘した。

養育コストとともに女性の就業と出生率に関する研究も多い。Namkee and Mira（2002）は、国際比較から、女性の就業率と合計特殊出生率の間に1970年代までは負の相関、80年代後半からは正の相関が見られたと主張する。日本では小椋・Dokle（1992）が1975年から1985年までの都道府県データにより、女性の労働力率が高く、高学歴化が進んでいる都道府県ほど結婚・出産率が低いことを示した。滋野（1996）はパートタイムよりもフルタイム就業女性の出生確率が低く、松浦・滋野（1996）もホワイトカラーの妻の世帯で出生の確率が低いと述べている。

労働時間が出生率に与える影響について、女性は男性よりキャリア形成に長時間労働する必要があり、出産よりキャリア形成を選択する場合、出生率が下がるといわれる（Franklin and Tuono（2004）、Francesconi（2002））。松浦・滋野（1996）も、妻がホワイトカラーの世帯で出産率が低いのは、ホワイトカラーのフルタイム就業者が労働時間に裁量を持たない結果と指摘する。

先行研究は出生率と労働力の関係に多くの知見をもたらしたが、一方で両変数の決定時点の違いが持つ問題も考慮されるべきだろう。現在の出生状況は過去の時点における子ども保有の意思決定の帰結である。過去の意志決定を反映する出生もしくは子ども数を目的変数に現在の労働力率による影響を検討することは、現在が過去を説明する状況を想定していることになり、時間的整合性に疑問も残る。

それに対し、現在直面する労働環境が子ども保有の意志決定ならびに行動に与える影響を考察するならば、過去の状況ではなく、むしろ将来の出生につながる現在の性行動の頻度にこそ注目すべきであろう。出生率と労働時間（もしくは労働力率）に、原因と結果の因果関係を確定することは難しい。それに対し、性頻度と労働時間については、性頻度が多い（もしくは少ない）個人ほど長く働く傾向があるといった因果関係を想定するのは常識的でないだろう。そこで労働時間の長短や就業機会を所与として性頻度は規定されると考えるのが自然な解釈とし、実証分析する⁴⁾。

これまで性行動を全国規模で調査した例は少なく、就業状況による性行動への影響に関する労働研究も、筆者らの知る限り見当たらない⁵⁾。米国のセックス頻度に関する実証研究もGeneral Social Survey (GSS)を用いたBlanchflower and Oswald (2004)等に限られる。本稿では就業に関する変数として、労働力率ではなく、就業の有無と就業者の労働時間に注目し、無業である場合と反対に労働時間が長い場合の両方で性頻度は抑制的となることを示す。

労働時間と出生率の関係

性行動の分析に先立ち、先行研究と同様、出生率に注目しながら、まず労働時間が出生率に負の影響をもたらす可能性を90年代の都道府県平均のデータから確認する。

労働時間は厚生労働省「賃金構造基本統計調査」から「所定内労働時間」と「所定外労働時間」を都道府県別ごとに男女別で20歳から34歳について集計、1990年から2003年の地域別パネルデータを作成した⁶⁾。所得が与える影響を取り除くため、説明変数に男女別の賃金データも用いた。賃金データは「きまって支給する現金給与額」を「賃金構造基本統計調査」から、出生率は「合計特殊出生率」を「人口動態調査」から用いた⁷⁾。

推定方法として、パネルデータ分析に用いられる固定効果とランダム効果をそれぞれ用いた。推定式は以下のとおりである。

$$(1) \quad Y_{it} = \beta_1 * X_{1it-1} + \beta_2 * X_{2it-1} + \mu_i + v_{it-1}$$

Y_{it} はt期の都道府県iの合計特殊出生率、 X_{1it-1} はt-1期の都道府県iの労働時間変数、 X_{2it-1} はt-1期の都道府県iの賃金変数である。 μ_i は都道府県iが持つ固有効果であり、固定効果は時間平均との差を用いて、固有の効果を取り除く。ランダム効果は攪乱項がランダム ($\mu_i \sim iid(0, \sigma^2_{\mu})$) とし、一般化最小二乗法により の一致推定量を求める方法である。

推定結果が表1である。ハウスマン検定の結果からは固定効果でなくランダム効果が支持された。同一の給与水準であった場合、男性の所定内労働時間が1ヶ月あたり1時間増加すると次期の出生率は0.4ポイント減少する。女性では、所定内労働時間の1時間増が0.3ポイント出生率を高める反面、所定外労働時間の1時間増は0.8ポイント出生率を低下させている。女性の所定内労働の増加は出生率に正の影響を与える一方、労働時間が所定時間を超えて長くなると逆に負の影響をもたらす、労働時間の内容が出生を左右している。

性行動と出生率の相関関係

出生率低下の背景を探るため、労働時間と性行動の関係に着目する。しかし性行動と出生率に相関がなければ、労働時間と性行動の関連が実証されても、労働時間の見直しが生を回復させる展望は開けない。そこで性行動と出生率の関係を国際比較から検討する。

性行動に関する包括的な調査は、国連統計や日本の政府統計でも殆どなされていない。唯一、避妊具メーカーであるDulexが1997年から毎年「Global Sex Survey」として、事業展開している先進国について年間のセックス回数 (frequency of sex) 等をインターネットによって調査し、その結果を報告している⁸⁾。

その調査結果と出生率を世代別にまとめた国際連合のデータから、性行動の頻度と出生率指標の関係を見る。「Demographic Yearbook」は国際連合が編集した人口統計であり、2005年時点での最新データである2002年度の出生率を用いる⁹⁾。性行動の頻度に関しては、前年の性行動が次年の出生に影響を与えるとすれば、厳密には前年(2001年)調査を用いるべきだろうが、その年の調査国は28カ国と少ない。そこで性頻度の年次変化は少ないと仮定し、標本数の多い2004年度統計を用いる。「Global Sex Survey」(2004年度)は41カ国35万人以上の個人に対しインターネット調査している。

図1には、横軸に性頻度、縦軸に出生率をとり、各国の状況を示した¹⁰⁾。散布図からは、性行動の頻度の高い国ほど出生率も高いことがわかる。単回帰分析の係数は0.4292であり、5パーセント水準で有意である。性行動の頻度が1年間に10回程度上昇した場合、20代、30代の出生率は4.2ポイント上昇する計算になる。

