

子持ち既婚女性にとっての個人請負就業

——日米比較の視点から

周 燕飛

（労働政策研究・研修機構副主任研究員）

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、彼女たちにとってフィジブルな働き方かどうかを、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どもをより多く持つ女性ほど、正社員や派遣・契約社員等よりも個人請負就業につく確率が高いことが分かった。個人請負は、働く時間と場所を比較的自由に決められるため、子どもの病気や学校の行事等によって発生する追加的コストが少ないことが、その主な理由と思われる。また、日米ともに、正社員と個人請負の年収比率は1.5（米国）～2.3倍（日本）にもなり、個人請負は処遇の面で劣っている。しかし、学歴、社会経験、居住地域などの個人属性を一定とした場合、米国の個人請負は正社員とほぼ同程度の賃金率をもらっていることが分かった。一方、日本の場合、こうした個人属性を考慮しても、個人請負の賃金率は正社員より顕著に低い。米国の個人請負は、自由で柔軟な働き方を享受する反面、比較的高い確率で長時間労働を受け入れているが、日本の個人請負は仕事の柔軟性を享受するだけではなく、長時間労働の確率も低く抑えている。米国の既婚女性に比べて、日本の既婚女性は金銭面で多少の不利益を被っても、長時間労働を避ける傾向が強いと言える。

【キーワード】労働経済、労働条件一般、女性労働問題

目次

- I はじめに
- II 既存研究
- III データと実証方法
- IV 実証結果
- V 結語

I はじめに

「個人請負」として働くことは、今や多くの人のにとって身近な働き方になりつつある。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。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。こうした個人請負の増加は、仕事の細分化・専門化ならびにインターネットの普及により、従来、企業内で「雇用者」によって行われた仕事の一部が、「個人請負」に流れてきた結果とみられる。

企業にとって、個人請負の活用は、雇用調整コストの軽減、人件費の節約、専門業務の効率化につながる場合がある（周2006a）。グローバル化が進む中で人件費カットの圧力がさらに強まる中、派遣規制という追い風もあって、企業側における個人請負の需要は今後、一層高まるものと考えられる。

また、働く側にとっても個人請負は雇用者のように配置転換や仕事のローテーションを命じられ

ることがなく、やりたい分野の仕事（例えば通訳、エディター等）に特化することが可能である。そして何より大きなメリットは、個人請負が仕事の時間、場所、方法において、自己裁量の余地が大きいことである。人口高齢化が進む中、体の弱い高齢者、要介護家族を抱える者、子育て中の女性等、柔軟的で自由度の高いワークスタイルを必要とする個人が確実に増えている。ワーク・ライフ・バランス（WLB）の必要性が高いこういった人々は、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」として政策支援の対象となってきた¹⁾。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。

一方、個人請負就業に大きなリスクが潜んでいることもまた事実である。個人請負と雇用者における法的区分が曖昧なため、最低賃金逃れ、福利厚生費負担逃れのための「偽装請負」事件が後を絶たないからである。民法上、個人請負は自営業者であり、使用者側は個人請負に対して、注文の指図をすることができるが、労働内容・遂行方法・場所等に関する指揮をすることができないとされている。だが、實際上、注文の指図と指揮命令を明確に区別することは非常に難しい（山口2009）。その曖昧さを利用して、個人請負を専門人材ではなく単なる安価な労働力として使う企業が一部現れている。実際、個人請負を使用する企業の動機を調査・分析した結果、個人請負労働者が安価で調整しやすい労働力として主に使われている実態が浮かび上がっている（周2006a）。

つまり、個人請負は他の非正規就業に比べると、働く時間、場所、方法に比較的高い自由度を持つ反面、法外な低賃金や悪い福利厚生条件で働かされるリスクも高い。こうした独自性を考慮して、本稿は、一般の非正規就業と区別して個人請負に分析の焦点を当てることにした。具体的には、まず、ワークスタイルとして広がりを見せている個人請負就業はワーク・ライフ・バランス（WLB）上、フィージブル（実現可能）かどうかを考察する。同等な学歴や経験等を持つ人の中

で、WLBニーズの高い人々がより高い確率で個人請負就業を選んでいるという「ワーク・ライフ・バランス仮説」を検証する。

そして、他の形態の就業者に比べ、個人請負が不利な処遇条件下で働くリスクは、どれほど高いものになるかという点についても実態をみる。請負就業の処遇が、他の就業形態に比べて不利であるならば、その背後にある原因は何かについても論じる。

