

阿部論文へのコメント I

鈴木 亘

1 総 括

年金未納・未加入問題は、今回の年金改正でも大きな焦点のひとつであり、時機を得た大変有用な研究である。未加入問題の先行研究としては、既に阿部(2001)、鈴木・周(2001)などがあるが、特に筆者も著者の一人である鈴木・周(2001)においては、公的年金の世代間不公平に対応して若い世代ほど未加入率が高いということが示されており、通説を裏付ける政策的に重要なメッセージとなった。しかしながら、岩本・大竹・小塩(2002)の対談の中で、大竹教授が指摘しているように、鈴木・周(2001)の分析はクロスセクションデータによるものなので、未加入率への効果が世代による効果なのか、年齢による効果なのか分離できないという問題を抱えていた。この点、今回の阿部論文では、個人記憶によるパネルデータを用いて、両者を区別することに成功しており、非常に大きな改善である。また、Duration Analysisを使うという点も、斬新であるが極めて自然で適切なアプローチであり、高く評価できる。

さて、そのような利点を持ったアプローチから得られた結論は、「コホートが上がるほど未加入が多くなるという通説は、データでは確認できない」という筆者にとって意外なものであった。もしこれが事実であるとすれば、年金空洞化の原因として公的年金の巨額の世代間不公平が重要ではないことになり、まさに通説を覆す政策的に大変重要な成果である。

ところで、通常、未加入率を定義する際には、1号被保険者と未加入者の合計に対する未加入者の割合をとる。先行研究の鈴木・周(2001)論文においても1号被保険者と未加入者を分析サンプルとしているが、阿部論文の分析には、厚生年金加入者も共済年金加入者も含んでいる。これらの人々は就業後に未加入でいられる選択肢はそもそも存在しないことから、一見すると、適切なサン

プル選定なのかどうか疑問に見る向きもあるかもしれない。実はこの点は表2に記述されているように、Censoringを入れたDuration Analysisを用いることにより、就職後について2号被保険者や3号被保険者が脱落するように巧妙にモデリングされている。技術的にも非常に高いレベルの論文と評価できる。

2 コホート効果が存在しないという点について

しかしながら、未加入行動にコホート効果が観察されないという重大な結論を導くに当たっては、いくつか留保すべき疑問点があるので、それを順にコメントしたい。

第一の点は、図3をみるとわかるように、初期時点の未加入率とその後の未加入率と大きく異なっていることから、平均値として定数項差に現れるStratified Modelのコホート効果では、初期時点の差が大きく反映されてしまうのではないかという疑問である。例えば図3では、初期時点の20歳で既に大きなコホート間の格差が存在しており、若いコホートほど未加入率が低くなっている。しかしながら、初期時点から2・3年の間に急激に未加入率は減少し、25歳から35歳くらいの間では初期時点の関係は逆転し、最も若いコホートの未加入率が一番高く、順に未加入率が低くなっている。つまり、初期時点直後を除いてはむしろ通説を支持する結果のようにもみえるのである。阿部論文が用いたStratified Modelでは初期時点の効果を大きく反映し、その後の逆転の効果を相殺して余りあるものにしてしまうのではないかと思う。問題は、20歳の初期時点直後とその後のどちらが、論文の問題設定として重要な点かという点である。筆者は25歳以降も若いコホートで未加入者が多く残っているという事実の方が以下の理由で初期時点直後の効果よりも重要なのではないかと思う。

初期時点において若いコホートほど未加入率が低い要因は、①経済成長により20歳直後の本人所得水準が上がってゆくこと、②平成元年の学生の加入制度改正、③様々な加入促進措置などが考えられる。このうち、②の学生の加入は親が肩代わりしている場合も多く、また、申請はするが実際には免除されるという「未加入から未納へのシフト」が起こっているだけとも見ることができる。つまり、本来未加入者となるはずの人々が制度要因で単に未納者に衣替えしただけであるのかもしれない。③も同様の未納シフトの効果がある。この場合、②③の要因はむしろ取り除いて通説の検証を行うべきであり、うまくコントロールする³⁾か、例えば就業後のサンプルに限定した分析を加えてみるなどしてはどうであろうか。少なくとも、初期時点をあまり強調するような推定方法だけではバランスに欠くように思われる。

