

## 第4章 高齢期夫の就労が妻の労働供給を抑制しているか\*

### 第1節 はじめに

働く能力や意欲があっても、適当な就職口を見つけられず就業をあきらめる高齢者が多いと言われている。少子高齢化で、潜在的な者も含めこれらの就業希望を持つ高齢者が就業できるようにすることを目指して、2007年12月に纏められた「仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）憲章」（内閣府）は、高齢者の就業率向上の具体的な数値目標を掲げている。すなわち、2017年までに、60-64歳の高齢者の就業率を52.6%から60~61%に、65-69歳の高齢者の就業率を34.6%から38~39%に引き上げることが目標とされている。

日本では夫婦間の平均年齢差が2.3歳（2006年度『婚姻に関する統計』）であることから、60歳代の男性高齢者の場合、同じく高齢者の妻のいるケースが多いと考えられる。仮に、妻の労働供給が、高齢者夫の就業率または収入との間に負の相関関係があるとすれば、たとえ高齢者男性の就業率が政策の狙い通りに引き上げられたとしても、その分妻の就業率が減り、高齢者全体の就業率が変わらないという可能性も十分考えられる。

これまでに、現役世帯の夫の収入が妻の労働供給を抑制しているかという仮説（ダグラス＝有沢法則）に対して、数多くの実証的研究が行われていた（川口 2002、小原 2001、武内 2004、浜田 2007<sup>1</sup>）。その結果、日本の場合に、妻の就業決定や就労収入が夫の稼働所得にあまり反応していない（武内 2004、浜田 2007）、または夫の所得の高さと妻の就業確率に見られる負の相関関係が1990年代後期に弱まったこと（小原 2001）などが示唆されている。しかしながら、上記の何れの分析も、子育て中の妻が推計サンプルに多く含まれていることは、妻の労働供給が夫の収入にあまり反応しない結果に繋がった可能性が高いと思われる。一方、高齢期の夫を持つ妻は、子育てからすでに解放され、夫の就労有無や所得の高さがよりストレートに彼女たちの就労選択に結びつくと思われる。

そこで、本稿は、60歳代の高齢期の夫婦に焦点を当てて、夫の就労有無や稼働所得の高さが妻の労働供給に与える影響を統計分析で明らかにした。また、高齢者の男女双方の就業率を向上させるには、今後どのような施策が必要なのかについても探った。主な分析の結果をあらかじめまとめておくと次の通りである。(1) 基礎集計の結果によると、高齢期夫の就業率と妻の就業率との間にトレードオフ関係が観察されておらず、妻の就業率が夫の稼働所得にもあまり反応していない。(2) 予測とは反対に、高齢期夫の就業確率は、妻の就業確率に正の影響を与えており、高齢期夫婦の労働供給はお互いに相乗効果を持つものである。(3)

\* 本稿作成するにあたり、JILPT「高齢者の就労促進に関する研究」の研究会メンバーより貴重なコメントを頂いた。また、分析用のデータを提供していただいた独立行政法人高齢・障害者雇用支援機構に感謝したい。

<sup>1</sup> 小原(2001)、武内(2004)、浜田(2007)の何れも(財)家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』の個票を分析に用いている。この調査は、1993年に24-34歳の若年層の女性を対象として抽出したものであり、直近の2004年調査においては、最も年長のサンプルは45歳である。

高齢期夫の稼働所得と就労時間数も妻の労働供給に有意な影響を与えていない。高齢期の夫は、労働への時間投入を増やしたり、比較的多くの稼働所得を得られるようになったりすることは、妻の就業率に特段の影響を及ぼしていない。

本論文の構成は以下のとおりである。第2節はデータや基礎集計の結果に関する解説である。第3節は実証モデルに関する説明である。第4節では実証モデルを用いて仮説を検証する。第5節は結語である。

## 第2節 データと基礎集計の結果

本稿で用いるデータは、財団法人高齢者雇用開発協会が2002年3月に行った「定年到達者等の仕事と生活に関するアンケート調査」<sup>2</sup>（以下、定年者調査）の個票データである。調査対象は63歳から67歳までの高齢期男性であり、全国から無作為に抽出された3万3千人が対象となっている。郵送法でアンケート調査が行われた結果、3,732人（有効回収率11.3%）から有効回答を得られた。なお、この調査は、夫の属性、キャリア・パス、就業状況等を中心に調べているが、妻の年齢、健康状態、就業状態、収入などユニークな情報も含まれているため、本研究のテーマにもっとも適したデータセットだと考えられる。