なお、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。1つ目は、日米比較の視点を取り入れていることである。米国では、「個人請負」という働き方は日本よりもはるかに一般的であり、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。米国労働省・労働統計局（BLS: Bureau of Labor Statistics）が実施するCPS（Current Population Survey）2月補足調査によると、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1034万人に上り、全就業者の7.4%を占める²⁾。アウトソーシング業界³⁾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。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今後や課題等が浮き彫りになると思われる。

2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。

3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。少子高齢化が急激に進む中、労働参加率の低い子持ち既婚女性の活用が喫緊の課題である。彼女たちが無理なく働く就業形態の一つとして、今後、個人請負への期待は高いといえる。

II 既存研究

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、魅力的な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。米国『CPS 2月補足調査』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(表1)。日本の場合には、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。

では、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「ワーク・ライフ・バランス仮説」の検証は、周(2006b)を除けば、日米ともに皆無に等しい。こ

うした中で、周(2006b)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る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、「ワーク・ライフ・バランス仮説」と整合的な研究結果が数多く得られている。例えば、Edwards and Field-Hendrey (2002)の分析によれば、幼い子どもを持つ女性は、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、特に幼い子どもを持つ母親が自営業に従事する確率が高くなっている。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、より多くの子ども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、Carnoy (2000)が指摘したように、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いう懸念が残されている。

個人請負の処遇・労働条件が劣っている点につ

表1 個人請負の仕事を選んだ決め手の理由

	米国 2005			日本 2004		
	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	—	—	—
自由に仕事をしたかったから	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	—	—	—
標本サイズ	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。

資料出所：BLS (2005)、周 (2006b)

いては、日米の先行研究とも、総合的な結果が多い。例えば、周 (2006b) 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 Leskin, and Hudson (1999) は、米国の女性就業者の処遇・労働条件を点数化して比べたところ、個人請負の得点は正社員より 43% も低いことが分かった。

ただし、上記の日米の先行研究は、研究対象、分析期間、推定モデル、推定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「18～45歳の既婚・有業女性」、分析期間を「2005年時点」に統一して、同じ推定モデルと推定方法を用いて分析を行い、「ワーク・ライフ・バランス仮説」と個人請負の処遇条件について再検証を行うことにする。

Ⅲ データと実証方法

1 データ

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——『日本人の働き方総合調査』と『CPS 2月補足調査』(Current Population Survey, Contingent and Alternative Employment Arrangement)——の個票を用いることができた。前者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月に実施したものである。後者は米国のもので、米国労働統計局 (BLS) が2005年2月に実施したものである。

『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 3000 名、非正社員 3500 名、個人事業主・家族従業員 3000 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、1576 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、家族従業員、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」⁴⁾「仕事の始業・就業時刻は、主に自分自身で決める」⁵⁾ 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。

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2005年の調査データを用いる。2005年調査の標本は合計で10万6018人、うち18～45歳既婚有業女性は9113人である。分析サンプルのうち、正社員は70.6%、パート・アルバイト⁶⁾は21.8%、個人請負は2.7% (246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』の設問で「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。

ただし、1時点のクロスセクションデータを用いた推定は、結婚への選好、予定子ども数などの変数が、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、何人の子どものがほしいかという意味決定は、就業・非就業、どのような形態の就業を選ぶかという意味決定と同時に進行している可能性が高いから、この前提は問題である。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。そこで、本研究はクロスセクション推定の内生性問題に対処するために、推定対象を18～45歳の既婚・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)を推定モデルから除外することができるからである。それと同時に、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あらかじめ除外し、就業形態の選択のみに注目したシン

ブルなモデルで分析することも可能となっている。

2 理論と実証モデル

先行研究の多くが、ど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)。つまり、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」(主観的満足度)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、子ども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。個人請負就業者は、働き場所と時間が比較的自由に決められるため、子どもが病気の際や、学校の行事等で休まなければならない時も、働き方を調整すれば、通常の保育料 (C_f) の他、ゼロまたは少ない追加的コスト (C_l) で対応することが可能である。一方の雇用者は、働く場所と時間の調整が難しく、こうした事態に対応するためには、ベビーシッターを雇うか、収入を放棄して仕事を休むかで、割高な追加的コスト (C_h) を支払わなければならない。個人請負就業の賃金率(時間あたり賃金)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。

$$\begin{aligned} \text{個人請負就業の場合の期待(純)収入: } I_{ic} \\ = W_{ic} \times H_w - (C_f + C_l) \end{aligned} \quad (1)$$