第二に、第一の論点と密接に関連することであるが、筆者は、学生をサンプルに入れることの妥当性に疑問を持つ。もちろん、学生の未加入行動も視野に入れたいという論文の趣旨からみれば当然なのかもしれないが、昔と今では大学進学率も異なるし、年金加入に関する制度も異なる。また、著者自身も触れているように、学生を分析視野に入れるには、サンプルに現在の学生層が含まれていないという問題もある。むしろ、就業後のDurationを分析対象にしたほうが、空洞化の通説や先行研究と直接比較し得るという面で適切なのではないだろうか。また、学生期間の加入行動は肩代わりをする親の意思決定や状況が入るなど、就業後の本人が決定する行動とは異なっていると思われる。両者が別の確率過程にしたがっているのであれば、Duration Analysisとしてひとつの確率モデルを当てはめることが適切とは思えない。確率過程の差を工夫したり、就業後のDurationに限った分析も提示してみてもどうか。また、就業後のサンプルでは、高卒では18歳から、大卒・大学院卒では22歳やそれ以上となるから、コホート効果と年次効果が区別できない²⁾という著者が触れている問題点もある程度緩和することができる利点がある。

第三の点は、筆者自身もどうすべきか提案できないコメントであるが、図2や図3を見る限り、コホート間でSurvival分布はかなり異なっているように思える。このうち女性の図2は平行移動がかかっているだけのように見えるが、図3の男性の分布は直近の1967-71年生まれのコホートの違いが著しい。少なくとも、同一の分布が果たして当てはめられるかどうかをチェックすべきであろう。もし、当てはめられないとなった場合、同一の分布を当てはめていることがどのように影響するのだろうか。

第四の点は、サンプルのバイアスである。若いうちは独身者ほど未加入率が高いと想像されるが³⁾、著者も注7)で触れているように、男性サンプルは全て既婚者であるため、男性の若いサンプルは結婚時期が早い加入率が高いサンプルを取り出していると思われる。この点がコホート効果が観察されないように影響している可能性もある。

3 結 語

阿部論文は未加入行動について先行研究や通説を覆す大きな結論が得られており、今後の研究にとって大きな問題提起となった。しかし、結論のメッセージが大きいゆえに、今後、本コメントをはじめとして多くの批判や疑問にさらされるであろう。それに対して、著者自身もしくは他の研究者が検証・再検証を繰り返し、このテーマを発展させてゆくことを期待したい。

注

- 1) もちろん平成元年の改正の効果は説明変数としてコントロールされている。しかしながら、コホート効果も同時にコントロールしていることから、それがどの程度機能しているかどうかはわからない。また、その後の制度普及や改正で学生の申請がしやすくなっていったり、減免などにより未納にシフトした要因は考慮されていない。
- 2) コホート効果と年次効果と年齢効果は1次独立していない。この点を著者は、注15)において「コホート変数については、その影響がコホート(世代)特有のものなのか、また、そのコホートが卒業した年の経済状況など年代の影響によるものかを区別することが困難である。本分

析においては、「失業率の前年との差」の変数を含めることにより、年代特有の経済状況をコントロールすることを試みているが、この変数のみでそのコホートが面する経済状況をすべて把握しているとはいえず、コホートによる効果が年による効果を含んでいる可能性は大きい。」と触れている。