図から日本は対象国中、最も性行動の頻度が低いことも特徴的である。日本と同様出生率の低下が懸念されているイタリアに比べ、日本の性頻度は半分程度に過ぎない。一方、出生率回復が注目されるフランスは最も性頻度が高い。以上からも出生率の回復には、子どもにかかる費用や女性の労働に関する分析に加え、出生に繋がる要因である性行動が日本で極端に少ない理由に焦点をあてた分析の重要性が理解できるだろう。

但しDulex調査を用いた性行動の学術分析には限界もある。35万という豊富な標本数が確保される一方、国別の性別や年齢などの個人属性の特徴が公表されておらず、厳密な国際比較とは言い切れない。地域もランダムに選ばれたわけではない。ウェブ調査であることの偏りもあるかもしれない。そこで以下では、米国における個人の意識や行動を面接調査したGeneral Social Survey(GSS)との比較可能性を前提に実施されたJGSSによって、個人レベルでの就業と性行動の詳細な分析を行っていく¹¹⁾。

実証分析

1 データ

個人レベルでの性頻度への就業状況の影響を実証分析するため、「日本版 General Social Surveys」(以下、JGSS)の2000年度データ(以下JGSS-2000)と2001年度データ(以下JGSS-2001)を用いる。2000年前後に実施された社会調査のうち、性行動の頻度が設問され、かつ個票レベルで利用可能なのはJGSSのみである。就業状況も労働時間や主体の属性等も丁寧に設問され、調査方法も信頼出来る。

調査対象はJGSS-2000が「2000年6月25日時点で満20歳以上89歳以下の男女個人」、JGSS-2001は「2001年9月1日時点で満20歳以上89歳以下の男女個人」である。抽出方法は層化二段無作為抽出法であり、全国を6ブロックに分け、市郡規模によって層化し、

人口比例により 300 地点を抽出している（各地点において等間隔抽出法により、正規対象 15 名、予備対象 5 名を抽出）。サンプルサイズは JGSS-2000 で 4,179 ケースの ATTACK に対し 2,893 回答があり、回収率は 64.9 パーセントである。JGSS-2001 では 4,820 ケースの ATTACK に 2,790 回答があり、回収率は 63.1 パーセントだった¹²⁾。

表 2-1 には 20～34 歳の個人サンプルの記述統計量を示した。分析にあたり、2000 年と 2001 年の間で変数の分布が変化していることも懸念されたが、大きな変化は見られない。現在の子ども的人数が 0.55（以下、JGSS-2000 と JGSS-2001 を合わせた値）なのに対し、理想とする子ども人数は 2.50 と高く、その差は大きい。表 2-2 には性頻度、最終学歴、勤め先本店の業種（以下、就業先の業種）、昨年度の世帯収入（以下、世帯収入）の構成比を記した。性行動の頻度は、「全くなし」と「月に 2～3 回」が多く、それに「月 1 回程度」「週 1 回程度」が続く。一方「回答したくない」も全体の 47.42 パーセントに達する。

性行動に関しては、回答者が正しい解答を行わない可能性が懸念される。そこで JGSS ではプライバシー保護に特段の重点が置かれている。調査は依頼状を事前に送付し、到着後に調査員が訪問調査を行う。調査項目は面接調査票と留置調査票に分割される。就業状況は面接で聞かれる一方、性行動に関する設問は留置調査票に含まれ、面接者から直接たずねられることはない¹³⁾。

「回答したくない」と答えているケースについて、就業状態によるサンプル・セレクション・バイアス（標本の属性が偏っていることで生じる推定結果の偏り）の可能性も確認した。回答しているサンプルを 1、していないサンプルを 0 としたプロビット分析から、偏りを検証する。説明変数には、以下で注目する「就業の有無」もしくは「労働時間（対数化）」の他、「対数年齢」「性別」「現在の子ども的人数」「世帯収入」を用いた。

表 3 はプロビット推定の結果である。女性の回答確率は低い。最終学歴では「大学・大学院卒」に回答する傾向がある。子どもが 3 人いる個人は回答に協力的である。世帯収入を「非回答・わからない」とした場合、性行動も回答をしない。

その他ほとんどの変数が有意性を持たなかったが、以下で重要となる就業機会の有無や労働時間の長さによって非回答が多くなるといった傾向は見出せなかった。

セックスの頻度について「回答したくない」とする個人が多かったことを考慮し、以下の性頻度に関する検証では、ヘックマン 2 段階推定により「回答の有無」に関する推定から得られたバイアス修正項である逆ミルズ比を説明変数に加えた分析も別途行った。その場合も各種推定において逆ミルズ比は有意でなく、主要な結論に変更はなかった。

以上から就業状態による性行動の回答バイアスは生じていないと想定し分析を進める。

2 就業有無と性行動

就業の有無による性行動の頻度への影響を検討する。順序プロビット分析を以下の推定式について行う¹⁴⁾。

$$(2) \quad Y_i = \beta_{\text{labor}} * \text{labor}_i + \beta_1 * X_{1i} + \beta_2 * X_{2i} + \text{control variable}_i$$

被説明変数 Y_i は特定の性行動頻度を選択する確率を示す¹⁵⁾。 labor_i は就業の有無を表すダミー変数であり、無業を0、就業を1として就業機会効果を測る。 β_{labor} が有意に正であれば就業者の方が無業者より性行動の頻度が高い。

子ども数が性行動に与える影響も検証する。 X_1 は子ども人数であり、 X_2 は世帯収入である。世帯収入の効果を示す値 β_2 の符号は事前に確定しない。世帯収入が高いほど子どもに教育費をかけることが出来、子どもを多く生むことは可能となる。ただ一方、世帯収入増加が一人当たり子どもにかかる教育費を増やし、養育コストの増加が子どもを更に1人保有する効用を上回る場合、子ども一人あたりの投資を増加させ、子ども数を抑制することもある。以上に対数年齢、性別、結婚の有無、就業先の業種を説明変数として加えた¹⁶⁾。

推定結果が表4である。既婚者と単身者の両方を含む全体をみると、就業の有無は1パーセント水準で有意に正であり、無業者は就業者より性頻度が低い。表では標本の平均水準における「月に2~3回」と答える確率の就業機会の有無による差を限界効果と表している。就業者は無業者よりも月2,3回頻度のある確率が4.1パーセント高くなっている。

表では既婚者と単身者別の推定も行った。既婚者では就業・無業が性頻度に与える影響は有意でない一方、単身者は無業状態が性頻度を有意に低めている。限界効果をみると月2~3回性頻度がある確率が、単身の場合、無業は就業に比べ9.1パーセント低下している。

