

個人請負就業の将来性
- 日米の子持ち既婚女性に注目して -

独立行政法人 労働政策研究・研修機構

研究員 周 燕飛

《要旨》

本研究は、子どものいる既婚女性に注目して、自由で柔軟な働き方が特徴とされる個人請負就業が、彼女らにとって将来性ある働き方になり得るかどうかを、日米のデータを比較することによって探ったものである。

分析の結果、日米の共通点として、6歳未満の乳幼児や未成年の子供をより多く持つ女性ほど、正社員よりも個人請負就業につく確率が高いことが分かり、個人請負就業は、ワークライフバランスの面から考えて、将来性のある就業機会であると考えられる。一方で、正社員と個人請負の年収比率は1.5倍(米国)~2.3倍(日本)にもなり、個人請負は処遇・労働条件の面で劣っている。また、正社員に比べて個人請負が低収入・長時間労働に陥る確率は、米国ではそれぞれ17.1%ポイント、16.2%ポイント高いのに対して、日本ではそれぞれ47.1%ポイント、30.0%ポイント高いとなっている。つまり、日本の個人請負がBad Jobに陥るリスクは正社員に比べ際立って高いことが分かった。こうした正社員との処遇格差は、学歴、社会経験、居住地域などの個人差や個人の選好の違いによって一部説明可能であるが、説明しきれない部分もかなり残っている。

キーワード：個人請負、就業確率仮説、Bad Job 仮説

(備考)本論文は、筆者がミシガン大学社会調査研究所にて在外研究中に執筆したものである。浅尾裕氏、久古谷敏行氏、佐藤厚氏、小倉一哉氏、James Raymo氏およびJILPT所内研究会の参加者より有益なコメントをいただいた。記して感謝を申し上げたい。なお、本論文は、執筆者個人の責任で発表するものであり、独立行政法人労働政策研究・研修機構としての見解を示すものではない。

目次

| | | |
|---|--------------------------------------|----|
| 1 | はじめに..... | 3 |
| 2 | 先行研究..... | 6 |
| 3 | データと実証方法..... | 7 |
| | 3.1 データ | |
| | 3.2 理論と実証モデル | |
| | 3.3 クロスセクション推計とパネル推計 | |
| 4 | 実証結果..... | 12 |
| | 4.1 基礎的事実の確認 | |
| | 4.2 「就業確率仮説」の検証 | |
| | 4.3 「Bad Job 仮説」の検証 | |
| 5 | 結語..... | 20 |
| | 参考文献..... | 22 |
| | テクニカルノート：離散選択モデルにおける限界効果の算出方法 | |
| | 付表1 米国における個人請負等アウトソーシング労働者の構成比の推移(%) | |

1 はじめに

米国では、「個人請負」という働き方は日本よりもずっと一般的であり、派遣社員や契約社員以上に、非典型就業の代表格となっている。個人請負という就業形態の特徴は、自営業者でありながら企業とアウトソーシング契約を結び、自己裁量で仕事を行えることである。米国労働省・労働統計局(BLS: Bureau of Labor Statistics)が実施するCPS(Current Population Survey)補足調査によると、米国において、2005年2月時点で個人請負として就業している者は、推定で1,034万人に上り、全労働者の7.4%を占める(ちなみに派遣社員は0.9%に過ぎない)。アウトソーシング業界¹に働く全労働者のうち、約7割が個人請負として就業していることになる(付表1)。また、個人請負は全自営業者の約6割を占めており、個人商店主などの従来型自営業者よりもメジャーな存在となっている(BLS,2005)。

一方、日本の「個人請負」は、その絶対数や就業者に占める割合は米国より少ないものの、近年増加傾向にある。例えば、個人請負のマクロ的規模を推計した研究として、山田(2007)が挙げられる。山田(2007)は、国勢調査を用いて、個人請負が多いとみられる職業分類に属する「雇い人のない自営業主」を集計し、個人請負の推計人数としているが、その数は2005年で合計114.1万人(全就業者の1.8%)であり、2000年の63.3万人に比べて約8割も増加している。

それでは、日米両国において、これほど多くの人々が個人請負就業を選択している理由は、どこにあるのであろうか。個人請負とはその名の通り、個人が仕事を請負って、自己裁量で働く場所や時間、作業方法を決められるという特徴があり、それが魅力となっている。例えば、米国CPS補足調査において、「現在の仕事を選んだ決め手の理由は何か」という質問項目があるが、個人請負の27.9%が「仕事の自由(を得られるから)」という理由を挙げている。そのほか、「雇われない働き方が好きだから」(33.4%)や「個人的・家庭的事情があるから」(9.9%)という二つの理由と合わせると、米国の個人請負就業者の7割以上が「自由・働き方の柔軟性」を就業理由としていることになる。日本の場合には、(独)労働政策研究・研修機構「働き方に関する意識調査」(2004年)が同様の質問を行っているが、米国ほど顕著ではないものの、日本の個人請負の3割近くが「仕事の自由」を就業理由として挙げている(表1)。すなわち、個人請負就業の決め手が自由度と柔軟性にある点は、日米で共通しているのである。

そこから自然に想像される個人請負就業者のイメージは、働き方の柔軟性や自由度を必要とする人々である。例えば、要介護家族を抱える者、体の不自由を抱えている者、子育て中の女性などは、ワーク・ライフ・バランス(WLB)を確保する必要があるため、このような柔軟な働き方を好むであろう。日本においてこういった人々は、これまで就業が難しかったり、低賃金職に就かざるをえなかったりしたため、しばしば「就業弱者」として

¹ ここでのアウトソーシング労働者とは、個人請負、臨時雇用者、派遣社員および請負社員の総称である。DiNitale(2001)では、これらの就業形態を代替的就业手段「(Alternative work arrangement)」としている。

政策支援の対象となってきた。しかしながら、今後、個人請負という就業形態が一般化すれば、より就業のチャンスが増大することになり、政策支援の対象から脱却する可能性が展望できる。つまり、日本において個人請負就業を拡大させる政策を進めることは、「労働力不足の解消」と「就業弱者の救助」という一石二鳥の効果を持つ可能性がある。

表1 個人請負の仕事を選んだ決め手の理由 (%)

| | 米国2005 | | | 日本 (JILPT2004) | | |
|--------------------|--------|----------------|--------------|----------------|----------------|--------------|
| | 全体 | 18-45歳 既婚女性 | 18-45歳 男性 | 全体 | 18-45歳 既婚女性 | 18-45歳 男性 |
| 雇われない働き方が好きだから | 33.4 | 20.7 | 33.6 | / | / | / |
| 自由に仕事がしたかったから | 27.9 | 38.9 | 25.2 | 27.1 | 33.9 | 26.1 |
| 個人的・家庭的事情があるから | 9.9 | 19.5 | 7.2 | 4.6 | 16.1 | 1.8 |
| 収入が高いから | 8.1 | 4.3 | 12.2 | / | / | / |
| 収入を得たかったから | 7.2 | 5.9 | 9.2 | 22.2 | 9.7 | 26.4 |
| 経験・知識や資格をいかしたかったから | 0.4 | 0.3 | 0.9 | 20.5 | 14.5 | 20.1 |
| 他に適当な勤め先が無かったから | 2.6 | 1.5 | 2.9 | 5.1 | 1.6 | 4.6 |
| その他の理由 | 5.8 | 4.6 | 4.4 | 20.5 | 24.2 | 21.0 |
| 理由不明 | 4.6 | 4.3 | 4.5 | / | / | / |
| サンプルサイズ | 3,077 | 324 | 917 | 829 | 62 | 329 |

注：米国のデータは、BLSの「CPS 補足調査」(2005年2月)により、日本のデータは(独)労働政策研究・研修機構「働き方に関する意識調査」(2004年10月)により筆者が独自に集計したものである。

もっとも、個人請負就業が彼等・彼女等にとって、本当に望ましく、良い就業機会であるかどうかは、実証的に検証されるべきである。もし、他の条件が一定で個人請負がWLBニーズの高い人々に望まれて選ばれているのであれば、WLBニーズの高い層の方が、一般の労働者よりも高い確率で個人請負就業に就いていることがデータから観察されるはずである(就業確率仮説)。また、請負就業の処遇・労働条件が、従来型就業に比べて不利がなく、いわゆる「Bad Job」ではないことも観察されるはずである(Bad Job 仮説)。ここで処遇・労働条件とは、収入と福利厚生を両方を意味しているが、仕事への満足感や、長時間労働の有無も間接的指標となると考えられる。

そこで本研究は、WLBのニーズの特に高い子持ち既婚女性に焦点を当て²、上記の二つの仮説が統計的に支持されるかどうか分析を行う。本研究の分析の問題意識は、こうした女性たちにとって、個人請負就業がWLBを確保する手段として本当に現実的かどうか、将来

² 本研究は、既婚・子持ち女性の個人請負就業問題に限定した分析を行っている。それ以外の、例えば、障害者における個人請負、非正規雇用就業の先行研究例として、Schur(2002,2003)があげられる。Schur(2003)は同じく米国CPS調査補足調査を用いて、障害者が個人請負に就業する理由について3つの動機仮説(WLB仮説、障害者手当仮説および差別仮説)を検証しており、WLB動機が一番顕著であることを報告している。