なお、本研究の関心は、高齢期夫の就労行動が同じく高齢期にいる妻の労働供給に与える影響なので、分析に用いたサンプルは、60歳以上の配偶者のいる高齢期男性（N=2,458人）に限定している。ちなみに、定年者調査において、既婚男性高齢者のうち、約8割（78.3%）の人は60歳以上の妻を持っている。そのうち、60歳代後半の男性高齢者の妻の高齢化率は、85.4%に達している。

第4-2-1表は、属性別の夫婦の就業パターンを纏めたものである。まず、全体として、高齢期夫婦の約半分（51.8%）が夫婦ともに無業であり、約1割は夫婦ともに就業しており、残りの4割は夫または妻のいずれしか就業していない状態である。そして、属性別でみると、夫婦の就業パターンについて以下の特徴があることが分かった。(1)「夫のみ健康」の場合では、「夫のみ就業」の割合が高く、逆に「妻のみ健康」の場合には「妻のみ就業」の割合が高くなっている。(2)夫の学歴が低い（中学校）場合には、「夫婦ともに就業」または「妻のみ就業」の割合が平均より高い。逆に夫の学歴が高い（大学・大学院）と、「夫婦ともに就業」または「妻のみ就業」の割合が平均より少なく、かわりに「夫のみ就業」の割合が平均より高くなる。(3)住宅ローンが残っている場合に、「夫婦ともに無業」の割合が4割で平均より少なく、かわりに「夫婦ともに就業」の割合が平均より6ポイントも高い。逆に、

---

<sup>2</sup> この調査は、1979年から5年ごとに実施されたもので、本稿が用いたのは、第6回調査である。第6回調査の詳細については、(財)高齢者雇用開発協会（2002）「定年到達者等の就業と生活実態に関する調査研究報告書」（主査：神代和欣）を参照されたい。なお、同調査のデータは(独)高齢・障害者雇用支援機構に移管されている。

非持家の場合には、「夫婦ともに無業」の割合が平均より5ポイント高くなっている。

第4-2-1表 属性別の夫婦の就業パターンの構成 (%)

	N	夫婦共に就業	夫のみ就業	妻のみ就業	夫婦共に無業
合計	2458	10.54	26.93	10.7	51.83
夫の年齢					
60歳代前半	706	10.91	28.9	12.61	47.59
60歳代後半	1752	10.39	26.14	9.93	53.54
健康状態					
夫婦ともに健康	1723	11.14	27.74	9.92	51.19
夫のみ健康	311	9.32	32.48	6.75	51.45
妻のみ健康	240	8.33	15.42	21.67	54.58
夫婦ともに健康でない	184	9.78	25	10.33	54.89
夫の学歴					
中学校	290	14.48	20	14.48	51.03
高等学校・短大・高専	1002	12.38	25.75	13.07	48.8
大学・大学院	1160	7.76	29.74	7.76	54.74
住居					
持家・住宅ローンなし	2058	9.77	26.87	10.2	53.16
持家・住宅ローンあり	288	16.67	29.17	12.85	41.32
非持家	88	7.95	22.73	12.5	56.82
要介護家族					
あり	538	11.34	26.58	8.92	53.16
なし	1920	10.31	27.03	11.2	51.46

注：(1)影の付いている数字は、平均値(合計)より明らかに大きいもの、または平均値より明らかに小さいものである。(2)集計上の便宜をはかり、「健康」、「どちらかといえば健康」を「健康」として、「どちらかといえば健康でない」、「健康を損ねている」を「健康でない」としている。

では、妻の就業選択は、夫の就業状況とどのような関係にあるのであろうか。第4-2-2表は、夫の就業状態と収入別妻の就業率を纏めたものである。まず、夫の就業状態別でみると、妻の就業率をもっとも高いのは、夫が定年後も継続雇用されているケースである。一方、妻の就業率をもっとも低いのは、夫が無職の場合である。次に、60代前半層の妻の就業率は、夫の稼働収入が51-100万円層でもっとも高く(40.2%)、夫の稼働収入の増加に伴い、次第に下がっていく。一方、60代後半層の妻の就業率は、夫の稼働収入が1-50万円層で最も高く(46.2%)、夫の稼働収入の増加に伴い次第に下がっていくが、夫の稼働収入が301万円以上層でまた反転する。ただし、妻の年齢層に関係なく、夫が無職のケースでは、妻の就業率をもっとも低い。そして、妻の就業率は、概ね夫の非稼働収入の低い場合(なし、もしくは200万円以下)に高く、夫の非稼働収入が増えることに伴い、妻の就業率も次第に下がっていく。最後に、夫の退職一時金についても、やはり退職一時金なしもしくは金額が低いほど、妻の就業率が高い。ただし、60歳後半層の妻の就業率が、夫の退職金2-3千万円層でもっとも低く、夫の退職金3千万円以上層では逆に高くなっている。