単身無業者の場合、所得が少ないことで子ども保有動機が弱まる他、就業を通じたパートナーと出会う機会の喪失が性頻度を少なくしているのかもしれない。

3 労働時間と性行動

無業者に比べて就業者は性頻度が高いことを確認したが、同じ就業者の場合でも労働時間が長くなると、性頻度が低くなることも予想される。そこで労働時間が性行動の頻度に与える影響を順序プロビット・モデルにより推定した。

$$(3) \quad Y_i = \beta_{\text{time}} * \text{Time}_i + \beta_1 * X_{1i} + \beta_2 * X_{2i} + \text{control variable}_i$$

Time_i は個人 i の労働時間であり、労働時間が与える影響の非線形性を考慮し、自然対数化した時間を用いる。係数である β_{time} が有意に正であれば労働時間の増加が性頻度を高め、負

であれば逆に頻度を下げる。X₁、X₂は先の推定と同様、子ども数と世帯収入である。他の説明変数には対数年齢、性別、就業先業種を用いる。

推定結果が表 5 である。対数労働時間の結果は、既婚者と単身者で異なる。既婚者については有意に負であり、既婚者は労働時間が長いほど性頻度が低くなる¹⁷⁾。世帯収入がコントロール変数として含まれることから、労働時間の増加は直接性行動の頻度に負の影響を与えることになる。子どもがいない場合に比べ、子どもが 1 人もしくは 2 人いると、性頻度は有意に低下することも確認出来る。

一方、単身者では、労働時間の多寡は性行動の頻度に有意な影響を与えない。単身就業者の性頻度に影響しているのは労働時間ではなく世帯収入である。有意水準は 10 パーセントだが、世帯収入が「350 万円未満」の個人と比べて、「350 万円以上 1,000 万円未満」の個人の性頻度は高い。出生率低下の要因として、非正社員就業の増加等による若年の平均収入の低下も、出生率に負の影響を与えているかもしれない。

但し表 4 および表 5 を通じ、世帯収入の多寡はセックスの頻度にほとんど有意な影響を与えていなかった。この点は GSS を用いて米国における性頻度の規定要因を推定した Blanchflower and Oswald(2004)の結果と共通している¹⁸⁾。

推定結果から、世帯収入が 350 万円から 1,000 万円に属し、子どもが 1 人いる 34 歳男性既婚就業者のケースについて労働時間による性頻度確率の変化をシミュレーションした。世帯収入は「350 万円から 1,000 万円」、性別は「男性」、子どもの人数は「1 人」を用い、他の変数は平均値を挿入し、労働時間の値を変化させて求めた。計算式は次の通りである。

$$(4) \quad dy/dx = \text{marginal effect} \text{ から、 } dy = \text{marginal effect} * dx$$

X₄₀ = 40 は週あたり労働時間が 40 を示し、Y₄₀ を週労働時間が 40 時間のときの、各性頻度の選択確率とする。X̄ を推定に用いた標本平均値、Ȳ を労働時間が平均値である場合とすると、40 労働時間の性頻度確率は、

$$(5) \quad Y_{40} = \bar{Y} + \text{marginal effect} * (X_{40} - \bar{X})$$

より求めた。同様の計算を週労働時間が 20 時間、50 時間、60 時間についても実施した結果が、図 2 である。

労働時間が増えるにつれ、「週に 1 回程度」「週に 2~3 回」となる確率が大きく減っている。20 労働時間の場合、「週に 1 回程度」または「週に 2~3 回」の確率は 33.9 パーセントだが、60 時間に増えると 23.7 パーセントまで減る。反面「まったくなし」から「月に 1 回

程度」の確率は長時間化により 29.2 パーセントから 40.0 パーセントまで増えることになる。

むすびにかえて

男性の所定内労働時間及び女性の所定外労働時間が長い都道府県ほど出生率は低い。先進国の比較からは日本人の性行動の頻度は少なく、出生率の低さと関係していることを示唆する調査結果がある。地域間及び国際間の性行動、出生、労働時間の関係を概観した上で、出生率低下のミクロ的背景として、20～34 歳の性行動（セックス）の頻度を調査した JGSS 個票データに注目、就業の有無及び労働時間による影響を分析した。

順序プロビット・モデルによって性頻度に対する就業有無の影響を調べた結果、無業状態の若年は、性頻度を有意に減少させることが明らかとなった。就業有無の影響を既婚・単身別にみると、特に単身者について無業が性頻度を大きく抑制していた。無業は、期待所得の低下により性行動を消極化させるだけでなく、パートナーに仕事を通じて出会うのが困難になることから性頻度を下げ、結果として少子化に拍車をかけている。

同モデルを就業者に限定し、労働時間の長短が性頻度に与える影響を推定した結果、長時間労働が既婚者の性頻度を減少させることも確認された。長時間労働の結果、所得増加が家庭外余暇への選好を強める他、パートナーとのコミュニケーションの確保が困難になることから、性頻度は抑制されると考えられる。

上記の結果は、少子化対策に関する政策的含意を伴う。育児休業制度や短時間勤務制度等、既婚就業者の出生を促進する制度整備は重要であるものの、恩恵は一般単身者に及ばない。厚生労働省「人口動態統計特殊報告」によれば、2000 年に誕生した第 1 子のうち、26.3 パーセントが単身者の「授かり婚」(通称「できちゃった婚」)によりもたらされ、1980 年の 12.6 パーセントから倍増している¹⁹⁾。出生における単身者の性行動と妊娠の占める比重が高まる一方、単身無業者の増加は性頻度を下げ、出生を低下させる要因となっている。若年単身者の就業機会を拡大することこそ根本的な少子化対策であることが、本結果から改めて確認できる。

加えて既婚就業者が子どもを持ちやすくするには、出産や育児を支援する制度の設計に加えて、日頃の時間管理を見直す実践が必要となる。本論文の結果は、恒常化する若年層の長時間労働を縮減し、配偶者とのコミュニケーションを確保する機会の拡大が、有効な少子化対策となることを示唆している。

本論文では、就業機会及び労働時間といった就業の量的側面に着目した。安心して子どもを生き育てる環境には、就業の質的側面こそ重要という考えもある。冒頭で紹介したアエラ調査の個票を筆者の一人が分析したところ、仕事にかなりのストレスをおぼえたり、職場の雰囲気良くないと感じている就業者ほど性行動に消極的となっていた。職場環境