性があるかどうかという点である。彼女たちが望んで個人請負就業を選んでいるのか、それともWLBと引き換えに彼女らは低い処遇条件を余儀なくされているのかどうかという点について、解答を得ることを目的とする。

個人請負に関するアンケート調査は、日米両国とも未だ数少ないが、本研究ではちょうど互いに比較し得る代表的な2つの調査「CPS 2月補足調査」(米国労働統計局)と「日本人の働き方総合調査」((独)労働政策研究・研修機構)の個票を用いることができた。前者は個人請負を含めた非典型雇用や有期雇用者等の状況が調査されている大規模な全国調査であり、後者も個人請負を含む様々な就業者の状況を調べた全国規模の調査である。また、いずれの調査も2005年時点で行われており、同一時点での日米比較が可能となっている。

既存研究に比べて、本研究は以下の3点の特徴を持っている。一つ目は、日米比較の視点を取り入れていることである。個人請負就業は、米国では一般的に普及している働き方であるが、日本ではまだまだ馴染みが薄いと言える。二つの異なる経済環境における子持ち既婚女性の個人請負就業の構造を比較することで、それぞれの国の個人請負就業の特徴や、日本における個人請負就業の将来性・課題が浮き彫りになると思われる。二つ目は、日米比較研究の枠組み(対象、実証方法等)を共通させている点である。日米の先行研究ではしばしば異なった結論が得られているが、その原因が、研究対象の違いによるものなのか、実証手法の違いによるものなのか、あるいは純粋な日米の違いによるものなのか、区別が出来ないという問題があった。研究の枠組みを統一することで、その識別が可能になると考えられる。三つ目は、少子化や男女共同参画という意味で、社会政策上、重要性が高い子育て中の既婚女性に焦点を当てていることである。

本研究の分析で得られた主な結果を予めまとめおくと次の通りである。まず、日米の共通点として、6歳未満の子供を持つ者や未成年子³をより多く持つ者など、子育てコストの高い人ほど、個人請負就業につく確率が高いことがわかった。これは、個人請負就業が、子持ち既婚女性にとってWLBを確保できる就業機会として将来性があることを示唆するものと解釈できる。しかし、個人請負就業は、収入および労働時間等の処遇・条件面ではほかの雇用形態よりも劣っており、「Bad Job」的な側面が強いことも明らかとなった。学歴、年齢、子供数などの条件が同じフルタイム労働者で比較すると、個人請負は正社員よりも、年収250万円未満の低所得者となる確率が17.1%ポイント(米国)~47.1%ポイント(日本)高く、長時間労働になる確率も16.2%ポイント(米国)~30.0%ポイント(日本)高い。

したがって、個人請負就業が、子どものいる既婚女性にとって将来性・現実性があるかどうかという問いについては、かなり「留保条件付き」の結論とならざるを得ない。個人請負は子育てコストの高い既婚女性に比較的選ばれている就業形態であると同時に、無視し得ない正社員との処遇・労働条件の格差が存在している。その格差は、学歴、社会経験、

³ 以下特に触れない限り、未成年子は、18歳未満の子どものことを指している。

居住地域等の個人差、個人の選好の違いでは説明できない格差であり、日本において特にその格差が深刻であることがわかった。

2 先行研究

既に紹介した山田(2007)が指摘しているように、個人請負は、仕事と育児など家庭生活との両立を目指す場合、魅力的働き方であるといえる。個人請負の場合、特定の業務を企業から請け負う形となるため、いつ、どこで、どのように働くかについて柔軟に自己決定できる可能性が高いからである⁴。しかしながら、実際のところ、個人請負就業は、子育て期の女性のWLB確保に役立っていると言えるのであろうか。

実は、個人請負就業に焦点を当てた「就業確率仮説」の検証は、周(2006)を除けば、日米ともに皆無に等しい。こうした中で、周(2006)は、日本の個人請負を対象として実証分析を行い、女性、子持ち、既婚といった属性は、個人請負に就く確率を高めてはいないとの結果を導いている。

一方、米国では、個人請負就業に限定されているわけではないが、広義の自営業就業と女性のWLBについての実証分析は盛んに行われおり、「就業確率仮説」と整合的な研究結果が数多く得られている。例えば、Edwards & Field-Hendrey(2002)の分析によれば、幼い子供を持つ女性は、そうでない女性より在宅ワークで働く確率が高い。また、在宅ワークを選んでいる女性の中でも、特に幼い子供を持つ母親が自営業に従事する確率が高くなっている。また、Hundley(2000)は自営業者の収入の男女差に注目して、男女間で自営業に就業する理由に違いがあることを報告している。男性はより高い収入を求めて自営業に就いている一方、女性は家庭・育児と仕事の両立という目的で自営業を選んでいるとされる。さらに、Wellington(2006)は、1970年代から1990年代の米国のパネルデータを用いて、22歳から40歳の白人既婚女性の就業選択行動を分析し、未就学児を抱えている女性や、より多くの子供を抱えている女性ほど、自営業で働いている確率が高いことを報告している。しかも、その傾向は高学歴女性ほど鮮明であるとされている。もっとも、こうした「就業確率仮説」を支持する研究に対して、異議を唱える見方も無い訳ではない。例えば、Carnoy(2000)は、自営業が育児期女性にとってWLB確保のための良い手段であったとしても、多くの女性、特に低学歴、低技能の女性にとって、自営業は現実的に選択可能な就業形態ではないと主張している。また、「自営業就業がWLBを確保し、子供と過ごす時間を

⁴例えば、JILPT(2005)「日本人の働き方総合調査」によると、「仕事をする時間や時間帯が自分で完全にまたはかなり決めることができる」と答えた人の割合について、個人請負が87.2%(専属請負84.4%、非専属請負90.2%)であるのに対して、正社員は11.0%、パートは29.5%である。また、「仕事の進め方は原則としてまたは大まかの枠の中なら自分で決められる」と答えた人の割合も、個人請負(専属)個人請負(非専属)で、それぞれ92.1%、94.6%に達しているのに対して、正社員、パートは、58.5%、17.0%となっている。そのほか、自宅または自分で用意した場所で働く人の割合も、個人請負は69.7%(専属請負71.3%、非専属請負67.8%)に達しているが、正社員とパートについては1-3%程度に過ぎない。こうした結果から、個人請負は仕事の場所、時間、仕事の進め方の面において比較的柔軟性のある働き方だといえる。

長くできること」自体を否定している研究もある。例えば、Hildebrand & Williams (2003)は、ヨーロッパの家計データを用いて、自営業者と一般雇用者の時間配分を比較し、子供と一緒にいる時間が自営業で有意に長くなっていないことを報告している。このように多少の異議はあるものの、総じて米国の既存研究は子持ち既婚女性における自営業就業の「就業確率仮説」に肯定的であるとまとめることができるだろう。

一方、個人請負は処遇・労働条件が劣っていないという「Bad Job 仮説」については、日米の先行研究とも、否定的な結果が多い。例えば、周(2006)によると、日本の個人請負の平均年収は、正社員よりも約 150 万円低く、福利厚生面の処遇も、低いレベルに留まっている。また、Kalleberg et al.(1999)の実証分析によれば、米国の個人請負就業女性の処遇・労働条件は、正社員就業の女性よりも 43%も劣っている。

ただし、上記の日米の先行研究は、研究対象、分析期間、推計モデル、推計方法において実に様々であり、仮説の支持・不支持について何が要因になっているのか、識別が困難である。そこで、本研究では、研究対象を「18歳-45歳の既婚・有業女性」、分析期間を「2005年時点」に統一して、同じ推計モデルと推計方法を用いて分析を行い、「就業確率条件仮説」と「Bad Job 仮説」について再検証を行うことにする。

3 データと実証方法

3.1 データ

本研究で用いるデータは 2 つある。一つは日本のものであり、労働政策研究・研修機構 (JILPT) が 2005 年 8-9 月に実施した「日本人の働き方総合調査」の個票データである。もう一つは米国のもので、米国労働統計局 (BLS) が 2001 年、2005 年 2 月に実施した「CPS 2 月補足調査」(Current Population Survey, Contingent and Alternative Employment Arrangement) の個人調査データである。

「日本人の働き方総合調査」は、(株) インテージの郵送調査モニターから無作為に抽出された正社員 3,000 名、非正社員 3,500 名、個人事業主・家族従業員 3,000 人を対象とした郵送調査である。そのうち、個人事業主・家族従業員調査では、1,576 人から有効回答を得られている (有効回収率 52.5%)。本研究では、個人請負を「雇い主のいない就業者」(除く会社役員、家族従業者、人を雇っている自営業主) で、「仕事のやり方について、誰からも指示を受けない」⁵、「仕事の始業・就業時刻は、主に自分自身で決める」⁶という 3 つの条件を満たす者と定義している。その 3 つの条件をすべて満たす標本は、613 人であるが、18 歳-45 歳既婚の有業女性に限定すると、個人請負の標本は 187 人となる。

⁵具体的には、仕事の進め方について、「大まかな枠の中で、自分の仕方で行うことができる」もしくは「どのような方法でどのように仕事を行うかは、原則として自分で決めることができる」と答えた者を指している。