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

ただし、 $C_h > C_l$

$$\begin{aligned} \text{期待(純)収入の差: } I_{ic} - I_e \\ = H_w \times (W_{ic} - W_e) + (C_h - C_l) \end{aligned} \quad (3)$$

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、追加的コストの発生頻度が高ければ高いほど、ベビーシッターの市場価格が高ければ高いほど、 $(C_h - C_l)$ が高くなるので、個人請負就業を選ぶ確率が高くなる。一般的に、6歳未満の低年齢の子どもは病気にかかりやすく、また小中高校は高頻度で平日の行事があるため、低年齢児を抱えている場合や子どもが多い場合、追加的コストの発生頻度が高くなると考えられる。

$(C_h - C_l)$ 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、追加的コスト ($C_h - C_l$)、非稼働所得、個人の選好等によって影響されると考えられる。

$$P_i(\text{就業形態} = \text{個人請負}) = f(\text{追加的コスト, 夫の収入等非稼働所得, 個人の選好}) \quad (4)$$

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のであろうか。各選択肢が独立であるというIIA(Independence of irrelevant alternatives)仮定⁹⁾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モデルで推定することができる。つまり、ある就業形態を比較対象とし、 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。

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

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

x_i^j : 追加的コストを表す変数(未成年子どもの数, 未就学児の有無)

x_i^2 : 世帯収入 (除く本人所得)

x_i^3 : 個人選好の代理変数 (学歴, 人種, 年齢, 居住地域), 職種, 産業

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 (Norton 2009)。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か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。なお, 限界効果は, 以下のように表すことができる。

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

本稿では, 各変数の限界効果を報告するにあたって, 平均的な個人を想定したものではなく, それぞれの個人について, 変数ごとの限界効果を計算して, その限界効果の平均値を用いている¹⁰⁾。限界効果の標準誤差は, デルタ・メソッド (Delta Method) によって計算している。

IV 実証結果

1 基礎的事実の確認

表 2 は子どもの年齢階層別に 18～45 歳の既婚女性の就業状況をまとめたものである。なお, 本研究のメインデータである『日本人の働き方総合調査』は, 調査モニターからあらかじめそれぞれの就業形態について一定数の標本を抽出するように設計されているため, 研究対象者の就業状況の分布を示すことができない。そこで, 表 2 の日本側の集計は, 住民基本台帳に基づくランダムサンプリングを採用している JILPT『日本人の働き方調査』(2005) を用いることにした。なお, 『日本人の働き方調査』¹¹⁾ から得られる 18～45 歳既婚女性の個人請負の標本数は非常に少ない (N=9 人) ため, 表 3 や他の分析には使われていない。

表 2 をみると, 彼女たちの就業率と就業形態は, 子どもの数や末子の年齢と密接な関係があることが読み取れる。すなわち, 日米のいずれにおいても (1) 末子の年齢が 6 歳未満のグループの就業率が低いことや, (2) 末子が 6 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「ワーク・ライフ・バランス仮説」とも整合的と考えられる。

次に就業形態別に分析対象者の属性をみても, 同じく「ワーク・ライフ・バランス仮説」と整合的な結果が得られている。表 3 を見ると, 個人請負の 4～6 割 (正社員は 3～5 割弱) は 6 歳未満の子どもを抱えており, 1 人当たり平均 1.6 人

表 2 子どもの年齢と 18～45 歳既婚女性の就業状況

	全体		うち, 末子 6 歳未満	
	米国 2005	日本 2005	米国 2005	日本 2005
就業率	66.9%	61.7%	56.4%	40.7%
就業者の内訳 (%)				
正社員	70.6	28.2	63.3	38.0
パート・アルバイト	21.8	46.1	28.1	38.9
派遣・契約社員, 臨時雇用者	2.3	11.8	2.4	9.3
自営業 (除く個人請負)	2.7	12.0	3.0	12.0
個人請負	2.7	1.8	3.2	1.9
サンプルサイズ	13,753	807	5,465	275
うち, 就業者数	9,113	490	3,059	108

データ出所: 米国のデータは, BLS『CPS 2月補足調査』(2005年), 日本のデータは労働政策研究・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, 表2の日本側の集計データは, 他の表と出所が違うことを留意されたい。