のいかなる質的改善が性頻度を一定水準以上に高めるかを明らかにする本格的な調査が今後必要となる。

出生率低下の背景として、無業と長時間労働という若年労働市場の二極化が性頻度を抑制している。適度な労働時間と適度な就業機会を、より多くの若者に実現する労働環境の整備は、少子化に歯止めをかけるポイントの一つである。

補論. 順序プロビット・モデルの推定方法²⁰⁾

被説明変数が離散値の場合、順序プロビット・モデルが適当となる。誤差項が e 、説明変数が x 、推定パラメータが β 、推定式が $y^* = \beta x + e$ と書けると、 J 個選択肢のある y 値は、次のように記述出来る。

$$\begin{aligned}
 (A1) \quad y^* &= 0 \text{ if } y^* \leq 0 \\
 &= 1 \text{ if } 0 < y^* \leq \mu_1 \\
 &= 2 \text{ if } \mu_1 < y^* \leq \mu_2 \\
 &\vdots \\
 &= J \text{ if } \mu_{J-1} < y^*
 \end{aligned}$$

μ は y を推定することで得られるパラメータである。 e が標準正規分布と仮定すると、(A1)式に準じて、それぞれの値を選択する確率を以下のように記述出来る。

$$\begin{aligned}
 (A2) \quad \text{Prob}(y = 0) &= \Phi(-\beta x) \\
 \text{Prob}(y = 1) &= \Phi(\mu_1 - \beta x) - \Phi(-\beta x) \\
 \text{Prob}(y = 2) &= \Phi(\mu_2 - \beta x) - \Phi(\mu_1 - \beta x) \\
 &\vdots \\
 \text{Prob}(y = J) &= 1 - \Phi(\mu_{J-1} - \beta x)
 \end{aligned}$$

得られた関数を各確率に掛け合わせて得られる尤度関数を最大にする β を求め、順序プロビット推定を行うことができる。ここで得られる値は e が示す標準正規分布の y 値ごとのしきい値である。 y を選択する確率である限界効果は、それぞれ、

$$\begin{aligned}
 (A3) \quad \frac{\partial \text{Prob}(y = 0)}{\partial x} &= -\phi(\beta x)\beta \\
 \frac{\partial \text{Prob}(y = 1)}{\partial x} &= [\phi(\beta x)\beta - \phi(\mu_1 - \beta x)]\beta \\
 &\vdots \\
 \frac{\partial \text{Prob}(y = J)}{\partial x} &= \phi(\mu_{j-1} - \beta x)\beta
 \end{aligned}$$

から求めることが出来る。

[謝辞]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて(1999-2003 年度) 東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである(研究代表: 谷岡一郎・仁田道夫、代表幹事: 佐藤博樹・岩井紀子、事務局長: 大澤美苗)。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 データアーカイブがデータの作成と配布を行っている。

本研究は JGSS (2000 年、2001 年) に性頻度の調査が実施されていなければ実現しなかった。調査の実施関係者ならびに回答いただいた方々に心より感謝申し上げたい。また草稿に対し佐藤博樹氏、篠崎武久氏よりいただいた有益なコメントに感謝する。