⁶具体的には、仕事をする時間や時間帯について、「会社の規則などの範囲内で、自分でかなり決めることができる」もしくは「とくに制限なく、自分で決めている」と答えた者を指している。

一方、「CPS 2月補足調査」は、50年以上の歴史を誇る米国最大規模の月次調査 CPS の補足調査の一つである。「CPS 2月補足調査」は、非典型雇用者や有期雇用者の人数や就業状況を把握するために行われており、これまでに計5回（1995、1997、1999、2001、2005年）にわたって実施されてきた。本研究では、その直近の2回の調査データを用いる。2カ年分の標本は合計で127,581人、うち18-45歳既婚有業女性は17,714人である。研究対象者のうち、正社員は71.0%、パート・アルバイトは21.6%、個人請負は2.6%(461人)を占めている。なお、本研究では個人請負の定義⁷は、「CPS 2月補足調査」の設定で「個人コンサルタント、フリーランサーとして扱われる労働者」で、かつ「人を雇っていない」、「雇用者ではない」という3つの条件を満たす者としている。

3.2 理論と実証モデル

先行研究の多くが、個人請負就業を選ぶか、他の就業形態を選ぶかという意思決定を「効用最大化」の枠組みで捉えている（Fujii and Hawley 1991; Willington 2006）。「効用最大化」とは最も単純には、個人請負就業で得られる期待収入が、その他の就業形態より得られる期待収入よりも高ければ、個人請負就業で得られる「効用」が最大化され、合理的な個人は個人請負就業を選ぶというものである。ただし、この「効用最大化」の枠組みを本研究の対象である子どものいる既婚女性に当てはめると、子供の存在が就業形態の選択に与える影響を考慮しなければならなくなる。今、仮にある子持ち女性が一日 H_w 時間働く、残りの可配分時間を子育てにすると決めているとしよう。個人請負就業（または自営業就業）は、働き場所と時間が比較的自由に決められるため、働いている間にも、一定の割合の時間、いわば $H_w (0 \leq \alpha \leq 1)$ の時間を子育てに同時に割り当てることが可能とする。一方の雇用者は、働く時間は原則として全く子育てできない。雇用形態に関わらず、子育てできない時間帯においては子供の保育コストが発生するとし、その保育コストを、1時間 C 円とする。個人請負就業の賃金率を W_{ic} 、雇用者就業の賃金率を W_e とすれば、下記の関係式が成立する。

$$\text{個人請負就業の場合の期待（純）収入： } I_{ic} = W_{ic} \times H_w - C \times (1 - \alpha) H_w \quad (1)$$

$$\text{雇用者就業の場合の期待（純）収入： } I_e = W_e \times H_w - C \times H_w \quad (2)$$

$$\text{期待（純）収入の差： } I_{ic} - I_e = H_w \times (W_{ic} - W_e) + \alpha \times H_w \times C \quad (3)$$

子どものいる既婚女性が個人請負になるかならないかの選択は、期待(純)収入の差（第3式）によって決められる。つまり、(1)保育コスト（ C ）が高ければ高いほど、(2)子育てを兼ねられる就業時間が割合（ α ）として高ければ高いほど、個人請負就業を選ぶ確率が高

⁷ 「CPS 2月補足調査」には、「仕事のやり方」や「仕事の始業・就業時刻」に関する情報がないため、代わりに「個人コンサルタント、フリーランサーとして扱われる労働者」を個人請負の識別条件とした。

くなる。このため、保育料の上昇、保育コストの高い低年齢児の母親の就業率の上昇、子育てを兼ねられる個人請負業務の増加（例えば、自宅でパソコンやファクスを用いた業務）等が、個人請負就業増加の社会的要因となりうるのである。

また、C と のほか、夫の収入等非稼働所得や個人の選好も就業形態の選択に一定の影響を与えると考えられる⁸。例えば、非稼働所得が多ければ多いほど、初期投資（パソコン購入費、開業資金等）が準備しやすくなり、個人請負就業確率が高くなる。つまり、個人請負就業の状態確率は、下記の第(4)式で示したように、C、 、非稼働所得、個人の選好等の要因によって影響されると考えられる。

$$\Pr(\text{就業形態} = \text{個人請負}) = f(C, \text{夫の収入等非稼働所得}, \text{個人の選好}) \quad (4)$$

5 種類の就業形態（1=正社員、2=パート・アルバイト、3=契約・派遣社員等、4=従来型自営業、5=個人請負）が選択可能な中、個人請負就業が選ばれる確率はどのくらいあるであろうか。各選択肢が独立であるという IIA（Independence of irrelevant alternatives）仮定が満たされるのであれば、個人請負就業が選ばれる確率が多項 logit モデルで推計することができる。つまり、ある就業形態（ここでは 1 = 正社員）をベンチマークとし、 X_i という属性を持つ個人 i が選択肢 j （ここでは $j=5$ ）を選ぶ確率が次のロジスティック分布に表現することができる。

$$P(y_i = j | X_i) = \frac{\exp(X_i \beta_j)}{1 + \sum_{j=2}^5 \exp(X_i \beta_j)} \quad j=2,3,4,5 \quad (5)$$

$$\text{With } X_i \beta_j = \beta_j^0 + x_i^1 \beta_j^1 + x_i^2 \beta_j^2 + x_i^3 \beta_j^3$$

x_i^1 : 保育コストを表す変数（未成年子供の数、未就学児の有無）

x_i^2 : 世帯収入（除く本人所得）

x_i^3 : の代理変数（職種、産業）

個人選好の代理変数（学歴、人種、年齢、居住地域）

⁸仕事につくハードルの高さを表す変数の一つである。Magnac and Robin(1996)が指摘したように、一定量の初期資産の保有が自営業や個人請負就業における参入障壁の一つとなっている。資産額という変数がないため、本研究では世帯収入（除く本人所得）を初期資産の代理変数とした。そのほか、就職情報へのアクセスの難易度も就業形態の選択に影響を及ぼすものと考えられるが、それについての適切な代理指標が入手できないため、今回はそれをコントロールすることを断念した。個人請負就業は正社員就業より、就職情報へのアクセスが比較的難しいため、この変数をコントロールできないことは、個人請負就業の確率推計値に下方バイアスをもたらす可能性がある。

ただし、ベンチマークである正社員就業に比べ個人請負就業の確率は、この二つの就業形態における属性や係数推計値のみに影響されるという IIA 仮定がここでは満たされない可能性もある。この IIA 仮定の有効性を確かめるべく、「3 = 契約・派遣」、「4 = 従来型自営」という2つの選択肢を落としたモデルとすべての選択肢を含んだモデルをそれぞれ推計し、二つのモデルの係数推計値が統計的に異なるかどうかをハウスマンテストで確かめた結果、日米いずれのデータセットについても、IIA 仮定の成立は否定できなかった⁹。したがって、本研究において多項 logit モデルを用いることが妥当である。

なお、多項 logit モデルの場合には、説明変数のパラメーターの符号とその説明変数の限界効果の符号が一致するとは限らない (Norton2009)。第(6)式を見ると、説明変数 x_i^k の限界効果 (選択肢 5 に対して) が正か負かは、 β_5^k だけではなく、 $\beta_2^k, \beta_3^k, \beta_4^k$ の大きさにも依存していることが分かる。したがって、説明変数 x_i^k が個人請負就業の確率を高めているどうかを判断するためには、そのパラメーターの符号ではなく、限界効果の値を計算して判断しなければならない。

$$\frac{\partial P(y_i = 5)}{\partial x_i^k} = \frac{[1 + \sum_{j=2}^5 \exp(X_i \beta_j)] [\beta_5^k \exp(X_i \beta_5)] - \exp(X_i \beta_5) [\sum_{j=2}^5 \beta_j^k \exp(X_i \beta_j)]}{\{1 + \sum_{j=2}^5 \exp(X_i \beta_j)\}^2} \quad (6)$$

3.3 クロスセクション推計とパネル推計

第(5)式を推計する際に想定されるデータの種類は二通りある。一つはクロスセクションデータであるが、データが一時点しか存在しないので、個人請負になった人と一般雇用者になった人の属性 (第(5)式の右側の説明変数) を比べることで、どのような属性が個人請負就業の可能性を高め (低め) ているかを調べることになる。周(2006)、Edwards & Field-Hendrey(2002)は主にこの方法を用いている。もう一つは、パネルデータである。この場合、一般雇用者の標本を数年間にわたって調査し、調査期間中に個人請負に転業した人としなかった人の属性を比較することで、個人請負就業の決定要因を特定することになる。Wellington(2006)、Boden(1996)はこのパネルデータによるアプローチを用いている。

クロスセクションデータを用いる長所は、データが入手しやすいことと、標本の脱落が

⁹ 日本のデータセットを用いた IIA 仮定に対するハウスマンテストの結果は、 $\chi^2(17) = 16.22$ (P 値 = 0.508) となっており、上記の IIA 仮定の成立は否定されなかった。また、米国の 2 カ年のデータセットについても、 $\chi^2(18) = 12.33$ (P 値 = 0.830) となり、同様の結果となった。