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、WLB需要の高いグループに属していることがいえる。

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。

2 「ワーク・ライフ・バランス仮説」の検証

表4-1と表4-2はそれぞれ、米国と日本のデータを用いた就業選択関数の推定結果である。いずれの表も、正社員に比べて個人請負等、他の就業形態がどのような人に選ばれているのかを示している。

まず、米国の結果（表4-1）をみると、もっとも注目すべき追加的コストを表す二つの変数（末子6歳未満、18歳未満子ども数）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

表3 就業形態別でみる18～45歳既婚有業女性の属性

	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%
高校卒	27.3%	28.6%	19.4%	25.0%	21.3%	35.4%	49.3%	41.1%	32.3%	28.9%
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%
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歳未満子ども数	1.3	1.8	1.6	1.7	1.6	1.4	1.8	1.4	1.9	1.6
標本サイズ（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 2月補足調査』（2005）、日本のデータは労働政策研究・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。

2) 年収を計算する際には、1ドル=100円で換算している。

3) 標本サイズの「最大」とは、欠損値が最も少ない場合の標本数のことを指している。

表4-1 個人請負就業の決定要因：米国2005、18～45歳既婚女性

基準組 = 正社員	パート・アルバイト		派遣・契約社員		自営業（除く個人請負）		個人請負	
	係数 (S.E.)	限界効果 (S.E.)	係数 (S.E.)	限界効果 (S.E.)	係数 (S.E.)	限界効果 (S.E.)	係数 (S.E.)	限界効果 (S.E.)
末子6歳未満	0.249** (0.116)	- 0.013*** (0.002)	- 0.306 (0.190)	0.035*** (0.004)	0.192 (0.186)	- 0.016*** (0.001)	0.375** (0.184)	0.008*** (0.002)
18歳未満子ども数	0.346*** (0.046)	- 0.032*** (0.001)	0.323*** (0.072)	0.041*** (0.001)	0.356*** (0.071)	0.011*** (0.001)	0.302*** (0.071)	0.013*** (0.001)
年齢	- 0.015* (0.009)	0.001*** (0.000)	- 0.019 (0.014)	- 0.002*** (0.000)	0.032** (0.014)	- 0.001*** (0.000)	0.035*** (0.014)	0.002*** (0.000)
学歴—高校卒	- 0.160 (0.227)	0.014*** (0.004)	- 0.496 (0.360)	- 0.019*** (0.006)	0.146 (0.419)	- 0.019*** (0.002)	- 0.300 (0.390)	0.010** (0.005)
短大・高専卒	- 0.335 (0.229)	0.020*** (0.004)	- 0.244 (0.352)	- 0.043*** (0.006)	0.181 (0.417)	- 0.008*** (0.003)	- 0.034 (0.382)	0.013*** (0.005)
大学（院）卒	- 0.637*** (0.234)	0.035*** (0.004)	- 0.142 (0.354)	- 0.083*** (0.005)	0.164 (0.418)	- 0.002 (0.003)	- 0.388 (0.390)	0.014*** (0.005)
log（世帯年収）（除く本人年収）	0.328*** (0.059)	- 0.024*** (0.001)	0.098 (0.074)	0.042*** (0.002)	0.161** (0.080)	0.001* (0.001)	0.195** (0.085)	0.004*** (0.001)
定数項	- 3.918 (0.657)		- 2.510 (0.892)		- 5.410 (0.992)		- 5.756 (1.016)	

注：1) 多項 logit モデルを用いた推計結果である。標本サイズは2,864人で、対数尤度は、- 3385.4である。

2) 人種ダミー、都市規模ダミー（0 = 10万人未満、2 = 25万人未満、3 = 50万人未満、4 = 100万人未満、5 = 250万人未満、6 = 500万人未満、7 = 500万人以上）の推定値が省略されている。

3) *** P値 <0.01, **P値 <0.05, *P値 <0.1

0.8%ポイント高くなる。また、18歳未満の子どもが1人増えると、同確率が1.3%ポイント上昇する。

日本の既婚女性についても、同じような傾向が観察される。具体的には、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7.5%ポイント高くなる。また、18歳未満の子どもが1人増えると、同確率が1.8%ポイント上昇する(表4-2)。

派遣・契約社員、パート・アルバイトと比較しても(詳細な推定結果は省略)、追加的コストを表す二つの変数は、個人請負就業の確率を有意に高めていることがわかる。例えば、末子が6歳未満の場合はそうでない場合に比べ、派遣・契約社員より個人請負になる確率が1.1(米国)～6.9(日本)%ポイント高くなる。また、18歳未満の子どもが1人増えると、同確率は1.4(米国)～1.8(日本)%ポイント上昇する。