3) もっとも、表3の推定結果では「配偶者有り」のダミー変数が何れもプラスで有意であり、婚姻者が未婚者よりも加入確率が低いという不思議な結果となっている。

参考文献

阿部 彩 (2001) 「国民年金の保険料免除制度改正：未加入、未納率と逆進性への影響」『日本経済研究』No. 43, 134-154。

岩本康志・大竹文雄・小塩隆士 (2002) 「座談会：年金研究の現在」『季刊社会保障研究』Vol. 37, No. 4, 316-349。

鈴木 亘・周 燕飛 (2001) 「国民年金未加入者の経済分析」『日本経済研究』No. 42, 2001.3, 44-60。

(すずき・わたる 大阪大学助教授)

阿部論文へのコメント II

清水時彦

はじめに

平成14年度の国民年金の納付率は62.8%と過去最低を記録した。「未納・未加入」は、現行制度の根幹に拘わる問題として、徹底した対策によりその解消が求められている状況にあり、効果的な施策を立案するための分析手法の確立が急がれている。このような中であって、本論文は、国民年金の加入・非加入の規定要因を統計的に分析した大變意欲的かつ政策的なインプリケーションにも富んだ意義あるものといえる。

加入資格の制度的取扱いと未納

国民年金の資格の適用に関する制度的な事項を以下に簡単に整理しよう。まず、平成3年度から、それまで任意加入であった学生が強制加入とされたが、当時は、法的には強制加入であっても、実際の適用は本人の自発的な届出に基づいて行われていたため、顕著な効果はなかった。社会保険庁としての本格的な未加入者対策は、平成7年度から段階的に行われた適用促進策の実施である。具体的には、平成7年度から、新たな20歳到達者に対して、年金手帳の送付による職権適用を実施するとともに、それまでの未加入者に対しては、国保加入者を中心に3年間で計画的に職権適用を実施した。この結果、国民年金第1号未加入者は、平成7年の158万人から平成13年には63万人まで減少するに至り、現在では未加入者問題は概ね

解消の方向に向かっている。なお、社会保険庁が実施している「公的年金加入状況等調査」における「未加入者」は、公的年金に未だ加入したことがない者であり、例えば厚生年金の被保険者資格を喪失して、第1号被保険者の資格取得届出が一時的に遅れているような「非加入者」とは区別されている。これに対し、本論文においては、後者の非加入者も含め、公的年金に加入していない状態の者を全て「未加入者」と定義している。また、論文中にもあるように、「未加入」の判定は本人の回答に基づくため、未加入と未納が渾然一体となっている可能性があることにも留意が必要であろう。

さて、このように職権適用された被保険者は、そもそも自発的には加入しなかった者であり、被保険者資格を得ても保険料納付まではなかなか至らない。このため、未加入者の強制的な解消は、一方で未納者の増大、保険料納付率の低下を招くこととなった。すなわち、未加入者への職権適用が的確に実施されている現状では、未加入のみにターゲットを絞った分析よりは、未納を中心においた分析が重要になってきているものといえる。

しかし、このことは本論文の価値を下げるものではない。本論文の分析対象データには、職権適用が始まった平成7年度以降に20歳になるコーホートは含まれておらず、それ以前の公的年金への加入は、自発的な加入を意味し、それは

保険料納付を前提としたものと考えられるからである。もちろん、既存の未加入者の職権適用により、サンプルにバイアスが生じている可能性はあるが、本論文のアプローチは、自発的な加入・非加入の選択を分析しているという点で、未納の分析にも適用し得る汎用性を有しているものといえる。

本論文の特長

以下では、本論文の特長として3つの点をあげたい。第一は、年金の加入状況のような大規模のデータを長期に渡ってパネルデータとして蓄積することが相当に困難であるなかで、ある時点の調査対象者について、本人の過去の記憶に基づいて擬似的なパネルデータを構成したことである。論文にもあるように、記憶の限界等からくる制約はあろうものの、このようなデータ収集は、それ自体方法論的な研究が進められる価値がある。この点からは、本論文の調査が、ある一時点で生存している者を調査対象者としていることから、通常のコホート調査と比べると、調査日以前に死亡した者がデータから除かれている点に留意が必要であろう。仮に年金の加入・非加入の決定において、「予想死亡年齢要因」による逆選択が生じているとすれば、古いコホートほど長生きの集団のサンプルが多く含まれ、セレクション・バイアスが生じている可能性がある。本論文における調査対象者は年齢が比較的若いため、死亡の影響は少ないとも推測できるが、技術的な課題ではあろう。