注

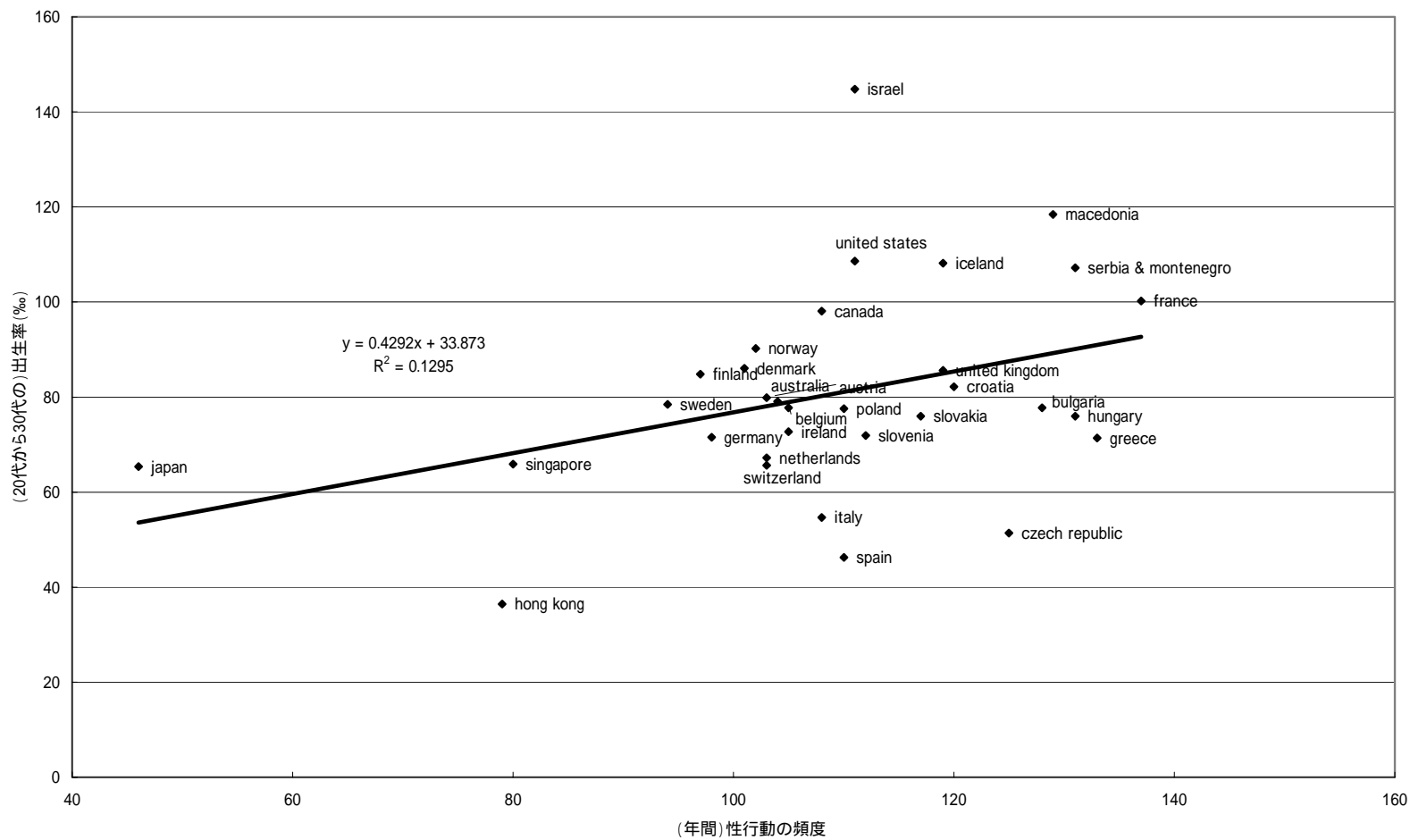
- 1) 家計効用最大化モデルを通じて、実質所得の低下が上級財である娯楽的余暇を増大させ、下級財である家庭内余暇を減少させることを比較静学から示すことが出来る。配偶者との性行動が家事育児と併せて家庭内余暇の一部を形成するならば、長時間労働による所得増加が性行動を抑制することは標準的経済モデルから説明可能である。
- 2) 調査結果は『アエラ』（2006年2月27日号）特集「仕事とセックス」で紹介されている。
- 3) アエラ調査は避妊の実施状況も調べている。調査個票を筆者の一人が分析したところ、就業者の避妊の実施状況は主に子ども数によって説明され、本論文の主な検討項目である労働時間との間に有意な関連は見られなかった。
- 4) 家計効用最大化としては二段階決定が想定される。個人はまず直面する賃金率（自営業の場合は事業収益率）を所与に最適消費量と最適実労働時間（もしくは最適余暇）を決める。次に家庭内外の最適余暇配分が、既決の実労働時間と各余暇に関わる相対価格を所与に決定し、うち家庭内余暇に応じて性頻度が決定すると考える。
- 5) 日本放送協会（2002）は性行動と性意識に関する詳細な調査だが、就業状況は職業内容のみが調査され、就業と性行動の検証はほとんど行われていない。
- 6) 所定内労働時間は「事業所の就業規則等で定められた所定労働日における始業時刻から終業時刻までの時間において、1日の労働時間ではなく、調査対象期間中に実際に労働した時間数」を示す。所定外労働時間は「事業所の就業規則等で定められた所定労働日における始業時刻から終業時刻までの時間以外に実際に労働した時間数及び所定休日において実際に労働した時間数」である。統計は企業規模10人以上の企業を対象に調査されている。
- 7) きまって支給する現金給与額は「労働契約、労働協約あるいは事業所の就業規則等によってあらかじめ定められている支給条件、算定方法によって6月分として支給された現金給与額」である。所得税等の税控除前額であり、家族手当や通勤手当等も含まれる。
- 8) SSL インターナショナルはヘルスケア企業であり、そのコンドームブランドがDulexである。2000年前後に同商品は150ヶ国で販売され、世界のコンドーム市場の26パーセントを占める。
- 9) 統計に含まれる国に2002年のデータを確認できないケースも見られるため、データが得られないケースは得られる最新年の出生率を用いた。
- 10) 20代、30代女性1,000人の出産数パーセンテージを出生率とした。
- 11) 綿密に設計されたGSSでも性頻度を個人が正確に回答しているかどうかは別問題である。GSSが対面（face to face）調査であることは見栄（bravado）と慎み（modesty）の両面からバイアスを伴う可能性を含む。Blanchflower and Oswald(2004)は、性頻度に関する過大報告のバイアスが男性に強く働いている懸念を分析上の直観（instinct）として指摘する（6ページ）。
- 12) 大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所（2002、2003）より引用。

- 13) 回答情報は匿秘とされることを明記したプライバシー保護に関するアナウンスは、調査説明に関する記述の中に「ご回答いただいた内容はすべて統計的に処理されますので、回答者個人を特定化できる形で利用されることは決してございません」とされている。調査員用の調査要領には、対象者のプライバシー保護への十分な配慮として「対象者名簿の記載内容が他人の目に触れないように気をつける。電話ボックスに対象者名簿等を置き忘れたり、記入済みの留置票を他の対象者に渡さないよう注意する」と注意されている。
- 14) 順序プロビット・モデルは補論参照。
- 15) S_i を個人*i*の性行動頻度に関する回答で*m*がその値とすると、正確には $Y_i = \Pr(S_i = m)$ で記される。これは個人*i*が*m*を選択する確率が Y_i を意味する。
- 16) 結婚の有無は、既婚と単身に分かれている。既婚は配偶者を現在有する場合に限られ、単身には既婚（離死別）と未婚者の両方を含む。
- 17) 性別推定では女性に労働時間の影響が顕著にみられたが、標本が少数だったことを鑑み、男女計の推定結果を示す。
- 18) Blanchflower and Oswald (2004) では、米国女性の場合、パートタイムはフルタイムよりも性頻度は少ないという結果が得られている。
- 19) 「授かり婚」の割合は第1子の出生数のうち結婚期間が妊娠期間より短い出生割合として定義される。
- 20) 説明に用いた式等は Greene(2000, pp.875-878)を引用。

参考文献

- 岩井紀子・佐藤博樹編著(2002)『日本人の姿 - JGSS にみる意識と行動』有斐閣選書
- 日本放送協会(2002)『データブック NHK 日本人の性行動・性意識』日本放送出版協会
- 小椋正立・Dekle, Robert(1992)「1970年以降の出生率の低下とその原因 県別, 年齢階層別
データからのアプローチ」『日本経済研究』Vol.22, 46-76 ページ
- 滋野由紀子(1996)「出生率の推移と女子の社会進出」大阪大学大学院経済研究科編 『経済
学研究』Vol.45, No.3・4, 65-74 ページ
- 高橋陽子(2005)「ホワイトカラー「サービス残業」の経済学的背景」『日本労働研究雑誌』
No.536, 56-68 ページ
- 大阪大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編(2002) 『日本版 General Surveys
JGSS-2000 基礎集計表・コードブック』 東京大学社会科学研究所
- 大阪大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編(2003) 『日本版 General Surveys
JGSS-2001 基礎集計表・コードブック』 東京大学社会科学研究所
- 松浦克己・滋野由紀子(1996)『女性の就業と富の分配』日本評論社
- 森田陽子(2004)「子育て費用と出生行動に関する分析」『日本経済研究』No.48, 34-57 ペ
ージ
- Becker, Gary S. (1960) “An economic analysis of fertility,” in *Demographic and Economic Change
in Developed Countries*, National Bureau of Economic Research
- Blanchflower, David.G. and Andrew, J. Oswald. (2004) “Money, Sex and Happiness: An Empirical
Study,” NBER Working Paper Series No.10499.
- Francesconi, Macro. (2002), “A Joint Dynamic Model of Fertility and Work of Married Women,”
Journal of Labor Economics, Vol.20, No.2, pp. 336-380
- Franklin, J. and Tueno, S.C. (2004) “Low fertility among women graduates,” *People and Place*,
Vol.12, No.1, pp.37-44
- Greene, Willian, H. (2000) “Econometric Analysis fourth edition,” Prentice Hall.
- Namkee, Ahn and Mira, Pedro. (2002) “A Note on the Changing Relationship between Fertility and
Female Employment Rates in Developed Countries,” *Journal of Population Economics*, Vol.15,
pp.667-682
- Oyama, Masako. (2004) “The Effect of the Cost of Children on Recent Fertility Decline in Japan,”
PIE Discussion Paper, No.221