少ないことである。しかし、クロスセクション推計は、結婚への選好、予定子供数などの変数が、就業選択と無関係に決められているという前提を仮定する必要がある。実際には、いつ結婚するか、何人の子供がほしいかという意思決定は、就業・非就業、どのような形態の就業を選ぶかという意思決定と同時に進行している可能性が高いから、この点は問題である。仮に良い操作変数があれば、この内生性の問題は方法論上では十分克服可能であるが、適切な操作変数を見つけることは、一般的に容易なことではない。

一方、パネル推計の長所は、固定効果（結婚への選好、予定子供数、個人の能力、リスク志向、キャリア志向等時間とともに変化しない内生的要因）を相殺して、時間と共に変化する変数（本研究の場合、子供の数、末子の年齢）の効果のみをピックアップすることが可能な点である。つまり、パネル推計では操作変数が無くとも、ある程度内生性の問題をクリアできているのである。もっとも、パネルデータは一般に入手困難で、特に日本においては個人請負を一定割合含むデータは、現在存在していない。また、今後収集しようにも、スタート時点ですでに個人請負として就業している者を推計対象から除外しなければならないし、個人請負になった者は、調査過程での標本脱落（Attrition）率も高い可能性がある。また、標本の脱落が非ランダムに行われている場合には（例えば、推計から除外された標本の中にはベテランの個人請負が多く含まれている）、標本の代表性も疑われることになる。

この点、本研究が用いる米国 CPS 調査は、“Rotation Group”というサンプル手法を用いているため、毎月の調査対象が少しずつ変えられており、15 か月目で元にあった標本のほとんどが入れ替えられてしまう（Madrian and Lefgren 1999）。このため、2001年2月の標本と2005年2月の標本の重複は、ほとんど無視しえるほど少ない。実際、2001年2月時点の18-45歳の既婚・有業女性11,677人を対象に、世帯番号と世帯員番号¹⁰（hrhid, pulineno）を用いて、2005年2月のデータとマッチングしたところ、照合できたのは1,078人（3.9%）のみであった。さらに、マッチングできた人の年齢、人種、性別の一致性をチェックしたところ、完全に一致できた標本は32人に過ぎなかった。

したがって、本研究では、CPS 調査もパネルではなくクロスセクションデータとして取り扱い、日米共にクロスセクションデータの分析を行うことにする。また、クロスセクション推計の内生性問題に対処するために、推計対象を18歳-45歳¹¹の既婚・有業女性に限定することにした。それによって、内生性の疑いの強い変数（結婚の有無、就業の有無）を

¹⁰ CPSの世帯員番号と世帯番号は、個人とは一対一対応の関係ではない場合がある。例えば、ある世帯員が結婚や独立によってその世帯から離れる際には、その番号が他の世帯員に受け継ぐことになる。また、世帯も死亡や連絡不能などの理由でサンプルから脱落した場合には、補充された新たな世帯は旧世帯番号を振りあてられることがある。

¹¹ 米国では、Nebraska州とMississippi州を除く48の州法は、男女を問わず「18歳」以上を結婚可能年齢（保護者の同意が必要ない）としている。一方、日本では男子が「18歳」以上、女子が「16歳以上」が「婚姻適齢」と定められている。日米比較するために、推計対象の下限年齢を米国に合わせて「18歳」とした。

推計モデルから除外することができるからである。また、有業女性に限定することで、就業・非就業行動を分析対象から予め除外し、就業形態の選択のみに注目したシンプルなモデルで分析することにした。

4 実証結果

4.1 基礎的事実の確認

表2は子供の年齢階層別に18歳-45歳の既婚女性の就業状況をまとめたものである。彼女らの就業率と就業形態は、子供の数や末子の年齢と密接な関係があることが表2から読み取れる。すなわち、(1)日米のいずれにおいても末子の年齢が低いグループ、とくに末子3歳未満のグループの就業率が低いことや、(2)米国において末子が3歳未満の就業者について、個人請負となる割合が高いことは、前述の「就業確率仮説」とも整合的と考えられる。

表2 子供の年齢と18-45歳既婚女性の就業状況

| | 全体(18-45歳既婚女性) | | | 末子3歳未満 | | | 末子3-6歳未満 | | |
|--------------|----------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | 米国01 | 米国05 | 日本05 | 米国01 | 米国05 | 日本05 | 米国01 | 米国05 | 日本05 |
| 就業率 | 68.1% | 66.9% | 61.7% | 52.7% | 52.7% | 33.1% | 61.9% | 62.1% | 49.6% |
| 就業者の内訳(%) | | | | | | | | | |
| 正社員 | 71.4 | 70.6 | 28.2 | 62.1 | 62.7 | 57.5 | 64.8 | 64.0 | 22.9 |
| パート・アルバイト | 21.4 | 21.8 | 46.1 | 29.4 | 28.5 | 23.4 | 27.4 | 27.5 | 50.8 |
| 派遣・契約社員、臨時雇用 | 2.1 | 2.3 | 11.8 | 1.9 | 2.5 | 8.5 | 2.2 | 2.2 | 9.8 |
| 自営業(除く個人請負) | 2.6 | 2.7 | 12.0 | 3.0 | 2.8 | 8.5 | 2.9 | 3.4 | 14.8 |
| 個人請負 | 2.5 | 2.7 | 1.8 | 3.7 | 3.5 | 2.1 | 2.7 | 2.9 | 1.6 |
| サンプルサイズ | 12,755 | 13,753 | 807 | 2,980 | 3,308 | 148 | 1,906 | 2,157 | 127 |
| うち、就業者数 | 8,601 | 9,113 | 490 | 1,553 | 1,738 | 47 | 1,166 | 1,321 | 61 |

データ出所：米国のデータは、BLS「CPS 2月補足調査」(2001、2005年)、日本のデータは(独)労働政策研究・研修機構「日本人の働き方調査」(2005年8月)を、筆者が集計したものである。なお、「日本人の働き方調査」は、住民基本台帳から抽出された全国20-65歳の日本人男女8000人を調査対象として、訪問留置法で行われた調査である。有効標本数は4,939人で、有効回収率は61.7%である。

次に就業形態別に分析対象者の属性をみても、同じく「就業確率仮説」と整合的な結果が得られている。表3を見てみると、個人請負の4-6割(正社員は3-5割弱)は6歳未満の子供を抱えており、1人当たり平均1.6人の未成年子(正社員は1.3-1.4人)を養育している。つまり、いずれの指標でみても、個人請負で働く者は、子育てコストの比較的高いグループに属していることがいえる。

表3 就業形態別でみる 18-45 歳既婚有業女性の属性(2005 年)

| | 米国2005 | | | | | 日本2005 | | | | |
|-------------|--------|-----------|----------|-------------|-------|--------|-----------|----------|-------------|-------|
| | 正社員 | パート・アルバイト | 派遣・契約社員等 | 自営業(除く個人請負) | 個人請負 | 正社員 | パート・アルバイト | 派遣・契約社員等 | 自営業(除く個人請負) | 個人請負 |
| 年齢 | 35.7 | 35.5 | 35.2 | 36.9 | 36.9 | 36.4 | 36.7 | 36.6 | 36.4 | 37.3 |
| 学歴-中学校卒 | 6.1% | 5.9% | 7.9% | 4.9% | 4.9% | 1.9% | 2.9% | 0.5% | 3.2% | 3.7% |
| 学歴-高校卒 | 27.3% | 28.6% | 19.4% | 25.0% | 21.3% | 35.4% | 49.3% | 41.1% | 32.3% | 28.9% |
| 学歴-短大・高専卒 | 29.6% | 32.6% | 31.3% | 31.6% | 35.7% | 36.9% | 36.6% | 32.5% | 38.3% | 34.8% |
| 学歴-大学(院)卒 | 37.1% | 32.9% | 41.4% | 38.5% | 38.1% | 25.8% | 11.1% | 25.9% | 26.2% | 32.6% |
| 本人の年収(万円) | 351.5 | 166.8 | 230.3 | 227.6 | 233.3 | 372.1 | 89.6 | 163.1 | 158.5 | 159.9 |
| 世帯年収(万円) | 726.1 | 671.7 | 678.5 | 706.3 | 718.4 | 965.2 | 494.0 | 586.6 | 697.2 | 760.2 |
| 末子6歳未満 | 30.8% | 44.4% | 34.4% | 38.1% | 40.6% | 48.1% | 71.5% | 59.4% | 78.0% | 63.1% |
| 18歳未満子供数 | 1.3 | 1.8 | 1.6 | 1.7 | 1.6 | 1.4 | 1.8 | 1.4 | 1.9 | 1.6 |
| サンプルサイズ(最大) | 6,889 | 2,260 | 227 | 244 | 244 | 260 | 655 | 197 | 313 | 187 |

注：(1) データ出所：米国のデータは、BLS の「CPS 補足調査」(2005 年 2 月)、日本のデータは(独)労働政策研究・研修機構「日本人の働き方総合調査」(2005 年 8 月)による集計結果である。データ出所同表 2。(2) 年収を計算する際には、1 ドル=100 円で換算している。