第二は、非加入期間の分析に生存解析を適用している点である。非加入期間更には未納期間の分析方法としては、マルチ・ステージの古典的な生命表分析が考えられる。これは、被保険者の状態を第1号、第2号、第3号に区分し、例えば、第1号被保険者が次の期に就業等により第2号となる確率など、各状態間の推移確率を推定し、その推移行列を用いて、トータルの納付状況をシミュレートするものである。確かにこの方法は、現状の未納・非加入の状況が将来の年金水準等に与える影響などについて、かなりの的確な見通しを与え

てくれるであろう。これに対して、本論文で採用されているハザード・モデルによるアプローチは、加入・非加入を規定する個々の要因が加入確率に及ぼす影響を、直接定量的に推計するものであり、加入・非加入要因の特定及び政策へのインプリケーションという観点から極めて有効な手法である。

なお、本論文では、ハザード・モデルの適用に当たり、第1号被保険者が就職や結婚等により第2号被保険者や第3号被保険者に転じる場合については、年金への加入・非加入の選択の余地がないため、その時点でCensoredとして扱っている。従って、本論文の分析は、あくまでも被保険者が任意に加入・非加入を選択できる環境下で、どのような要因が加入行動を規定するのか、という点に置かれている。これは問題を特定化している点で一つの整理の仕方ではあろうが、現在、短時間労働者に対する厚生年金の適用拡大などが年金改正の論点として挙げられているように、政策的、制度論的に有効な分析との観点からは、就職や結婚に伴う年金加入種別の変更を明示的にモデルに組み込むことも有意義ではないかと考えられる。

第三は、ハザード・モデルの適用にあたって、非加入率に対する世代の要因を、卒業時の経済状況等といった非加入に影響を与えるような年代効果と区別するため、失業率の対前年差を変数に含めている点である。本論文において、失業率の変化と非加入率との間の因果関係は確認されていないが、政策的観点からは、世代効果と年代効果の峻別は極めて重要な意味を持つ。経済変数に加えて、国民年金の保険料水準や支給開始年齢の変更などの制度改革による影響を変数として取り入れることが考えられよう。

おわりに——未納の分析に向けて

本論文の手法を未納の分析に拡張して適用する場合、保険料の納付・未納が月単位のイベントである点について工夫が必要となる。社会保険庁では、保険料未納者を、過去2年間一度も保険料を納めていない者としているが、この定義に従って、被保険者が「未納者」になることが「イベント」に相当するものとしてハザード・モデルを適用す

ることが考えられる。更に、未納をいかに納付に結びつけるかという未納対策に特化した分析を行う場合には、「完納者」と「未納者」の中間的な状態として「一部納付者」を設定し、被保険者の納付行動の変化を、①「完納者」－「一部納付者」間の推移、②「一部納付者」－「未納者」間の推移、の二つのステージに区分して分析することも有益と考えられる。

最後になるが、筆者は、マスコミ等で喧伝されているような「年金制度への不信、不安」が、未納・未加入問題の根底に横たわって影響を及ぼしているものなのかどうか、そうだとすれば、その規定要因は何か、これを理論的に分析することが極めて重要と考えている。国民年金には、実態として自主納付でありながらも、極めて高い納付率を維持してきた歴史がある。賦課方式の下では、自分も含めて制度への参加者(＝被保険者)の多くが納付を選択すれば、給付はより確実となり、