図1 . 性行動の頻度(2004年)と出生率(2002年, 20代と30代)の関係



注) 性行動の頻度は SSL インターナショナルによる"Dulex Sex Survey, 2004"より引用。出生率については国際連合の"Demographic Yearbook, 2002"のデータを利用した。

図2. (34歳男性、既婚者、世帯年収350～1,000万円、子ども1人の個人の) 週当たり労働時間の変化と性行動頻度の変化の関係

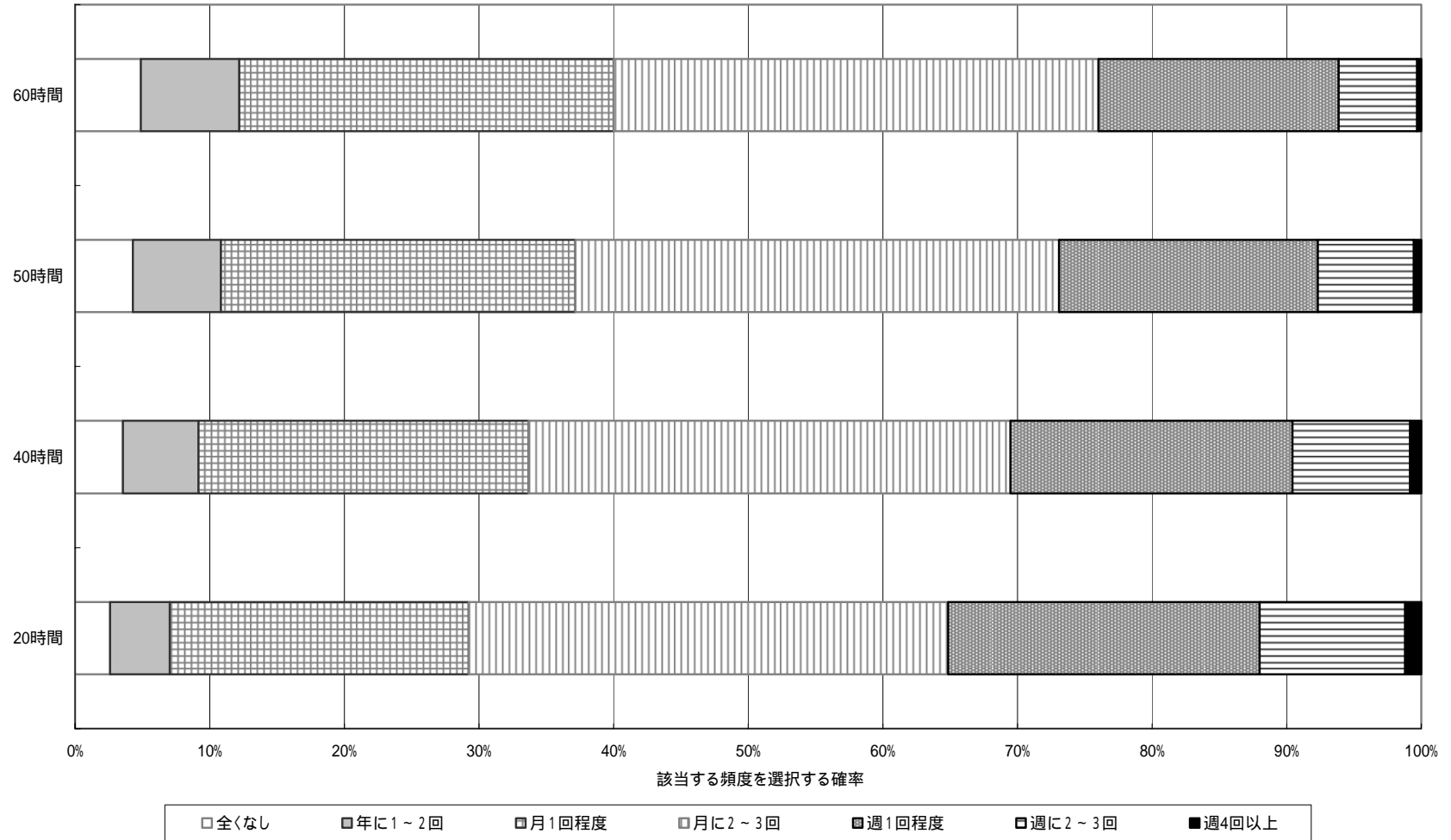


表1. 都道府県パネルデータを用いた合計特殊出生率の規定要因

	固定効果		ランダム効果	
	係数	t値	係数	t値
所定内労働時間(男性)	-0.004	-2.47 **	-0.004	-2.81 ***
所定外労働時間(男性)	-0.001	-0.48	-0.001	-0.75
所定内労働時間(女性)	0.003	1.87 *	0.003	2.05 **
所定外労働時間(女性)	-0.008	-3.01 ***	-0.008	-3.00 **
男性平均賃金(単位:千円)	0.001	3.63 ***	0.001	3.16 ***
女性平均賃金(単位:千円)	-0.006	-18.65 ***	-0.006	-18.58 ***
定数項	2.565	12.52 ***	2.661	13.70 ***
sigma_u	0.085		0.077	
sigma_e	0.043		0.043	
rho	0.798		0.767	
サンプルサイズ	517		517	
グループ数	47		47	
R2乗値(within)	0.737		0.737	
R2乗値(between)	0.603		0.611	
R2乗値(overall)	0.635		0.643	
ハウスマン検定		chi2(6) = 2.1		Prob>chi2 = 0.8345