したがって、日米ともクロスセクション推定の結果は、第Ⅲ2の理論モデルの予測と概ね一致していると言えるだろう。すなわち、WLB需要の高い人、いわば乳幼児を育てている人、未成年子どもの多い人ほど、正社員や派遣・契約社員等よりも個人請負の方を選ぶ確率が高いと言える。

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の面から考えてフィジブルな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、子どもの病気や学校の行事によって発生する追加的コストを最小限に抑えることが可能であるため、子育て中の女性にとっては魅力的な働き方といえる。未就学児や未成年の子どもが多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フィジビリティ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(2006b)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、推定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(2006b)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

表4-2 個人請負就業の決定要因：日本2005, 18～45歳既婚女性

基準組 = 正社員	パート・アルバイト		派遣・契約社員		自営業 (除く個人請負)		個人請負	
	係数 (S.E.)	限界効果 (S.E.)	係数 (S.E.)	限界効果 (S.E.)	係数 (S.E.)	限界効果 (S.E.)	係数 (S.E.)	限界効果 (S.E.)
末子6歳未満	0.513 (0.229)	-0.045*** (0.008)	0.378 (0.273)	0.022 (0.017)	1.076 (0.31)	-0.006 (0.013)	0.555 (0.315)	0.075*** (0.016)
18歳未満子ども数	0.454 (0.123)	-0.03*** (0.005)	0.123 (0.146)	0.063*** (0.009)	0.476 (0.159)	-0.021*** (0.008)	0.062 (0.171)	0.018*** (0.005)
年齢	0.036 (0.018)	-0.003*** (0.001)	0.045 (0.021)	0.004*** (0.001)	0.001 (0.023)	0.003*** (0.001)	0.061 (0.025)	-0.002*** (0.001)
学歴一高校卒	-0.533 (0.791)	0.003 (0.039)	0.811 (1.249)	-0.139** (0.057)	-0.305 (1.037)	0.148 (0.098)	-1.834 (0.881)	-0.016 (0.029)
短大・高専卒	-0.66 (0.793)	0.008 (0.04)	0.676 (1.252)	-0.169*** (0.058)	-0.119 (1.037)	0.15 (0.103)	-1.699 (0.88)	0.002 (0.033)
大学(院)卒	-1.666 (0.803)	0.055 (0.047)	0.625 (1.256)	-0.343*** (0.048)	-0.426 (1.045)	0.227** (0.117)	-1.590 (0.884)	0.006 (0.036)
log(世帯年収)(除く本人年収)	-0.802 (0.125)	0.047*** (0.005)	-0.516 (0.146)	-0.126*** (0.008)	0.119 (0.154)	-0.013** (0.007)	0.130 (0.165)	0.045*** (0.005)
定数項	4.126 (1.247)		0.400 (1.679)		-1.406 (1.593)		-2.308 (1.616)	

注：1) 多項 logit モデルを用いた推定結果である。標本サイズは1,235人で、対数尤度は、-1541.4である。

2) 地域ブロックダミー (1 = 北海道, 2 = 東北, 3 = 関東, 4 = 京浜, 5 = 北陸, 6 = 東海, 7 = 京阪神, 8 = 中国, 9 = 四国, 10 = 九州) の推定値が省略されている。

3) *** P 値 < 0.01, ** P 値 < 0.05, * P 値 < 0.1

観点から、本研究が用いるデータがより代表的なものと考えられる。また、本研究は18～45歳の既婚・有業女性に限定した分析で、子育て制約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定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。

3 処遇格差

(1) 名目収入

では、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。表3をみると、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70.1%と、個人請負就業者は正社員就業者よりはるかに高い（表5）。さらに、時間当たり賃金が1000円未満の低賃金労働者の割合も、個人請負就業者が圧倒的に高い（日本71.4%、米国38.6%）。したがって、収入面でみれば、個人請負は正社員より劣っていることが否定できない。

日本の正社員対個人請負の年収比が、米国よりも大きいのである。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（年

額は3歳未満児で1万5895ドル、3～5歳で1万1680ドルであり、6歳以上の就学児童（After-school care）で1万720ドルに上っている¹³⁾。米国における個人請負と正社員の平均年収は、1万2000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1/4～1/5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、単なる保育コストでは説明できない部分が大いなのである。