一方いくら自分がきちんと納付したとしても、他の参加者の多くが未納を選択すれば、給付は困難になる。この点を踏まえると、一つのアイデアとして、国民年金の納付行動を、保険料納付を「協力」、保険料未納を「非協力」とし、参加者全てが「協力」を選択する場合に利得が最も高くなるようなゲームと捉え、納付率の低下を「協力的な均衡から非協力的な均衡に移行する過程」として比較制度分析の観点から分析することが考えられよう。

以上、本論文のテーマである国民年金の未加入、更には未納について、行政担当者として、思いつくままに少々大雑把な感想を述べさせて頂いたが、いずれにしろ、この分野での研究が活発化することを強く望むものであり、その成果として、様々な政策的な提言が行われることに期待したい。

(しみず・ときひこ 社会保険庁運営部企画課
数理調査室長補佐)

有配偶女性の労働供給と税制・社会保障制度

大石 亜希子

I はじめに

政府は次期の財政再計算に向けて短時間労働者への厚生年金適用拡大を図るため、厚生年金加入に必要な要件を見直す方向で検討をしている。すでに税制面では、2004年度から配偶者特別控除のうち上乗せ部分が廃止されることが決定されており、女性の就労にかかわる税制や社会保障制度は大きく変わりつつある。そうしたなかで、現行制度が女性の就労をどの程度抑制しているのかを定量的に把握することは、制度改正の意味を考える上でも重要であろう。しかしながら、これまではデータの制約などから、税制や社会保障制度が「全体として」どれだけ女性の就労を抑制しているのか、その規模を示したものはなかった。また、従来の制度から便益を受けているのがどのような世帯なのか、分配的な帰着も明らかではなかった。

本稿の目的は、税制や社会保障制度が有配偶女性の就業決定や労働時間、所得に及ぼす影響を明らかにし、分配的な観点から予備的な考察を加えることにある。そのために本稿では、就業者と不就業者の両方を調査対象に含んでいる平成10年『国民生活基礎調査』（厚生労働省）の個票を用い、妻本人や夫の所得・属性をコントロールした上で分析を行う。

分析から得られた主要な結果は以下の通りである。

第1に、制度要因による就業抑制効果は、20～59歳の有配偶女性全体の4.5～10%に相当する規模になる。第2に、パートタイマーやアルバ

イトとして就労する妻の労働時間の賃金弾力性は、夫の所得をコントロールした上でもマイナスであり、賃金が上昇しても労働時間を短縮して就業調整する傾向が確認された。第3に、妻の稼働所得分布は90～103万円の範囲に集中しており、夫の企業規模が大きいほどその傾向が強いことから、企業の配偶者手当が就業調整の一因となっていることが示唆される。最後に、配偶者控除・配偶者特別控除が適用可能であったり、妻が第3号被保険者となることが可能であったりする世帯の夫の所得は、おしなべて高いほうに分布する傾向にあり、分配的な観点から公平性の問題があることが示唆された。

本稿の構成は以下の通りである。まずIIでは、既存の研究成果と本稿の分析視点について述べる。IIIでは、使用データについて説明した後、女性の公的年金加入状況と就業状況について概観する。IVでは実証分析を行う。Vはまとめである。

II 分析視点

現行制度のもとでは、被用者の妻の年収や労働時間が一定水準以下ならば、所得税や社会保険料が課されることはない(図1)。しかし妻の労働時間が同一事業所の常用労働者のおおむね4分の3以上に達すると、年収や夫の加入する年金保険の種類に関わりなく厚生年金に加入し、標準報酬に対して定率の保険料を負担しなくてはならない。また、労働時間が常用労働者の4分の3未満であっても、年収が130万円を超える場合は国民年金の第1号被保険者となり、定額の保険料を負担す