注) ***, **, * は、それぞれ1%,5%,10%水準で有意であることを示す。

表2-1. 記述統計量

	JGSS-2000					JGSS-2001					JGSS-2000とJGSS-2001の合計				
	ケース数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	ケース数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	ケース数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
週当たり労働時間	393	43.35	15.179	3	99	464	42.43	14.073	3	99	857	42.85	14.589	3	99
就業の有無(就業 = 1、無業 = 0)	534	0.74	0.441	0	1	579	0.80	0.399	0	1	1,113	0.77	0.421	0	1
年齢	534	27.47	4.296	20	34	579	27.17	4.072	20	34	1,113	27.31	4.182	20	34
性別(男性 = 1、女性 = 0)	534	0.49	0.500	0	1	579	0.46	0.499	0	1	1,113	0.48	0.500	0	1
結婚の有無(既婚者 = 1、単身者 = 0)	534	0.44	0.496	0	1	579	0.41	0.492	0	1	1,113	0.42	0.494	0	1
現在の子供の人数	533	0.57	0.932	0	5	577	0.53	0.874	0	5	1,110	0.55	0.902	0	5
理想とする子供的人数	534	2.46	0.768	0	9	579	2.54	0.979	0	9	1,113	2.50	0.885	0	9

表2-2. 分析に用いる変数のケース数と構成比

	JGSS-2000		JGSS-2001		JGSS-2000,2001			
	ケース数	(%)	ケース数	(%)	ケース数	(%)		
過去1年間のセックス回数	全くなし	57	11.03	82	14.46	139	12.82	
	年に1～2回	26	5.03	25	4.41	51	4.70	
	月1回程度	54	10.44	45	7.94	99	9.13	
	月に2～3回	65	12.57	66	11.64	131	12.08	
	週1回程度	46	8.90	53	9.35	99	9.13	
	週に2～3回	21	4.06	22	3.88	43	3.97	
	週4回	6	1.16	2	0.35	8	0.74	
	回答したくない	242	46.81	272	47.97	514	47.42	
	合計	534	100.00	567	100.00	1,084	100.00	
本人の最終学歴	新制中学校	29	5.46	20	3.48	49	4.43	
	新制高校	243	45.76	270	47.04	513	46.43	
	新制短大・高専	119	22.41	117	20.38	236	21.36	
	新制大学・大学院	140	26.37	167	29.09	307	27.78	
	合計	531	100.00	574	100.00	1,105	100.00	
本人の勤め先本店の業種	農業	1	0.19			1	0.09	
	建設業	6	1.13	14	2.46	20	1.82	
	製造業	46	8.65	60	10.54	106	9.63	
	電気・ガス・熱供給・水道業	2	0.38	4	0.70	6	0.54	
	運輸業	11	2.07	16	2.81	27	2.45	
	卸売業	15	2.82	18	3.16	33	3.00	
	小売業	38	7.14	50	8.79	88	7.99	
	飲食店	8	1.50	12	2.11	20	1.82	
	金融・保険業	14	2.63	19	3.34	33	3.00	
	不動産業			3	0.53	3	0.27	
	新聞・放送・出版業、広告業、映画制作業	1	0.19	6	1.05	7	0.64	
	情報・通信サービス業	12	2.26	6	1.05	18	1.63	
	医療・福祉サービス業	10	1.88	5	0.88	15	1.36	
	教育・研究サービス業	1	0.19			1	0.09	
	その他のサービス業	30	5.64	25	4.39	55	5.00	
	公務			1	0.18	1	0.09	
	その他	337	63.35	330	58.00	667	60.58	
	合計	532	100.00	569	100.00	1,101	100.00	
	昨年度の世帯収入	なし	6	1.13	4	0.69	10	0.90
		70万円未満	5	0.94	6	1.04	11	0.99
70～100万円未満		2	0.38	2	0.35	4	0.36	
100～130万円未満		1	0.19	2	0.35	3	0.27	
130～150万円未満		2	0.38	1	0.17	3	0.27	
150～250万円未満		10	1.89	12	2.08	22	1.99	
250～350万円未満		35	6.60	31	5.36	66	5.96	
350～450万円未満		53	10.00	54	9.34	107	9.66	
450～550万円未満		41	7.74	54	9.34	95	8.57	
550～650万円未満		35	6.60	35	6.06	70	6.32	
650～750万円未満		20	3.77	25	4.33	45	4.06	
750～850万円未満		26	4.91	31	5.36	57	5.14	
850～1000万円未満		21	3.96	28	4.84	49	4.42	
1,000～1,200万円未満		17	3.21	28	4.84	45	4.06	
1,200～1,400万円未満		11	2.08	16	2.77	27	2.44	
1,400～1,600万円未満		5	0.94	5	0.87	10	0.90	
1,600～1,850万円未満		2	0.38	4	0.69	6	0.54	
1,850～2,350万円未満		1	0.19	3	0.52	4	0.36	
2,300万円以上		1	0.19	3	0.52	4	0.36	
回答したくない		41	7.74	38	6.57	79	7.13	
判らない	195	36.79	196	33.91	391	35.29		
合計	530	100.00	578	100.00	1,108	100.00		

表3. 性行動の頻度に関する回答有無の規定要因(プロビット分析)

		被説明変数：回答 = 1, 非回答 = 0			
		就業の有無		労働時間	
		係数	漸近的値	係数	漸近的値
個人属性	就業の有無(就業 = 1, 無業 = 0)	0.088	0.89		
	対数労働時間			0.027	0.27
	対数年齢	-0.078	-0.26	-0.148	-0.42
	性別(男性 = 1, 女性 = 0)	0.431	5.01 ***	0.425	4.23 ***
	結婚の有無(既婚者 = 1, 単身者 = 0)	0.140	1.10	0.045	0.32
学歴	高校卒業 [中学卒業]	0.148	0.76	0.416	1.76 *
	短大・高専	0.253	1.20	0.438	1.72 *
	大学・大学院	0.462	2.25 **	0.749	3.05 ***
子どもの人数	子どもの人数 = 1 [子どもの人数 = 0]	-0.101	-0.68	0.022	0.13
	子どもの人数 = 2	-0.002	-0.02	-0.029	-0.16
	子どもの人数 = 3	0.478	1.86 *	0.833	2.20 **
	子どもの人数 = 4	0.380	0.64		
世帯収入	350万円以上1,000万円未満[350万円未満]	-0.128	-0.92	-0.101	-0.61
	1,000万円以上	-0.239	-1.33	-0.349	-1.69 *
	非回答・わからない	-0.356	-2.62 ***	-0.342	-2.10 **
	定数項	-0.038	-0.04	-0.049	-0.04
	サンプルサイズ	1,069		825	
	Prob>chi2	0.000		0.000	
	擬似決定係数	0.043		0.051	
	対数尤度	-707.729		-533.381	