一方、個人請負の処遇・労働条件を本人の平均年収¹²でみると、米国の個人請負の平均年収は 233.3 万円(1 ドル = 100 円で換算)であるのに対して、日本の個人請負の平均年収は 159.9 万円である(表 3)。米国の個人請負の平均年収は日本よりも若干高いものの、個人請負の年収は正社員とパートの間に位置するといった点は、日米とも共通している。もちろん、こうした平均年収の差異から、すぐに個人請負が処遇条件の悪い「Bad Job」だと結論づけるのは拙速である。個人請負が「Bad Job」かどうかについては、学歴、社会経験、職業、居住地域などの他の条件をコントロールし、就業形態間の処遇条件を比較して初めて結論付けられるからである。この点についての詳しい検証は、5.3 節で行う。

4.2 「就業確率仮説」の検証

表 4 は多項 logit モデルを用いたクロスセクション推計の結果である。紙幅を節約するために、個人請負就業(選択肢 5)の係数パラメーターのみを報告している。なお、ベンチマークは「正社員就業」である¹³。

もっとも注目すべき子育てコストを表す二つの変数(末子 6 歳未満、18 未満子供数)はいずれも個人請負就業の確率に有意な影響を与えている。例えば、末子が 6 歳未満の場合はそうでない場合に比べ、米国の既婚女性は個人請負で働く確率が 2.1%ポイント-2.5%ポイント高くなる。また、18 歳未満の子供が 1 人増えると、同確率が 0.2%ポイント-0.9%ポイ

¹²ここでの年収は、税込ベースの金額である。なお、自営業者、個人請負の収入は事業の総収入ではなく、費用を差し引いての本人の所得と定義している。

¹³具体的な推計結果は省略するが、パート就業をベンチマークとした場合の推計も行なった。推計結果は、幼い子供の有無や未成年子の数が、パート就業か個人請負就業かの選択に有意な影響を与えていないものとなった。その代わりに、世帯所得(除く本人収入)が、パート就業に代わって個人請負就業の確率を有意に高めていることが分かった。

ント上昇する。日本の既婚女性についても、同じような傾向が観察されている。したがって、日米ともクロスセクション推計の結果は、第 3.2 節の理論モデルの予測と一致していると言えるだろう。すなわち、いわば乳幼児を育てている人、未成年子供の多い人ほど、個人請負就業の確率が高いと言える。

表 4 個人請負就業の決定要因（クロスセクション 推計）

| ベンチマーク= 正社員就業 | 米国 | | | | | | | | 日本 | | | |
|-----------------------|--------------|--|--------------------|--------------|--|--------------------|--------------|--|--------------------|--------------|--|--------------------|
| | 2001 | | | 2005 | | | 2001-2005 | | 2005 | | | |
| | 係数 (S.E.) | | 限界 効果 (S.D.) |
| 末子6歳未満 | 0.504 *** | | 0.025 | 0.375 ** | | 0.021 | 0.426 *** | | 0.022 | 1.186 *** | | 0.002 |
| | (0.197) | | (0.009) | (0.184) | | (0.008) | (0.125) | | (0.006) | (0.210) | | (0.018) |
| 18歳未満子供数 | 0.137 * | | 0.002 | 0.302 *** | | 0.009 | 0.229 *** | | 0.006 | 0.183 * | | 0.005 |
| | (0.077) | | (0.002) | (0.071) | | (0.003) | (0.050) | | (0.002) | (0.096) | | (0.005) |
| 年齢 | 0.026 * | | 0.002 | 0.035 *** | | 0.003 | 0.031 *** | | 0.002 | 0.047 *** | | 0.001 |
| | (0.015) | | (0.001) | (0.014) | | (0.001) | (0.010) | | (0.001) | (0.008) | | (0.001) |
| 学歴-高校卒 | -0.557 | | -0.020 | -0.300 | | -0.015 | -0.453 * | | -0.019 | -1.055 ** | | -0.044 |
| | (0.355) | | (0.007) | (0.390) | | (0.006) | (0.259) | | (0.006) | (0.464) | | (0.029) |
| 短大・高専卒 | -0.359 | | -0.012 | -0.034 | | 0.004 | -0.191 | | -0.004 | -1.051 ** | | -0.034 |
| | (0.350) | | (0.005) | (0.382) | | (0.004) | (0.254) | | (0.003) | (0.469) | | (0.025) |
| 大学(院)卒 | -0.259 | | 0.002 | -0.388 | | -0.014 | -0.348 | | -0.007 | -1.503 *** | | -0.017 |
| | (0.354) | | (0.008) | (0.390) | | (0.005) | (0.259) | | (0.005) | (0.464) | | (0.022) |
| log(世帯年収) (除く本人年収) | 0.254 ** | | 0.004 | 0.195 ** | | 0.005 | 0.211 *** | | 0.004 | 1.090 *** | | 0.065 |
| | (0.108) | | (0.004) | (0.085) | | (0.002) | (0.069) | | (0.003) | (0.082) | | (0.034) |
| 定数項 | -5.801 *** | | | -5.756 *** | | | -5.662 *** | | | -9.682 | | |
| | (1.160) | | | (1.016) | | | (0.748) | | | (0.885) | | |
| 人種ダミー | あり | | | あり | | | あり | | なし | | | |
| 地域ダミー | 都市の人口規模 | | | 都市の人口規模 | | | 都市の人口規模 | | 地域ブロック | | | |
| 対数尤度 | -2952.6 | | | -3385.4 | | | -6376.8 | | -4711.5 | | | |
| サンプルサイズ | 2,637 | | | 2,864 | | | 5,501 | | 3,808 | | | |

注(1)いずれも多項 logit モデルを用いた推計結果である。なお、2001 と 2005 年をプールして推定した標準誤差 (S.E.) は、クラスター (標本) 間の不均一分散を修正済みのものである。(2)「パート・アルバイト」、「派遣・契約社員等」、「自営業(除く個人請負)」に関する推計結果が省略されている。(3)限界効果は、標本ごとに計算され、その平均トリートメント効果(Average treatment effect) とその標準偏差 (S.D.) が報告されている。(4)*, **, ***はそれぞれ 10%、5%、1%信頼水準で差が有意であることを示す。

ただし、日本における子育てコストの限界効果は米国よりも若干小さい。例えば、日本の場合には、6 歳未満の子供を持つことは、個人請負就業の確率を 0.2%ポイントしか押し上げておらず、その効果は米国の 1/10 以下である。こうした違いの背景には、日米の保育所システムと保育料の格差があると思われる。日本では、認可保育所への公費投入額が大

きく、保育料は実際のコストの 1/4 以下に低く抑えられている (Zhou, Oishi, Ueda 2003)。一方、米国の保育所は、公費投入がほとんどないため、保育料は日本より遥かに高い。つまり、米国では未成年子供（とくに未就学児）を持つことで直面する市場の保育コストが日本よりも遥かに高いため、二つの子育てコスト変数（未子 6 歳未満、18 未満子供数）の限界効果も米国は日本より大きくなっている可能性が高い。

以上をまとめると、子どものいる既婚女性にとって、個人請負就業は、WLB の面から考えて将来性のある就業機会であると考えられる。働く時間や場所を自由に選べることで、個人請負就業は、労働時間内の子供の保育コストを一部節約できるだけでなく、子供と一緒にいる時間もその分が長くなることも、その働き方の魅力である。子育てコストの高い人ほど個人請負就業につく確率が高くなることが日米のデータでともに確認されたことは、こうした人に対する就業機会として個人請負就業の将来性を証明する結果となっている。

なお、上記の分析は、子持ち・既婚等の属性が個人請負就業の可能性を高めているわけではないとする周(2006)と異なる結果となっているが、これは使用データ、分析対象、推計方法と実証モデルの違いによるものと考えられる。以下の 3 点の理由から本研究の結果の方がより厳密である可能性が高い。まず第一に、本研究が用いた郵送調査の有効回収率が 52.5% 未満であるのに対して、周(2006)の用いたインターネット調査の回収率は実測不可能で不明（ただし、調査依頼の配信件数に占める返答数は 5.3%）である。回収率の高低は、標本誤差の大きさを決める重要な指標である観点から、本研究が用いるデータがより代表性のあるものと考えられる。また、本研究は 18-45 歳の既婚・有業女性に限定した分析で、育児コストが就業への影響が出やすい年齢層に焦点が当たっている。さらに、本研究は内生性の疑いの強い変数（結婚の有無、就業の有無）を考慮しなくても良い推計モデルを用いており、より信頼性の高い結果を得ていると考えられる。

4.3 「Bad Job 仮説」の検証

(1) 名目収入

次に、個人請負就業の既婚女性は、雇用者と比較して、処遇・労働条件に差があるであろうか。その検証をするためには、まず、個人請負就業モデルの条件を再確認する必要がある。前述の効用最大化モデルでは、既婚女性は、個人請負就業の期待純収入が比較的高い時 ($I_{ic} - I_e > 0$) に、つまり

$$\alpha H_w \times C > H_w \times (W_e - W_{ic}) \quad (7)$$

となっている時、個人請負で働くことになる。なお、第(7)式の左辺は、個人請負業務を行いながら子育てをすることで節約された保育コスト、右辺は、雇用者就業と個人請負就業の収入の差である。すなわち、収入面で個人請負就業は、雇用者就業に及ばなくても、節