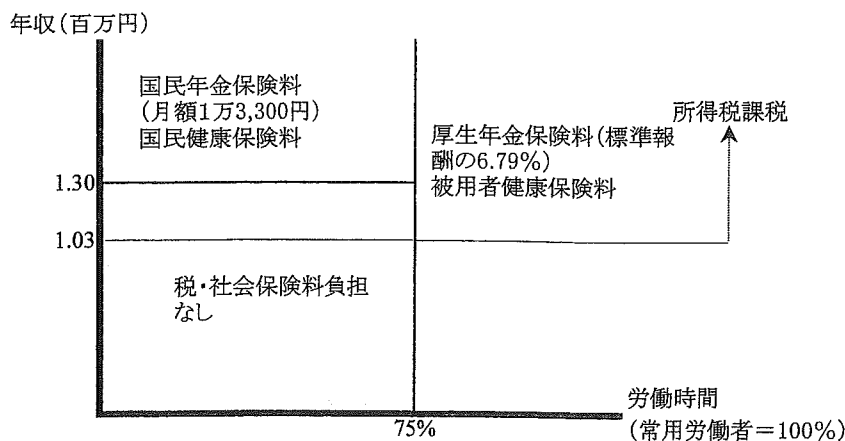


図1 サラリーマンの妻の就業と税制・社会保障制度

ることとなる。所得税については、妻の年収が70万円を超えると夫に適用されている配偶者特別控除が段階的に減額されるようになり、103万円を超えると妻自身に所得税が課税され、141万円を超えると夫には配偶者特別控除が一切適用されなくなる。これらの制度的要因から、一般的に言って有配偶女性は所得税や社会保険料が課されない範囲内での就労にとどめようとする傾向が強いといわれている。

こうした就業抑制効果については、これまでも多くの実証研究が蓄積されてきた。既存研究で用いられた分析手法を大別すると、以下の三つになる。

第1は、就業調整の有無を示すダミー変数を使用し、その有意性や係数の大きさから制度要因のインパクトを計測する方法である(樋口1995; 永瀬1997; 神谷2002)。第2は、未婚女性と既婚女性の比較を通じて制度要因のインパクトを計測する方法で(安部・大竹1995; 樋口ほか2001)、たとえば安部・大竹(1995)は、未婚パートタイマーをcontrol group, DINKS(既婚・子供なし夫婦世帯)のパートタイマーをtreatment groupとする分析を行い、DINKSパートの所得調整や労働時間調整の実態を明らかにした。第3は、構造型のモデルで制度要因が労働供給にもたらす影響を分析する方法である(Akabayashi 2001; 赤林2003; Abe 2002)。

ところで、これらの既存研究ではほとんどの場

合、就業者のみからなるデータが用いられており、分析対象に不就業者が含まれていない。不就業者を含むサンプルを使用している樋口ほか(2001)、金子(2003)にしても、サンプルが特定の年齢層に限られるため、諸制度が全体として女性就業に及ぼしている影響を把握できないという問題が残る。さらに、一部の既存研究では世帯属性のコントロールが十分でなく、しばしば夫の所得というような主要な変数を欠いているため、結果の解釈に留保条件を残していた。これは主な研究のデータソースとなっている『パートタイム労働者総合実態調査』(旧労働省)が世帯情報をほとんど含んでいないため、夫の公的年金上の地位や夫の所得水準など、家計単位での労働供給の意思決定に大きな影響を及ぼすとみられる情報が得られていなかった。

これに対し、本稿が使用する『国民生活基礎調査』は全国の世帯を調査対象としているので、不就業者もサンプルに含まれている。また、夫が加入する公的年金の種類や所得も把握可能である。そこで本稿ではとくに、夫の加入する公的年金の種類に注目した分析を行う。いわゆる103万円や130万円の壁が問題となるのは、夫が被用者年金に加入している場合だからである。たとえば夫が国民年金の第1号被保険者であったり、すでに年金受給開始年齢に達して被保険者資格を喪失していたりする場合、妻は第3号被保険者になることはできないので、第1号あるいは第2号被保険者