(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。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（2006b）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

表5 処遇の比較（18～45歳既婚有業女性）

(単位：%)

	米国 2005			日本 2005		
	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
労働時間と賃金						
長時間労働	5.2	0.0	9.9	55.0	1.5	20.6
年収250万円未満	38.2	82.3	70.1	24.7	96.6	90.3
時間あたり賃金1000円未満	23.8	37.9	38.6	19.2		71.4
福利厚生						
雇用者の医療保険に加入	82.8	30.2				
雇用者の年金・退職プランに加入	66.4	32.8	0.7			
仕事の満足度						
今の仕事を継続したい	65.2	81.5	83.4	83.7	51.0	

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。

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も低い（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9.9%に上り、同正社員（5.2%）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に不利と言える。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、収入と福利厚生の面では正社員とは大きな開きがある。

（3）正社員との処遇格差をどう説明すべきか

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。では、こうした正社員との処遇格差はどこまでが学歴、年齢、子ども数等の個人属性の影響で、どこまでが就業形態による影響と考えられるのか。

表6のCase1は、本人の年齢、学歴、末子の年齢、未成年子どもの数、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、就業形態が賃金率（時間あたり賃金）に与える影響をみたものである。これをみると、米国は日本とは異なる結果になっていることが分かる。米国では、他の諸条件を一定とした場合、個人請負の賃金率は正社員との間で有意な差がない。一方、日本の場合、個人請負の賃金率は正社員より59.4%も低い。

次に、同じく年齢、学歴等の属性要因をコントロールした上で、就業形態が長時間労働の確率に与える影響を調べたところ（表6 Case2）、米国の個人請負が長時間労働になる確率は正社員に比べ4.0%ポイント高いのに対して、日本の個人請負は13.4%ポイント低く、またもや異なる結果となっている¹⁴⁾。

IV2の分析でわかったように、日米ともにWLB需要の高い人、いわば乳幼児を育てている

人、未成年子どもの多い人ほど、正社員よりも個人請負就業を選んでいる。しかし、個人請負就業の中身をめぐっては両国の間に顕著な違いが見られる。本節の分析において分かるように、年齢等他の諸条件を一定とすれば、米国の個人請負は、正社員に比べて比較的高い確率で長時間労働となっているようだが、正社員と同程度の賃金率を得ている。一方、日本の場合、個人請負は正社員に比べて長時間労働の確率は低いものの、その分、賃金率も顕著に低い。

個人請負と正社員との処遇格差の存在は、「補償賃金仮説」で説明することが可能である。一般的に、自由で柔軟な働き方は就業者の効用（主観的満足度）を高める一方、長時間労働は就業者の効用を下げてしまう。日本の個人請負は正社員に比べると、働き方に多くの裁量権を持ち、また長時間労働をあまり行わない代わりに、低い賃金率を受けいれていると考えられる。一方、米国の個人請負は、正社員に比べて長時間労働の確率が高いというデメリットと、働き方が柔軟であるというメリットがちょうど相殺された結果、個人請負と正社員の賃金率がほぼ同レベルになっていると考えられる。

V 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、彼女たちにとってフィジブルな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どもをより多く持つ女性ほど、正社員や派遣・契約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。個人請負は、働く時間と場所を比較的自由に決められるため、子どもの病気や学校の行事等によって発生する追加的コストが少ないことが、その主な理由だと考えられる。