注1) ***, **, * は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

注2) []内は、リファレンス・グループ。

表4. 性行動の頻度に関する規定要因(順序プロビット分析)

	被説明変数: 性行動の頻度(7分類)								
	既婚者と単身者			既婚者のみ			単身者のみ		
	係数	限界効果	漸近的t値	係数	限界効果	漸近的t値	係数	限界効果	漸近的t値
就業の有無(就業 = 1, 無業 = 0)	0.3728	0.0407	2.88 ***	0.2833	0.0033	1.45	0.7211	0.0908	3.44 ***
対数年齢	-1.3159	-0.1190	-3.72 ***	-1.7958	0.0109	-2.84 ***	-1.4677	-0.1703	-3.24 ***
性別(男性 = 0, 女性 = 1)	0.0383	0.0035	0.38	-0.1421	0.0007	-0.81	0.2980	0.0354	2.14 **
結婚の有無(既婚者 = 1, 単身者 = 0)	1.0764	0.0732	7.37 ***						
350万円以上1,000万円未満[350万円未満]	0.0373	0.0034	0.25	-0.1176	0.0014	-0.52	0.3407	0.0356	1.55
1,000万円以上	0.0341	0.0030	0.17	-0.4631	-0.0252	-1.40	0.2873	0.0293	1.11
非回答・わからない	-0.3241	-0.0317	-2.15 **	-0.0877	-0.0003	-0.33	-0.3189	-0.0363	-1.63
子どもの人数 = 1[子供の人数 = 0]	-0.2917	-0.0320	-1.75 *	-0.4851	-0.0116	-2.75 ***	0.8908	0.0384	1.09
子どもの人数 = 2	-0.2924	-0.0320	-1.76 *	-0.6007	-0.0171	-3.29 ***	0.8225	0.0419	1.49
子どもの人数 = 3	0.0255	0.0022	0.10	-0.1865	-0.0033	-0.72			
子どもの人数 = 4	-0.3998	-0.0494	-0.66	-0.6356	-0.0527	-1.02			
cut point [全くなし]	-4.3916			-7.9486			-4.1302		
cut point [年に1~2回]	-4.0868			-7.3836			-3.8838		
cut point [月1回程度]	-3.5734			-6.6444			-3.4685		
cut point [月に2~3回]	-2.8942			-5.7914			-2.9038		
cut point [週1回程度]	-2.1324			-4.8946			-2.2353		
cut point [週に2~3回]	-1.2170			-3.8205			-1.4082		
サンプルサイズ	562			250			312		
Prob>chi2	0.0000			0.0164			0.0007		
擬似決定係数	0.0583			0.0470			0.0454		
対数尤度	-932.5416			-402.8930			-490.2810		

注1) ***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

注2) []内は、リファレンス・グループである。

注3) 被説明変数の性行動の頻度は「全くなし」「年に1~2回」「月1回程度」「月に2~3回」「週1回程度」「週2~3回」「週4回」の7分類。「回答なし」は除いて推定を行った。

注4) 限界効果は、「月に2~3回」を選択する確率への効果を示している。

限界効果は、その説明変数について、平均値からの1単位の増分が被説明変数を選択する確率に与える効果を意味している。

注5) 以上の変数に加え、就業している者に関しては就業先の業種を加え、推定を行っている。

注6) cut pointは []内の値よりも大きい頻度になる確率を示す標準正規分布のしきい値である。

表5. 性行動の頻度に関する規定要因(順序プロビット分析・就業者限定)

	被説明変数:性行動の頻度(7分類)					
	既婚者			単身者		
	係数	限界効果	漸近的t値	係数	限界効果	漸近的t値
対数労働時間	-0.4361	0.0057	-2.30 **	0.0858	0.0093	0.53
対数年齢	-1.9812	0.0261	-2.40 **	-1.4186	-0.1535	-2.90 ***
性別(男性=0,女性=1)	0.1598	-0.0008	0.77	0.2314	0.0257	1.52
350万円以上1,000万円未満[350万円未満]	-0.3151	0.0102	-1.13	0.4264	0.0394	1.72 *
1,000万円以上	-0.2653	-0.0066	-0.60	0.3762	0.0326	1.29
非回答・わからない	-0.1446	-0.0004	-0.44	-0.1881	-0.0202	-0.83
子どもの人数 = 1[子供の人数 = 0]	-0.4267	-0.0056	-2.13 **	0.8751	0.0287	1.07
子どもの人数 = 2	-0.6338	-0.0214	-2.83 ***	0.8702	0.0300	1.56
子どもの人数 = 3	0.0162	-0.0002	0.05			
子どもの人数 = 4	-0.4929	-0.0303	-0.64			
cut point【全くなし】	-10.4500			-4.3526		
cut point【年に1～2回】	-9.9324			-4.0770		
cut point【月1回程度】	-9.1124			-3.6305		
cut point【月に2～3回】	-8.2214			-3.0705		
cut point【週1回程度】	-7.4211			-2.4316		
cut point【週に2～3回】	-6.3403			-1.6253		
サンプルサイズ	176			265		
Prob>chi2	0.0188			0.0797		
擬似決定係数	0.0653			0.0326		
対数尤度	-280.5598			-436.1404		

注1) ***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

注2) []内は、リファレンス・グループである。

注3) 被説明変数の性行動の頻度は「全くなし」「年に1～2回」「月1回程度」「月に2～3回」「週1回程度」「週2～3回」「週4回」の7分類。「回答なし」は除いて推定を行った。

注4) 限界効果は、「月に2～3回」を選択する確率への効果を示している。

限界効果は、その説明変数について、平均値からの1単位の増分が被説明変数を選択する確率に与える効果を意味している。

注5) 以上の変数に加え、「就業先の業種」変数に加え、推定を行っている。

注6) cut pointは[]内の値よりも大きい頻度になる確率を示す標準正規分布のしきい値である。