として就業状態や所得に関わりなく何らかの社会保険料負担をしているはずである。妻の年収が130万円に達しても、社会保険料賦課による家計の実効限界税率の上昇に直面することはない。また、夫が第2号でなければ配偶者手当が支給されていない可能性が高いので、妻の年収103万円での実効限界税率の上昇幅は、夫が第2号である世帯と比較してはるかに小さくなる。さらに、夫が自営業者(第1号)で妻がその専従者となっている場合、配偶者控除や配偶者特別控除は受けられない。したがって、夫が第1号である世帯の妻と夫が第2号である世帯の妻の労働力率や稼働所得、労働時間の違いには、これらの制度要因が反映されているはずである。そうした夫の公的年金加入状況の違いから制度要因が妻の就業に及ぼす影響を「全体として」把握しようというのが本研究のアプローチである。

Ⅲ 有配偶女性の公的年金加入状況

1 使用データ

本稿では、主として平成10年『国民生活基礎調査』(厚生労働省)の個票に基づいた分析を行う。ただし、労働時間に関する分析では部分的に平成10年『公的年金加入状況等調査』(社会保険庁)の個票から得られる情報もリンクして使用している。『国民生活基礎調査』(以下、『基礎調査』)には豊富な世帯情報が含まれるが、労働時間に関する情報は得られない。一方、『公的年金加入状況等調査』(同、『加入調査』)は、パート

タイマーやアルバイトについてのみであるが、週当たりの就業日数や出勤した1日当たりの就業時間数を調査している。そこで労働時間についての分析では、両者のデータをリンクさせたサンプルを使用する。

なお、『加入調査』の調査対象世帯は同年6月に実施された『基礎調査』の調査対象世帯の中から抽出されているが、実施時期は10月なので時間的なラグがある。さらに、『加入調査』の調査対象世帯のうち、リンケージによって『基礎調査』所得票の所得情報が得られる世帯は一部に過ぎない。また、『基礎調査』の所得情報は、調査前年の所得であることに注意が必要である。

2 有配偶女性の公的年金加入状況と就業状況

はじめに、『基礎調査』のデータを用いて有配偶女性の公的年金加入状況を就業状況との関係で概観しよう(表1)。20~59歳の有配偶女性の約半分は第3号被保険者であるが、そのうち3割近く(27.9%)が所得を伴う仕事をもっている。仕事を持つ第3号の従業上の地位としては、「一般雇用者」が11.1%と最も多く、ついで「1年以上1年未満の契約雇用者」が多い。なお、『基礎調査』における一般雇用者とは、「雇用期間について別段の定めがないか、あるいは1年を超える期間の契約で他に雇われている者」であり、期間の定めのないパートタイム労働者なども含まれる。

つぎに、夫と妻の公的年金加入状況をクロス集計してみると(表2)、夫が第2号被保険者である場合、妻の70%は第3号被保険者であり、第1

表1 有配偶女性(20~59歳)の公的年金加入状況別就業状況(%)

	第1号	第2号	第3号	非加入	合計
公的年金加入状況	22.1	24.5	49.9	3.4	100.0
仕事あり	53.0	98.5	27.9	32.3	50.9
うち雇用者	13.5	88.4	20.5	12.4	35.3
一般雇用者	8.7	84.9	11.1	9.2	28.6
1年以上1年未満契約雇用者	3.7	3.3	7.9	2.1	5.6
日々または1年未満契約雇用者	1.0	0.2	1.4	0.7	1.0
仕事なし	47.0	1.5	72.1	67.7	49.1
合計(各年金上の地位別)	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