第4-2-2表 夫の就業状態・収入別妻の就業率

	N	妻全体	妻60-64歳	妻65歳以上	
計	2458	21.2%	22.6%	17.3%	
無業	1537	17.1%	18.4%	13.6%	
夫の 就業 状態	継続雇用（仕事内容同じ）	503	29.8%	31.9%	23.3%
	継続雇用（仕事内容変わる）	92	22.8%	21.8%	28.6%
	退職後再就業	326	27.0%	27.8%	24.7%
なし	1537	17.1%	18.4%	13.6%	
夫の 稼働 所得	1-50万円	34	32.4%	23.8%	46.2%
	51-100万円	118	34.7%	40.2%	19.4%
	101-200万円	207	28.5%	31.2%	20.8%
	201-300万円	145	26.2%	29.5%	15.2%
	301万円以上	417	26.4%	25.9%	28.1%
	なし	283	25.1%	24.9%	25.6%
夫の 非稼 働所 得	1-200万円	264	32.2%	34.9%	25.6%
	201-300万円	677	25.4%	27.7%	19.6%
	301-400万円	555	18.0%	19.9%	10.2%
	401万円以上	679	13.8%	14.6%	11.4%
なし	400	25.5%	27.5%	18.9%	
夫の 退職 一時 金	1-1000万円	432	25.9%	27.2%	23.2%
	1001-2000万円	656	23.0%	24.5%	17.7%
	2001-3000万円	559	15.7%	17.7%	9.2%
	3001万円以上	411	16.8%	16.6%	17.2%

注：(1) 影の付いている数字は、平均値（合計）より明らかに大きいものである。  
(2) 夫の非稼働所得に、公的年金、高齢雇用継続給付金、企業年金、個人年金、財産収入、仕送りなどが含まれている。

要約すると、第4-2-2表の基礎集計結果から、以下のことが明らかになった。(1) 夫の就業率と妻の就業率におけるトレードオフ関係が発見されない。むしろ、両者の間に、微弱な正の相関関係が見られる<sup>3</sup>。(2) 夫の非稼働収入や退職一時金は、妻の就業率との間に負の相関関係が見られる。これは、我々の事前予測と一致した結果であり、夫の非稼働収入等の増加によって妻の留保賃金が上がり、就業率が低下するからである。ただし、(3) 妻の就業率は夫の稼働所得にあまり反応していないようである。一部の所得階層において、夫の稼働収入の増加と共に妻の就業率の低下傾向が観察されるが、その関係はすべての所得階層に拡大してみると、明確ではなくなる。

なお、表1と表2の基礎集計から得られた結論はあくまでも暫定的なものである。まず、

<sup>3</sup> 単純相関（R=0.1303）でみると、両者が殆ど無関係である。

夫の就業有無や稼働所得の多寡は、退職一時金や非稼働所得、夫の年齢や健康状態、学歴、今までのキャリアなど複雑な要因によって内生的に決まるものである。たとえば、退職一時金や非稼働所得が多ければ多いほど、高齢期夫が就業しないもしくはプチ就業する可能性が高まると考えられる。これらの要因が攪乱しているため、本来ならばあったはずの夫と妻の就業率のトレードオフ関係が基礎集計では現れてこない可能性も考えられる。また、上記の基礎集計は、妻の属性や世帯属性などを全く考慮しないでの比較である。第4-2-1表からも分かるように、高齢期妻の就業状況は、妻の年齢、学歴<sup>4</sup>、健康状態、住宅ローンの有無等の個人または世帯属性とは密接な関係を持っている。夫の就業有無と稼働収入が妻の就業率に与える影響を厳密に検証するためには、これらの属性の影響をコントロールする必要がある。