約になった保育コストが十分に大きければ、個人請負就業は合理的に選択される。しかしながら、表2をみても分かるように、日米の子持ち既婚女性のほとんどは、個人請負就業ではなく、雇用者就業を選択している。すなわち、大多数の子持ち既婚女性にとって、第(7)式の条件は成立しておらず、雇用者就業と個人請負就業における賃金差が保育コストの節約では埋められないほど大きさになっていると考えられる。

実際、正社員対個人請負の年収比は、米国が1.5倍、日本が2.3倍で、いずれも個人請負の方が低い(表3)。また年収250万円未満の低収入層の割合も、日本で90.3%、米国で69.0%と、個人請負就業者は正社員就業者より遥かに高い(表5)。さらに、時間当たり賃金が千円未満の低賃金労働者の割合も、個人請負就業者で圧倒的に高い(日本71.4%、米国40.7%)。したがって、単なる収入面でみれば、個人請負は「Bad Job」的な一面を持っていることが否定できない。

表5 就業形態別仕事のBad Job度の比較(18-45歳既婚女性)

| | 日本 | | | 米国 | | |
|-------------------------|-------|-----------|-------|-------|-----------|-------|
| | 正社員 | パート・アルバイト | 個人請負 | 正社員 | パート・アルバイト | 個人請負 |
| 仕事のBadJob度(0-3点) | 0.48 | 0.98 | 1.80 | 0.76 | 1.27 | 1.19 |
| 長時間労働 | 55.0% | 1.5% | 20.6% | 5.0% | 0.0% | 10.8% |
| 年収250万円未満 | 24.7% | 96.6% | 90.3% | 43.2% | 84.9% | 69.0% |
| 時間あたり賃金千円未満 | 19.2% | | 71.4% | 29.0% | 42.9% | 40.7% |
| 福利厚生(0-2点) | | | | 1.51 | 0.62 | |
| 雇用者の医療保険に加入 | | | | 82.9% | 30.8% | |
| 雇用者の年金・退職金プランに加入 | | | | 66.6% | 33.3% | 0.7% |
| 仕事の満足度(0-1点) | | | | | | |
| 今の仕事を継続したい | 83.7% | 51.0% | | 74.4% | 80.0% | 84.2% |

注(1)長時間労働とは、月45時間以上残業または205時間以上勤務(8時間/日×20日+45時間=205時間)の場合を指している。非正社員(日本)の場合には、労働時間の変数が提供されていないため、「所定労働時間が職場の他の正社員より長い」および「ときどきまたはよく残業している」という二つの条件を満たす場合に、長時間労働と見なしている。(2)金額は、1ドルを100円として換算された数値である。

ただし、日本の正社員対個人請負の年収比が、米国よりも大きいことはやや意外な結果である。日本に比べて米国の保育コストが非常に高いことを考えれば、1.5倍の年収比程度はむしろ自然である。米国の最新調査によると、保育園を利用する場合の平均保育料は3歳未満児で15,895ドル、3歳-5歳で11,680ドルであり、6歳以上の就学児童(After-school care)で10,720ドルに上っている¹⁴。米国における個人請負と正社員の平均年収は、12,000ドル程度の差なので、保育コストの節約で十分カバー可能な範囲の格差である。一方、日本の認可保育園には公費が大量に投入されたため、保育料平均はアメリカの1/5程度である。それにもかかわらず、日本の正社員対個人請負の年収比はアメリカよりも大きく、2.3倍になっ

¹⁴ 資料出所：the National Association of Child Care Resource & Referral Agencies (2009) "Parents and the High Price of Child Care: 2009 Update" (Online News Release).
<http://www.naccrra.org/publications/naccrra-publications/parents-and-the-high-price-of-child-care-2009>

ており、両者の平均年収は 210 万円以上の開きがある。つまり、日本の個人請負における収入の低さは、単なる「効用最大化」の枠組みでは説明できない部分が大いである。

(2) 福利厚生、労働時間

もちろん、収入面だけではなく、福利厚生面の処遇を考慮して比較すべきであるが、福利厚生面の面を考えても、個人請負就業の方が不利な点は変わらないだろう。個人請負は、雇用者ではなく自営業者として位置づけられていることから、業務委託元の企業が福利厚生を提供することは非常に珍しい。例えば、米国の正社員の 8 割以上は雇用者の医療保険に加入しており、7 割弱は雇用者の年金・退職プランに加入しているのに対して、個人請負における該当加入率はゼロに等しい。一方、周(2006)によると、日本の個人請負も雇用者に比べ福利厚生面ではきわめて不利な立場にいる。例えば、個人請負は企業側から交通費の補助を受けている割合は 13.2%（正社員と非正社員はそれぞれ 90.0%と 53.2%）、その他の福利厚生制度についてもいずれ低い（能力開発支援 2.5%、住宅支援 0.5%）。

さらに、米国の個人請負について、月 205 時間以上勤務の長時間労働者の割合は 10.8% に上り、同正社員（5.0%）の約 2 倍に当たる。つまり、名目収入、福利厚生、長時間労働のいずれにおいても、米国の個人請負就業者の「Bad Job」的な側面が強いと言える。一方で、日本の個人請負就業については、長時間労働者の割合（20.6%）こそ正社員就業者（55.0%）より低いものの、収入と福利厚生面の面では正社員とは大きな開きがあり、個人請負の「Bad Job」の度合いが低いとは、ここからだけでは必ずしも言えない。

(3) 学歴、年齢、子育てコストなどを一定としても個人請負は「Bad Job」なのか

上記の平均値の比較からは、個人請負に従事する既婚女性は、総じて正社員就業者より長時間労働者の割合が高く（米国のみ）収入が低く、福利厚生面の処遇が劣っていることが分かった。それでは、学歴、年齢、子供数等の個人属性をコントロールしても、個人請負は、「Bad Job」なのであろうか。

表 6 は、「年収 250 万円未満」、「月 205 以上長時間労働」、「企業の年金・退職金プランの未加入」（米国のみ）という 3 つの「Bad Job」的規定要因を Probit モデルで推計したものである。具体的には、本人の年齢、学歴、末子の年齢、未成年子供の数、人種、組合の加入有無、地域などの要因を説明変数としてコントロールした上で、正社員就業に比べ、個人請負が「Bad Job」である確率を推計した。

表 6 を見ると、正社員に比べ、個人請負就業者が年収 250 万円未満になる確率は 23.8%（日本）～27.2%ポイント（米国）高い。また、企業の年金・退職金プランに排除される確率も個人請負就業者（米国）は、正社員より 55.7%ポイントも高い。一方、米国の個人請負が長時間労働になる確率が正社員に比べ 5.2%ポイント高いのに対して、日本の個人請負は正社員に比べると長時間労働になる確率が 11.2%低いと逆の結果となっている。これらの推計結

果は、おおむね表5の単純比較の結果と一致している。言いかえれば、本人の属性と子育てコスト等の影響を考慮しても、個人請負就業は正社員就業より「Bad Job」となっている確率が高いといえる。なお、ここで留意すべきことは、長時間労働について、表5と表6とは一見相反する結果となっているという点である。表6は、正社員と比べて、日本の個人請負は「長時間労働」に陥る確率が低く、米国の個人請負は逆に高いとの結果を示している。一方、表5によると、日本の個人請負の約2割が長時間労働であるのに対して、米国は1割程度であり、日本の個人請負は比較的長時間労働をしているようである。実は、この一見相反する結果となっている理由は、比較のベンチマークとなっている「正社員の長時間労働」の割合自体が、日米で大きく乖離していることにある。すなわち、日本では、「正社員の長時間労働」の割合が55.0%であるのに対して、米国は5.0%に過ぎない。つまり、絶対水準で比較した場合には日本の個人請負は米国よりも長時間労働となっているが、日本の正社員と比べると、日本の個人請負は、それほど長時間労働をしていないということになる。