また、日米ともに、正社員と個人請負の年収比率は1.5（米国）～2.3倍（日本）にもなり、個人請負は処遇の面で劣っている。しかし、学歴、社

表6 長時間労働と賃金率の規定要因

	(1) log(賃金率) (OLS モデル)		(2) 長時間労働の確率 (Probit モデル)			
	米国 2005	日本 2005	米国 2005		日本 2005	
	係数 (S.E.)	係数 (S.E.)	係数 (S.E.)	限界効果 (S.E.)	係数 (S.E.)	限界効果 (S.E.)
就業形態 (基準組: 正社員)						
パート/アルバイト	- 0.111*** (0.026)				- 2.277 (0.164)	- 0.349*** (0.020)
派遣・契約社員等	- 0.14** (0.061)		- 0.148 (0.186)	- 0.016 (0.021)	- 2.205 (0.243)	- 0.338*** (0.034)
自営業 (除く個人請負)	- 0.586*** (0.108)	- 0.645*** (0.092)	0.675*** (0.109)	0.074*** (0.012)	- 0.682 (0.141)	- 0.104*** (0.021)
個人請負	- 0.063 (0.060)	- 0.594*** (0.096)	0.365*** (0.128)	0.040*** (0.014)	- 0.875 (0.159)	- 0.134*** (0.023)
末子 6 歳未満	0.170*** (0.031)	0.071 (0.106)	- 0.206*** (0.068)	- 0.023*** (0.007)	- 0.121 (0.135)	- 0.018 (0.021)
18 歳未満子ども数	- 0.018 (0.013)	- 0.014 (0.065)	- 0.015 (0.025)	- 0.002 (0.003)	0.05 (0.068)	0.008 (0.010)
年齢	0.013*** (0.002)	0.012 (0.008)	0.002 (0.004)	0.000 (0.000)	- 0.015 (0.01)	- 0.002 (0.002)
学歴 (基準組 = 中学校卒・高校中退)						
高校卒	0.162*** (0.042)	0.357** (0.182)	- 0.268** (0.118)	- 0.030** (0.013)	- 0.712 (0.304)	- 0.109** (0.046)
短大・高専卒	0.291*** (0.045)	0.294 (0.185)	- 0.191* (0.117)	- 0.021* (0.013)	- 0.438 (0.303)	- 0.067 (0.046)
大学 (院) 卒	0.686*** (0.043)	0.429** (0.196)	0.013 (0.115)	0.001 (0.013)	- 0.648 (0.313)	- 0.099** (0.048)
定数項	6.293*** (0.08)	6.668*** (0.347)	- 1.42*** (0.193)		0.874 (0.518)	
(擬似) 決定係数	0.1998	0.1371	0.031		0.328	
対数尤度		-	- 1435.1		- 381.2	
人種、組合加入ダミー	あり	なし	あり		なし	
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	
標本サイズ	3,183	444	6,819		1,388	

注: 1) 日本 2005 年調査では、パート・アルバイト、派遣・契約社員の労働時間数が調べられていなかったため、賃金率の推定においては、これらのサンプルが除外されている。

2) 賃金率の単位は「円/時間」である。米国の金額は、1 ドルを 100 円として換算された数値である。

3) *** P 値 < 0.01, ** P 値 < 0.05, * P 値 < 0.1

会経験、居住地域などの個人属性の違いをコントロールした上、就業形態が賃金に与える影響を調べると、米国の個人請負は正社員とほぼ同程度の賃金率をもらっていることが分かった。一方、日本の場合、こうした個人属性を考慮しても、個人請負の賃金率は正社員よりも 59.4%低い。

個人請負就業の中身をめぐると日米の違いは、補償賃金仮説によってある程度説明ができる。同じく年齢、学歴等の属性要因をコントロールした上、就業形態が長時間労働に与える影響を調べたところ、米国の個人請負が長時間労働になる確率は正社員に比べて 4.0%ポイント高いのに対して、日本の個人請負は 13.4%ポイント低いことが分かった。米国の個人請負は、自由で柔軟な働き方を享受する反面、比較的高い確率で長時間労働

を受け入れており、その結果、正社員とほぼ同レベルの賃金率を得ていると考えられる。それに対して、日本の個人請負は仕事の柔軟性を享受するだけではなく、長時間労働の確率も低く抑えており、その分正社員に比べると賃金率が顕著に低い。つまり、米国の既婚女性に比べて、日本の既婚女性は金銭面で多少の不利益を被っても、長時間労働を避ける傾向が強いと言える。

そのほか、個人属性だけでは説明の付かない処遇格差は、個人の能力または選好の違いによって発生している可能性もある。収入の多寡は、学歴や社会経験等明白な指標のほか、能力ややる気等、観察しにくい要因にも大きく左右される。能力不足で社員採用試験を通りぬけられずにやむなく個人請負になる人や、半分趣味で個人請負を

やっている人も少なからず存在すると思われる。その影響は説明の付かない処遇格差として残される可能性がある。また、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(Hundley 2000)。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83.4%で、正社員(65.2%)やパート・アルバイト(81.5%)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のことである¹⁵⁾。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ある程度解消できることから、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ないかどうか、例えば公正取引委員会が実態把握を行い、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フィージビリティ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、子育て中の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ことは想像しがたい。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、個人請負には短時間労働者が多いことについて、配偶者控除や社会保険料控除等税制度が影響している可能性が十分考えられる。本研究はデータ上の制約(所得の具体額が分からない)等により、これらの点の確認は不可能であるが、重要なテーマであることは間違いないため、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。