### 第3節 実証モデル

労働経済学的に、妻の就業選択は、主に下記の3つの要因によって決められるという(Ehrenberg, 2000)。

- ・ 妻の労働における市場価値。妻の年齢、学歴、社会経験などが代理指標となる。
- ・ 家族の収入、非稼働所得、資産の多寡。これらは妻の留保賃金を決める。
- ・ 働くことへの選好。例えば、幼い子を持つ女性は、働くことを選好しない人が多い。

仮に、妻の労働における市場価値や、妻が働くことへの選好が一定であれば、夫の収入が高ければ高いほど妻の留保賃金が上がり、就労する確率が下がると予想される。たとえば、昇進や転職などによって夫の収入が増えれば、妻は就労を控えたり労働時間を減らしたりすることが予想される。逆に、夫が失業で全ての稼働収入を失う場合には、妻が働き始めるまたは自分の労働時間を増やすなどの行動が観察される。これは、経済学的に「追加労働者効果」(Added Worker Effect)と呼ばれている現象である<sup>5</sup>。

上記の事実に基づき、本稿は、高齢期夫の就労が妻の就業率に与える影響を検証する際に、夫の就労行動の内生性を考慮した下記のモデルを用いる。

---

<sup>4</sup> 残念ながら、定年者調査から妻の学歴に関する情報を得ることができない。

<sup>5</sup> 追加労働者効果がマイクロベースでの実証分析によって証明されているが(Lundberg, 1985)、マクロベースでの実証分析では、こうした効果が顕著ではないという結果が多い(Maloney, 1986)。なぜならば、夫が多く失業している時期というのは、労働市場は買い手市場となっている可能性が高く、妻も自分に適した職を見つけにくくなっている時期のほうである。追加労働者効果と求職意欲喪失効果(Discouraged Worker Effect)が相殺してしまうため、夫の失業率と妻の労働参加率との関係が明確ではなくなる。

$$W_i^* = b + \gamma' Z_i + \sigma_i \quad W_i = \begin{cases} 1 & \text{if } W_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)$$

$$H_i^* = \alpha + \beta' X_i + \varepsilon_i \quad H_i = \begin{cases} 1 & \text{if } H_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

$$\text{ただし、 } E[\varepsilon_i] = E[\sigma_i] = 0 \quad \text{Var}[\varepsilon_i] = \text{Var}[\sigma_i] = 1 \quad \text{Cov}[\varepsilon_i, \sigma_i] = \rho \quad (3) - (5)$$

第(1)式は、妻の就業関数で、第(2)式は、夫の就業関数である。ここで、 $W_i^*$ （または  $H_i^*$ ）は Latent Variable であり、妻（または夫）が就業する時の効用と就業しない時の効用の差分として定義される。この差が0を上回るとき、就業することを選択する。一方、 $W_i$ （または  $H_i$ ）は、実際に観察される変数であり、妻（または夫）は就業している場合に1、就業していない時に0となるダミー変数である。 $Z_i$ は妻の就業選択に影響を与える可能性のある一連の外生変数（妻の年齢、健康状態、持家の有無、住宅ローンの有無、要介護家族の有無、孫との同居の有無、夫の非稼働所得、夫の退職一時金、夫の退職直前の年収等）である。 $X_i$ は、夫の就業選択に影響を与える可能性の一連の外生変数（夫の年齢、学歴、健康状態、持家の有無、住宅ローンの有無、要介護家族の有無、非稼働所得、退職一時金、退職直前の年収等）である。そして、 $\alpha$ 、 $b$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ は一連の未知の係数パラメーターで、 $\sigma_i$ と $\varepsilon_i$ は第(3)－(5)式の条件を満たす誤差項である。

なお、推定に際しては、妻の就業関数と夫の就業関数の誤差項における相関を考慮した Bivariate Probit Model を用いる。これは、Probit Model におけるSUR (Seemingly Unrelated Regression) と言うべきものである。尤度関数の中に入る累積分布関数は次の様に定義され、最尤法を用いて推定する。

$$\Pr(Y_1 = W_i, Y_2 = H_i) = \Phi_2(w_{i1}, w_{i2}, \rho_i^*) = \int_{-\infty}^{w_{i2}} \int_{-\infty}^{w_{i1}} \phi(z_{i1}, z_{i2}, \rho_i^*) dz_{i1} dz_{i2} \quad (6)$$