表6 仕事の「Bad Job」的な側面における規定要因(2005年)

| | Y1: 年収250万円未満の確率 | | | | Y2: 長時間労働の確率 | | | | Y3: 年金・退職プランの未加入確率(米国) | |
|-----------------|-----------------------|-------------------|----------------------|-------------------|-----------------------|-------------------|-----------------------|-------------------|------------------------|-------------------|
| | 米国2005 | | 日本2005 | | 米国2005 | | 日本2005 | | 係数 (S.E.) | 限界効果 (S.D.) |
| | 係数 (S.E.) | 限界効果 (S.D.) | 係数 (S.E.) | 限界効果 (S.D.) | 係数 (S.E.) | 限界効果 (S.D.) | 係数 (S.E.) | 限界効果 (S.D.) | 係数 (S.E.) | 限界効果 (S.D.) |
| 就業形態 | | | | | | | | | | |
| パート/アルバイト | 1.350 *** (0.066) | 0.395 (0.110) | 2.564 *** (0.148) | 0.466 (0.294) | | | -2.277 *** (0.164) | -0.373 (0.198) | 0.913 (0.046) | 0.309 (0.082) |
| 派遣・契約社員等 | 0.851 *** (0.097) | 0.241 (0.089) | 1.363 *** (0.146) | 0.166 (0.188) | -0.148 (0.186) | -0.015 (0.006) | -2.205 *** (0.243) | -0.208 (0.211) | 1.073 *** (0.098) | 0.337 (0.106) |
| 自営業 (除く個人請負) | 0.787 *** (0.091) | 0.226 (0.083) | 2.075 *** (0.152) | 0.279 (0.284) | 0.675 *** (0.109) | 0.117 (0.028) | -0.682 *** (0.141) | -0.094 (0.107) | 2.995 *** (0.378) | 0.558 (0.211) |
| 個人請負 | 0.974 *** (0.095) | 0.272 (0.104) | 2.162 *** (0.172) | 0.238 (0.270) | 0.365 *** (0.128) | 0.052 (0.016) | -0.875 *** (0.159) | -0.112 (0.129) | 2.969 *** (0.359) | 0.557 (0.212) |
| 末子6歳未満 | -0.135 ** (0.060) | -0.041 (0.013) | -0.125 (0.123) | -0.020 (0.013) | -0.206 *** (0.068) | -0.021 (0.008) | -0.121 (0.135) | -0.155 (0.018) | -0.155 *** (0.046) | -0.049 (0.014) |
| 18歳未満子供数 | 0.052 ** (0.023) | 0.016 (0.005) | 0.168 *** (0.064) | 0.035 (0.017) | -0.015 (0.025) | -0.002 (0.001) | 0.050 (0.068) | 0.010 (0.008) | 0.028 (0.018) | 0.009 (0.002) |
| 年齢 | -0.019 *** (0.004) | -0.006 (0.002) | -0.009 (0.009) | -0.002 (0.001) | 0.002 (0.004) | 0.000 (0.000) | -0.015 (0.010) | -0.003 (0.002) | -0.029 *** (0.003) | -0.009 (0.003) |
| 学歴-高校卒 | -0.452 *** (0.123) | -0.132 (0.045) | -0.207 (0.350) | -0.034 (0.022) | -0.268 ** (0.118) | -0.027 (0.01) | -0.712 ** (0.304) | -0.104 (0.099) | -0.531 *** (0.097) | -0.157 (0.051) |
| 短大・高専卒 | -0.715 *** (0.122) | -0.205 (0.072) | -0.246 (0.351) | -0.041 (0.026) | -0.191 * (0.117) | -0.02 (0.008) | -0.438 (0.303) | -0.064 (0.063) | -0.762 *** (0.097) | -0.222 (0.075) |
| 大学(院)卒 | -1.295 *** (0.122) | -0.400 (0.078) | -0.487 (0.355) | -0.089 (0.046) | 0.013 (0.115) | 0.001 (0.001) | -0.648 ** (0.313) | -0.088 (0.093) | -1.108 *** (0.098) | -0.337 (0.093) |
| 定数項 | 1.269 *** (0.194) | | -0.483 (0.509) | | -1.42 *** (0.193) | | 0.874 * (0.518) | | 1.368 *** (0.147) | |
| 擬似決定係数 | 0.218 | | 0.362 | | 0.031 | | 0.328 | | 0.179 | |
| 対数尤度 | -1862.7 | | -452.1 | | -1435.1 | | -381.2 | | -3221.7 | |
| 人種・組合加入ダミー | あり | | なし | | あり | | なし | | あり | |
| 地域ダミー | 都市の人口規模 | | 地域ブロック | | 都市の人口規模 | | 地域ブロック | | 都市の人口規模 | |
| サンプルサイズ | 3,455 | | 1,516 | | 6,819 | | 1,388 | | 5,695 | |

注(1)いずれも Probit モデルを用いた推計結果である。(2) 限界効果は、標本ごとに計算され、その平均トリートメント効果(Average treatment effect)とその標準偏差 (S.D.)が報告されている。(3)*, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%信頼水準で差が有意であることを示す。

(3) フルタイム就業者に限定してみても個人請負は「Bad Job」なのか

表6の結果について、留意しなければならない点がある。研究対象となる個人請負の中には、週当たり労働時間が35時間未満の短時間労働者が、全体の47.7%(米国)~45.4%(日本)を占めているのに対し、比較対象の正社員は全員、週35時間以上勤務のフルタイム労働者であることである。両者は公平な比較になっていない可能性があるため、次に、フルタイム労働者に限定しても個人請負は「Bad Job」といえるかどうかを検討することにしよう。

表7の推計結果をみると、週35時間以上就業するフルタイム労働者に限定しても、個人請負は正社員より「Bad Job」的な側面を持つ確率が高いことが分かった。具体的には、個人請負は正社員よりも、年収250万円未満になる確率が17.1%ポイント(米国)~47.1%ポイント(日本)高く、長時間労働になる確率も16.2%ポイント(米国)~30.0%ポイント(日本)高いことが分かった。日本の結果について、短時間労働者を含む表6の推計結果では、個人請負の長時間労働の確率は正社員より有意に低いものの、フルタイム労働者に限定した表7の推計結果では、やはり個人請負は正社員よりも長時間労働に陥るリスクが高いことが分かった。

表7 仕事の「Bad Job」的な側面における規定要因(フルタイム就業者)

| | Y1: 年収250万円未満の確率 | | | | Y2: 長時間労働の確率 | | | |
|-----------------|----------------------|------------------|----------------------|------------------|----------------------|------------------|----------------------|------------------|
| | 米国2005 | | 日本2005 | | 米国2005 | | 日本2005 | |
| | 係数 (S.E.) | 限界効果 (S.D.) | 係数 (S.E.) | 限界効果 (S.D.) | 係数 (S.E.) | 限界効果 (S.D.) | 係数 (S.E.) | 限界効果 (S.D.) |
| 就業形態 | | | | | | | | |
| 派遣・契約社員等 | 0.108 (0.148) | 0.035 (0.009) | | | 0.124 (0.206) | 0.015 (0.006) | | |
| 自営業 (除く個人請負) | 0.491 *** (0.118) | 0.162 (0.034) | 2.068 *** (0.233) | 0.521 (0.245) | 0.995 *** (0.122) | 0.209 (0.043) | 1.085 *** (0.224) | 0.318 (0.099) |
| 個人請負 | 0.521 *** (0.144) | 0.171 (0.036) | 2.276 *** (0.268) | 0.471 (0.282) | 0.835 *** (0.152) | 0.162 (0.039) | 1.030 *** (0.246) | 0.300 (0.095) |
| 擬似決定係数 | 0.161 | | 0.418 | | 0.045 | | 0.176 | |
| 対数尤度 | -1209.5 | | -114.0 | | -1399.5 | | -57.8 | |
| サンプルサイズ | 2,139 | | 298 | | 6,571 | | 305 | |

注(1)表6と同じ実証モデルを用いた推計結果である。就業形態以外の説明変数の推計結果が省略されている。(2)日本データについて、派遣・契約社員の労働時間に関する情報がないため、就業形態間の比較は、正社員、従来型自営業と個人請負間のみと比較となる。(3)*, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の信頼水準で差が有意であることを示す。

さらに、正社員に比べて個人請負が低収入、長時間労働に陥る確率は、米国ではそれぞれ17.1%ポイント、16.2%ポイント高いのに対して、日本ではそれぞれ47.1%ポイント、30.0%ポイント高いと、個人請負就業の限界効果の大きさについて、日本がアメリカの2倍程度の大きさであることも興味深い結果である。つまり、日本の個人請負がBad Jobに陥るリ

スクは正社員に比べ際立って高いことがいえる。

5 結語

本研究は、子どものいる既婚女性に注目して、自由で柔軟な働き方が特徴とされる個人請負就業が、彼女らにとって将来性ある働き方になり得るかどうかを、日米のデータを比較することによって探ったものである。

分析の結果、日米の共通点として、6歳未満の乳幼児や未成年の子供をより多く持つ女性ほど、正社員よりも個人請負就業につく確率が高いことが分かった。一方で、正社員と個人請負の年収比率は1.5倍(米国)~2.3倍(日本)にもなり、個人請負は処遇・労働条件の面で劣っている。こうした正社員との処遇格差は、学歴、社会経験、居住地域などの個人差や個人の選好の違いによって一部説明可能であるが、説明しきれない部分もかなり残っている。特に日本において、個人請負就業は「Bad Job」的な側面が鮮明で、個人請負が低収入、長時間労働に陥るリスクは正社員に比べ際立って高いことが分かった。

さて、説明の付かない処遇格差が何故、これだけ大きく残っているかという点について、ここで考察してみたい。その一つの可能性は、Hundley(2000)が指摘している個人の選好の違いである。個人請負や自営業に就業する者は、元々、収入重視の選好ウェイトが小さく、仕事のやりがいや自由さに満足感を得ている可能性がある。特に、夫の所得が見込める子育て中の女性にとって、その傾向が鮮明である可能性は高い。実際、個人請負における仕事の満足度が高いことは、日米ともに共通している。表5をみると、「今の仕事を今後も継続したい」と答えた米国の個人請負は全体84.2%で、正社員(74.4%)やパート・アルバイト(80.0%)よりも、その割合は高い。日本の個人請負についても、総じて働き方への満足度が正社員よりも高いことが分かっている(周2006)。