*本論文は、周(2010)を一部加筆・修正したものである。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。とくに2名の匿名レフェリーおよび編集委員会から非常に建設的な助言を頂戴した。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、所属機関としての見解を示すものではない。

1) 例えば、高齢者の就業を支援するために、定年を上げた中小企業に対する奨励金、高齢者職域拡大に対する助成金、高齢者労働移動受入企業に対する助成金制度がある。また、シングルマザーの場合、看護師等専門資格を取得する

際の経済援助（高等技能訓練促進費制度）や、求職する際のきめ細かなサポート（母子自立支援プログラム策定事業）、シングルマザーを常用雇用に転換する企業に対する奨励金制度等が設けられている。

- 2) データ出所：米国『Current Population Survey』（各年2月）、DiNitale (2001)。
- 3) 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。
- 4) 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。
- 5) 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。
- 6) 「パート・アルバイト」は、日米の両調査ともおおむね同じ定義である。具体的には、日本2005年調査では「正社員に比べて所定の労働時間が短い正社員以外の被用者（除く派遣・契約社員）」、米国2005年調査では「労働時間が週35時間未満の被用者（除く派遣・契約社員）」をパート・アルバイトとしている。
- 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。
- 8) 仕事につくハードルの高さ（初期資産の多寡、就職情報へのアクセスの難易度等）を表す変数の一つである。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定値に下方バイアスをもたらす可能性がある。
- 9) 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定し、二つのモデルの係数推定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。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2005年のデータセットについても、 $\chi^2(18)=12.71$ (P値=0.8083) となり、同様の結果となった。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。
- 10) 平均的な個人を想定した従来型の限界効果 (Stataではmfxというコマンドで自動的に計算される) について、近年いくつか重大な欠陥が指摘されるようになった (Norton 2009)。例えば、平均的な個人は実際に存在しない可能性があることや、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、間違った限界効果値が導かれることがある。そのため、最新の統計ソフトでは、こうした欠陥を克服した新しいコマンドが用意されている。例えば、Stata (Version11, 12) では margins や margeff といったコマンドを使えば、各個人における限界効果の平均値を求めることができる。どちらのコマンドを使っても、結果は大きく変わらないため、計算量の大きい多項ロジットモデルの限界効果については、近

似計算が用いられ計算スピードの速い margeff というコマンドを用いた。一方、Probitモデルの限界効果は、標準的な margins というコマンドを用いている。

- 11) 『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。
- 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) 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/naccrrapublications/parents-and-the-high-price-of-child-care-2009>
- 14) 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、比較対象となっている「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。
- 15) 例えば、『週刊東洋経済』「個人請負という名の過酷な“偽装雇用”」(2008年2月16日号掲載)、またはNHKスペシャル「ワーキングプアII 努力すれば抜け出せますか」(2006年12月10日放映)の中にも個人請負における法外な低賃金の事例が紹介されている。

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 (2006a) 「企業別データを用いた個人請負の活用動機分析」『日本労働研究雑誌』No.547, 42-57.
- (2006b) 「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.
- (2010) 「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」JILPT ディスカッションペーパー No.10-01.
- 山口毅 (2009) 「急増する個人請負の労働問題——システムエンジニア等は労働者か？」労働調査会。
- 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』No.566, 4-16.
- Bureau of Labour Statistics (2005) *Contingent and Alternative Employment Arrangements*, BLS News Release, February 2005.
- 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*,

- Edwards, L. N., and E. Field-Hendrey, (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 of 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.
- Kalleberg, A. L., B. Reskin, and 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.
- Norton, E. (2009) *Applied Econometrics in Health Services Research*, HMP 826 Class Notes, U. of Michigan.
- Wellington, A. J. (2006) "Self-employment: The New Solution for Balancing Family and Career?," *Labour Economics* 13, 357-386.
- Zhou, Y., A. Oishi, and A. Ueda (2003), Child Care System in Japan, *Journal of Population and Social Security* (Population), Supplement to volume 1, 408-423.

〈2010年1月22日投稿受付, 2012年7月27日採択決定〉

しゅう・えんび 労働政策研究・研修機構企業と雇用部門副主任研究員。最近の主な著作に「母子世帯の母親における正社員就業の条件」『季刊社会保障研究』Vol.48 (3)。労働経済学・社会保障論専攻。