ただし、

$$\begin{aligned} z_{i1} &= b + \gamma' Z_i & z_{i2} &= \alpha + \beta' X_i \\ w_{i1} &= (2W_i - 1)z_{i1} & w_{i2} &= (2H_i - 1)z_{i2} \\ \rho_i^* &= (2W_i - 1)(2H_i - 1)\rho \\ \phi(z_{i1}, z_{i2}, \rho_i^*) &= \frac{\exp(-1/2(z_{i1}^2 + z_{i2}^2 - 2\rho_i^* z_{i1} z_{i2})) / (1 - \rho_i^{*2})}{2\pi(1 - \rho_i^{*2})^{1/2}} \end{aligned}$$

ここで、もし夫の就業率と妻の就業率の間にトレードオフ関係があるならば、2つの就業率関数の誤差項は、負の相関関係を持つはずである。つまり、

$$\rho < 0$$

となるはずである。逆に、 $\rho$ が正の値となっている場合には、夫が就業するほど、妻も就業する確率が高いという。

上記の実証モデルのほか、夫の稼働所得額や労働時間 ( $M_i$ ) が妻の就業率に与える影響を調べるために、 $M_i$ を内生変数とする下記の2段階推計も試みた。

$$W_i^* = b_0 + b_1 \hat{M}_i + \gamma' Z_i + \sigma_i \quad W_i = \begin{cases} 1 & \text{if } W_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (7)$$

ただし、 $\hat{M}_i$ は第1段階で推計された稼働所得もしくは労働時間の予測値である。ここで、もし、夫の稼働所得もしくは労働時間の増加が妻の就業率を抑制しているという仮説がただしいのであれば、

$$b_1 < 0$$

となるはずである。一方、 $b_1$ が正の値となっている場合には、夫の稼働収入額または労働時間数が多いほど、妻の就業確率が高いという。

#### 第4節 推定結果

第4-4-1表は、妻の就業率関数と夫の就業率関数を Bivariate Probit モデルで推計し結果である。まず、二つの関数の誤差項の相関を表す  $\rho$  は、仮説に反して、正で有意である。すなわち、夫の就業確率が高いと、妻の就業確率が低くなるという予測が支持されないことが分かった。 $\rho$ が正で有意ということは、夫の就業確率が高いと、妻の就業確率も高くなることを意味する。したがって、単なる就業率で見た場合には、高齢期夫の就労は、高齢期妻の労働供給を減らす心配があまりないといえる。むしろ、高齢期夫の労働参加は、妻の労働参加との間に相乗効果が期待できる。言い換えれば、高齢期夫の就業率向上の目標が達成されると同時に、高齢期妻の就業率も促進されるかもしれない。

第4-4-1表 高齢期妻の就業率関数と高齢期夫の就業率関数における Bivariate Probit 推計

	係数	標準誤差		限界効果 y = Pr(妻就業=1、夫就業=1)
<b>妻の就業率関数</b>				
妻の年齢	-0.06739	0.01358	***	-0.00789
健康ダミー(妻)	0.28039	0.08630	***	0.03077
持家ダミー	0.08795	0.17779		0.02203
住宅ローンダミー	0.23003	0.09481	**	0.05255
要介護家族ダミー	-0.07242	0.07737		-0.00562
同居孫ダミー	0.22743	0.13521	*	0.02837
夫の非稼働収入(万円)	-0.00041	0.00020	**	-0.00016
夫の退職一時金(万円)	-0.00008	0.00003	***	-0.00001
夫の退職直前の年収(万円)	-0.00025	0.00009	***	0.00000
定数項	3.55703	0.89869	***	
<b>夫の就業率関数</b>				
夫の年齢	-0.01155	0.02169		-0.00089
夫の学歴—高等学校・短大・高専	0.06385	0.10397		0.00490
夫の学歴—大学・大学院	0.06182	0.10962		0.00474
健康ダミー(夫)	0.32315	0.08184	***	0.02437
持家ダミー	0.17802	0.15784		
住宅ローンダミー	0.24629	0.08854	***	
要介護家族ダミー	0.03789	0.06737		
夫の非稼働収入(万円)	-0.00149	0.00021	***	
夫の退職一時金(万円)	-0.00001	0.00003		
夫の退職直前の年収(万円)	0.00040	0.00008	***	
定数項	0.02214	1.43321		
$\rho$	0.20079	0.03956	***	
標本数(対数尤度)	2138	(-2363.7476)		