もう一つの可能性は、個人請負の中には、最低賃金以下で働いている人が相当数いるとすることである。個人請負は、法律上雇用者ではなく自営業として位置づけられていることから、労働法の適用がなく、最低賃金法の保護を受けない。このため、雇用者と比較すると、雇用者には最低賃金以下の報酬を得ている人がいないという意味で、一種のサンプルセレクションが生じており、それが格差として観察されることになる。また、個人請負業務への適正報酬も情報が乏しく、労働者側は企業に対して処遇の交渉がしにくいことも影響しているだろう。そして何より、雇用者労働市場に比べると、個人請負の労働市場の規模が小さく(とくに日本において)、企業側は委託報酬に独占的・寡占的な交渉力を持つ可能性がある。これらの要因が総合的に働いた結果、個人請負全体の処遇条件は低くなっている可能性が高い。

もっともこうした要因のいくつかは、米国のように個人請負の労働市場が大きくなれば解決できることから、今後、日本の個人請負が拡大してゆく中で、正社員との処遇格差が縮小して行くことが期待される。これから日本が取るべき政策は、個人請負労働市場の育

成をサポートし、適正な委託報酬に関する情報整備を行うというところにあるのではないかと考えられる。また、一般的に個人請負はシングルプレーヤーで団体交渉の力が弱いことを考えると、企業側が独占的（寡占的）交渉力を利用して、不当に低い委託報酬にしているかどうか、例えば労働基準監督署が実態把握を行い、必要があれば企業名公表や勧告などの措置を講じることも一案である。個人の選好として生じている格差と、こうした解消可能な格差を区別し、後者の格差に目を光らせることが重要である。

最後に、今後の研究課題をいくつか述べたい。第1に、個人請負就業の参入障壁についての研究が今後必要である。本研究を通じて、子育て中の母のWLB需要に応じる就業形態の一つとして、個人請負就業が大いに将来性を秘めていることが分かったが、絶対数で見れば、日米のいずれにおいても、個人請負として就業している子育て母は全体の5%未満と少ない。仮に今後、日本が米国の状況に近づくとしても、子育て母の個人請負就業率が、パート・アルバイト並みに高くなるとは想像しがたい。したがって、子育て中の母にとっての個人請負就業の参入障壁を明らかにし、個人請負就業をより身近な働き方にすることが可能かどうか、検討してゆく必要がある。第2に、短時間労働者の収入については、配偶者控除や社会保険料控除等税制度が明らかに影響していることから、個人請負についてもこれらの税制面を考慮した就業形態選択の分析に拡張して行くことが重要であろう。本研究はデータ上の制約（所得の具体額が分からない）および日米で比較可能なフレームワークを保つことにしたため、これら点の分析は不可能であるが、重要なテーマであることは間違いのないため、今後の課題としたい。第3に、個人請負の職種の多様性を考慮して、ヒアリング調査などを通じて日米の個人請負就業者の代表事例を収集し、本稿の統計分析の結果と照らし合わせて解釈することも大事な視点である。これらを今後の課題としたい。

参考文献

- 鎌田耕一(2004)「委託労働者、請負労働者の法的地位と保護 - 業務委託・業務請負の法的問題」『日本労働研究雑誌』 No.526、56-66
- 周燕飛(2006)「個人請負の労働実態と就業選択の決定要因」『日本経済研究』 No.54,63-89
- 山田久(2007)「個人業務請負の実態と将来的可能性 - 日米比較の視点から「インディペンデント・コントラクター」を中心に」『日本労働研究雑誌』 566号
- Bureau of Labour Statistics (2005), *Contingent and Alternative Employment Arrangements*, BLS News Release, February 2005
- Boden, R. (1996) “Flexible Working Hours, Family responsibilities and Female Self-Employment, *American Journal of Economics and Sociology* 58(1), 71-83
- Carnoy, M. (2000) *Sustaining the New Economy: Work, Family and Community in the Information Age*. New York: Russell Sage Foundation; Cambridge and London: Harvard University Press
- DiNitale, M. (2001) “Characteristics of and Preference for Alternative Work Arrangements, 1999”, *Monthly Labor Review*, March 2001
- Edwards, L. N., Field-Hendrey, E. (2002) “Home Based Work and Women’s Labor Force Decisions”, *Journal of Labor Economics* 20(1), 170-200
- Hildebrand, V. and D. R. Williams (2003) “Self-Employment and Caring for Children: Evidence from Europe”, IPISS Working Paper Series, No. 2003-06.
- Hundley, G. (2000) “Male/Female Earnings Differences in Self-Employment: the Effects Marriage, Children, and the Household Division of Labor”, *Industrial and Labor Relations Review* 54(1), 95-114
- Jones, A. (2007) *Applied Econometrics for Health Economics*, Radcliffe Publishing Ltd., UK.
- Kalleberg, A. L., B. Reskin, K. Hudson(1999) “Standard and Nonstandard Employment Relations and Job Quality in the United States”, Inequality Summer Institute 1999, Mimeo
- Madrian, B. C. and L. J. Lefgren(1999) “A Note on Longitudinally Matching Current Population Survey (CPS) Respondents”, *NBER Technical Working Paper* 247.
- Magnac, T. and J. M. Robin (1996) “Occupational Choice and Liquidity Constraints”, *Ricerche-Economiche*, Vol.50 (2), 105-133
- Norton, E. (2009) *Applied Econometrics in Health Services Research*, HMP 826 Class Notes, U. of Michigan, USA
- Schur, L. (2003) “Barriers or Opportunities? The Causes of Contingent and Part-Time Work among People with Disabilities”, *Industrial Relations*, Vol. 42, No. 4, 589-622
- Wellington, A. J. (2006) “Self-employment: The New Solution for Balancing Family and Career?”, *Labour Economics* 13, 357-386
- Zhou, Y., A. Oishi, A. Ueda(2003), Child Care System in Japan, *Journal of Population and Social*

テクニカルノート：離散選択モデルにおける限界効果の算出方法

Stata や Limdep 等、経済学者が用いる標準的計量経済ソフトには、多項 logit や Probit などの離散選択モデルの推計を行った後に、限界効果を自動的に計算するコマンドが用意されている。しかしながら、“Probability of the Average” (PA) と呼ばれるその方法には重大な欠陥があることが近年指摘されている (Norton 2009, Jones2007)。ここでの PA 法とは、限界効果を計算するにあたって、個別の観測値の代わりにその平均値を代入することで、平均的な個人を想定して変数 x_i^k が 1 単位変化すれば、確率がどう変わるかを見るという方法である。

PA 法には少なくとも 3 つの欠陥がある。第一に、平均的な個人は実際に存在しない可能性がある。例えば、標本の 60% が女性であれば、PA 法の限界効果は、60% 女性というこの世に存在しない平均的個人についてのものになってしまう。第二に、交差項、2 乗変数などが説明変数に含まれている場合には、PA 法は間違った限界効果値を算出することになる。例えば、年齢と年齢の 2 乗変数がモデルに含まれている場合には、PA 法では年齢の 2 乗項を固定し、年齢の 1 乗項のみが 1 単位変化することの確率変化を計算してしまう。第三に、PA 法はすべての個人にとっても変数 x_i^k の限界効果が同じだと想定しているが、実際には異なる個人にとって変数 x_i^k の限界効果も異なるはずである。

そこで、本研究では、PA 法の代わりに、“Average of the Probability” (“Average Treatment Effect”とも呼ばれる) という方法を用いる。具体的には、それぞれの個人について、変数 x_i^k の限界効果を計算して、その限界効果の平均を用いる方法である。ただし、 x_i^k がダミー変数の場合には、個人 i について、 $x_i^k = 0$ の時の確率予測と $x_i^k = 1$ の時の確率予測をそれぞれ計算して、その差を限界効果とする。

付表1 米国における個人請負等アウトソーシング労働者の構成比の推移(%)

| | 定義 | 1995年 | 1997年 | 1999年 | 2001年 | 2005年 |
|--------------------------------------|----------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 個人請負 (Independent Contractor) | 個人請負、個人コンサルタント、フリーランサーとして扱われる労働者 | 6.7 | 6.7 | 6.3 | 6.4 | 7.4 |
| | (全アウトソーシング労働者に占める割合) | (67.7) | (67.7) | (67.7) | (68.1) | (69.2) |
| 臨時雇用者 (On-call workers) | 数日または数週間の短い期間で雇用される労働者 | 1.7 | 1.6 | 1.5 | 1.6 | 1.8 |
| 派遣社員 (Temporary help agency workers) | 人材派遣業者に雇われている労働者 | 1.0 | 1.0 | 0.9 | 0.9 | 0.9 |
| 請負社員 (Contract company workers) | 業務委託元の企業で働く請負会社の社員 | 0.5 | 0.6 | 0.6 | 0.5 | 0.6 |
| 合計値 | | 9.8 | 9.9 | 9.3 | 9.3 | 10.7 |

データ出所：米国「Current Population Survey」(各年2月)、DiNitale (2001)

注：1995, 1997年及び1999年の合計値はDiNitale (2001)によるものである。2001年、2005年の合計値は原典の労働者実数を用いて筆者が算出したものである。四捨五入の誤差により、「合計値」は構成比の内訳の足し上げに合わない場合がある。