注：(1)各ダミー変数は、名前の通り、「はい」の場合に1、「それ以外」の場合に0としている。学歴ダミーのベンチマークは、中学校卒である。(2)  $\rho = 0$  という仮説に対するWaldテストの結果、 $\chi^2(1) = 24.3887$  で帰無仮説が棄却された。(3)\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%、5%と1%有意水準(両側検定)で係数推計値が0ではないことを指す。

なお、高齢期夫の就業率と高齢期妻の就業率に正の相関関係が存在する理由について、以下の2つの仮説が考えられる。①相性一致仮説。就業に対する選好の近い同士が夫婦になりやすいので、引退期に入ってもなお就業を選ぶ男性と結婚する女性は、もともと労働への選好の高い人である。②学習効果仮説。引退期の夫が就業していることで、妻の高齢者の労働市場に関する知識や関心が高まり、就業しやすくなる。③余暇の共同消費 (Joint

Consumption) 仮設。高齢期の夫婦が余暇時間を共有することでよりハッピーになるので、夫が就業しなければ、妻も就業しない確率が高くなる<sup>6</sup>。

そのほかの変数の影響について、夫の非稼働収入、退職一時金および退職直前の年収はすべて、妻の就業率に負で有意な影響を与えている。たとえば、限界効果でみた場合には、夫の非稼働収入が100万円増えることに、夫婦ともに働く確率が1.6%ポイント低下する。また、夫の退職一時金が1千万円増えるごとに、夫婦ともに働く確率が1.0%ポイント低下する。さらに、(1)妻の年齢が1歳増えるごとに、夫婦ともに働く確率が0.8%ポイント低下することや、(2)妻が健康である場合は健康ではない場合に比べ、夫婦ともに働く確率が3.1%ポイント高まること、(3)住宅ローンを抱えている場合は抱えていない場合に比べ、夫婦ともに働く確率が5.2%ポイント高まることなどが分かった。

では、夫の稼働所得額や労働時間など就労密度を表す指標でみた場合、高齢期夫の就労行動は妻の就業選択にどのような影響を及ぼしているのであろうか。第4-4-2表は、2段階推定法で、妻の就業率関数を推計した結果である。具体的には、まず第1段階目でtobitモデルを用いて夫の稼働所得関数または労働時間関数を推計する<sup>7</sup>。次に、Tobitモデルの推計結果をもとに夫の稼働所得または労働時間の予測値を算出する。最後に、夫の稼働所得または労働時間の予測値を説明変数として、2段階目の妻の就業率関数(Probitモデル)に投入する。

第4-4-2表をみると、夫の稼働所得(予測値)と労働時間(予測値)の何れも妻の就業率に有意な影響を与えていないことが分かった<sup>8</sup>。つまり、高齢期の夫が、労働への時間投入を増やしたり、比較的多くの稼働所得を得られるようになったりすることは、妻の就業率に特段の影響を及ぼさないものと考えられる。妻の就業率に影響する大きな要因は、むしろ妻自身の年齢、健康状態や、住宅ローンの有無、夫の退職一時金の多寡であることが分かった<sup>9</sup>。

---

<sup>6</sup> この仮設は、退職した夫が在宅することで妻が病気になってしまう、いわゆる「主人在宅ストレス症候群」仮説とは正反対のものである。

<sup>7</sup> 夫の稼働所得関数または労働時間関数の推計に用いられた一連の説明変数は、表3の下段と同じものである。

<sup>8</sup> ちなみに、夫の稼働所得(Y)の予測値ではなく、その実数を説明変数として妻の就業率関数を推定した場合には、Yの係数は、正で有意である。一方、労働時間は、実数を用いてもやはりその係数推計値は統計的に有意ではない。

<sup>9</sup> 表3と同様に、表4でも同居孫のいる場合はいない場合に比べ、高齢妻の就業率が有意に高いという結果が得られた。同居孫がいる場合には、高齢妻がその世話で就業率が低下するのではないかと予想していたが、推計結果は逆であった。

第4-4-2表 妻の就業率関数における2段階推計

	Case I			Case II		
	弾性値(dF/dX)	標準誤差		弾性値(dF/dX)	標準誤差	
<u>夫の稼働収入(万円、予測値)</u>	0.00588	0.01221				
<u>夫の労働時間(週あたり労働時間、予測値)</u>				0.00588	0.01221	
妻の年齢	-0.01949	0.00360	***	-0.01868	0.00347	***
健康ダミー(妻)	0.06057	0.02187	***	0.07374	0.02530	***
持家ダミー	0.05201	0.05822		0.03398	0.05095	
住宅ローンダミー	0.09376	0.05158	**	0.06363	0.02932	**
要介護家族ダミー	-0.01087	0.02389		-0.04160	0.04932	
同居孫ダミー	0.06526	0.04262	*	0.06679	0.04264	*
夫の非稼働収入(万円)	-0.00030	0.00028		0.00005	0.00033	
夫の退職一時金(万円)	-0.00002	0.00001	***	-0.00002	0.00001	***
夫の退職直前の年収(万円)	0.00000	0.00010		-0.00009	0.00006	*
標本数(対数尤度)	2138(-1024.8222)			2138(-1024.9497)		

注：(1) 1段目の推計（夫の稼働所得関数推計または夫の労働時間関数推計）結果が省略されている。  
 (2) 各ダミー変数は、名前の通り、「はい」の場合に1、その以外の場合に0としている。学歴ダミーのベンチマークは、中学校卒である。(3) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%、5%と1%有意水準（両側検定）で係数推計値が0ではないことを指す。

## 第5節 結語

本稿は、高齢期男性の就業率や稼働収入の増加が、その高齢期妻の労働供給を減らす効果を持っているかどうか注目した分析である。仮に、その予測が正しければ、高齢者男性と高齢者女性の労働供給行動が独立ではなくなり、高齢者男性の就業率を政策の狙い通りに引き上げられたとしても、高齢者女性の就業率が低下するため、高齢者全体の就業率の改善は見られない可能性もある。本稿の実証分析から得られたおもな結果は下記の通りである

まず、基礎集計の結果によると、高齢期夫の就業率と妻の就業率との間にトレードオフ関係は観察されておらず、妻の就業率が夫の稼働所得にもあまり反応していないようである。むしろ、妻の就業率と負の相関関係にあるのは、夫の非稼働収入や退職一時金である。

次に、夫の就業確率と妻の就業確率の同時性を考慮した **Bivariate Probit** モデルで妻の就業率関数を推計したところ、高齢期夫の就業確率は、妻の就業確率に正の影響を与えていることが分かった。すなわち、予測とは反対に、高齢期夫の労働参加は、その妻の労働供給を促進する効果を持ち、高齢期夫婦の労働供給はお互いに相乗効果を持つものといえる。

そして、高齢期夫の労働供給の **density** をあらかず稼働所得と就労時間数が妻の就業率に与える影響を2段階モデルで推計した結果、いずれの変数も妻の労働供給に有意な影響を与えていないのがわかった。つまり、高齢期の夫が、労働への時間投入を増やしたり、比較的多くの稼働所得を得られるようになったりすることは、妻の就業率に特段の影響を及ぼして

いないことがわかった。

#### <参考文献>

- 川口章 (2002) 「ダグラス＝有沢法則は有効なのか」『日本労働研究雑誌』 No.501
- 武内真美子 (2004) 「女性就業のパネル分析－配偶者所得効果の再検証」『日本労働研究雑誌』 No.527、76-88
- 小原美紀 (2001) 「専業主婦は裕福な家庭の象徴か－妻の就業と所得不平等に税制が与える影響」『日本労働研究雑誌』 No.493
- 財団法人年齢者雇用開発協会 (2003) 「定年到達者等の就業と生活実態に関する調査研究報告書」 (主査：神代和欣) 2003年3月
- 中馬宏之 (1991) 「共働き世帯のJoint Retirement Decision」『日本労働研究雑誌』 No.384
- 浜田浩児 (2007) 「夫婦所得の世帯間格差に対する妻の所得の寄与度」、『生活経済学研究』 (生活経済学会) 第25巻、93-104
- Blau, D. (1998) “Labor Force Dynamics of Older Married Couples”, *Journal of Labor Economics*, Vol.16(3), 595-629
- Ehrenberg, R. (2000) *Modern Labor Economics-Theory and Public Policy*, 7<sup>th</sup> edition, Addison Wesley Longman, Inc. 233-250
- Lundberg, S. (1985) “The Added Worker Effect”, *Journal of Labor Economics*, Vol.3(1), 11-37
- Maloney, T. (1987) “Employment Constraints and the Labor Supply of Married Women: A Reexamination of the Added Worker Effect”, *The Journal of Human Resources*, Vol.22(1), 51-61