注) 平成10年『国民生活基礎調査』から筆者が再集計したもの。

号は2.3%ときわめて少ない。なお、ここで夫が「非加入」とあるのは、60歳に達して被保険者資格を喪失しているケースが多いとみられる。夫が60歳に達してから妻が60歳に到達するまでの期間、第3号であった妻は第1号被保険者として国民年金保険料を納付しなくてはならない。そのため夫が非加入である妻の50%は第1号被保険者となっている。

さいごに、年齢別の状況を示したものが図2である。有配偶女性全体に占める第3号被保険者の割合は、30～34歳で最も高い。一方、就業率は子育てが一段落する30代後半から上昇をはじめ、45～49歳で最も高くなる。就業率の上昇幅と比較して第3号比率の低下幅が小さい一因は、第3

号のまま就業する女性が多いためである。45～49歳では、第3号女性の実に4割近くが就業している。このように、有配偶女性の就業パターンにおいて「働く第3号」の存在はかなり大きいことがわかる。

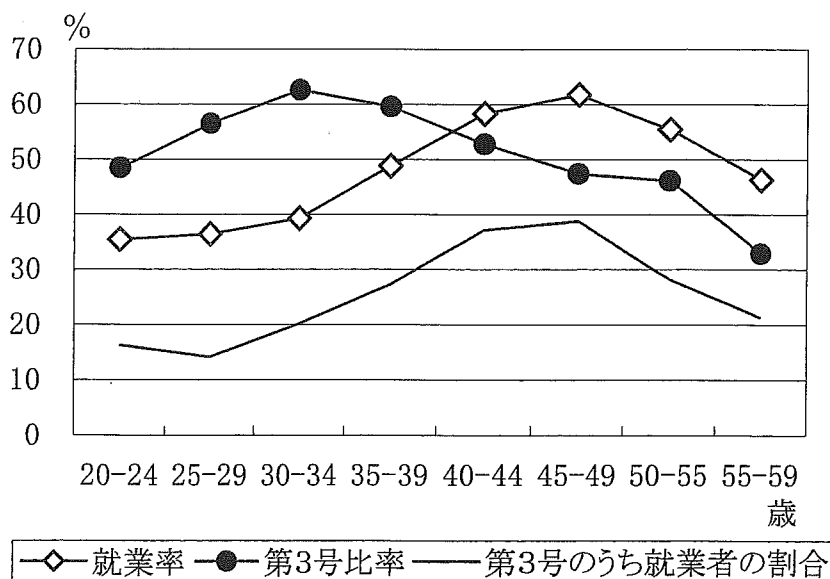
IV 実証分析

本稿では、有配偶女性の(1)就業・不就業決定、(2)労働時間、(3)稼働所得について妻本人や夫の属性をコントロールした分析を行い、制度要因の影響を把握した上で、税制や社会保障制度のもたらす便益の帰着について分配的な観点から考察を行う。

表2 夫と妻(20～59歳)の公的年金加入状況 (%)

夫の公的年金加入状況	妻の公的年金加入状況				
	国年第1号	第2号	第3号	非加入	合計
国年第1号	83.0	14.3	—	2.7	100.0
第2号	2.3	27.2	70.1	0.4	100.0
非加入	50.1	18.2	—	31.6	100.0
合計(対象サンプル全体)	22.1	24.5	49.9	3.4	100.0

注) 平成10年『国民生活基礎調査』から筆者が再集計したもの。夫が第3号である場合や夫の公的年金加入状況が不詳の場合は掲載を省略。ただし合計には含む。



出所) 平成10年『国民生活基礎調査』から筆者計算。

図2 年齢別・有配偶女性の就業率と第3号比率

1 有配偶女性の就業決定要因

はじめに、有配偶女性全体を対象サンプルとし、第2号の妻であることを示すダミー変数を使用した就業・不就業決定関数をprobit modelで推定する。被説明変数は就業している場合を1、不就業の場合を0とするダミー変数であり、説明変数は夫の所得(対数)、夫の所得が配偶者特別控除の適用範囲を超えていることを示すダミー変数、夫が国民年金の1号被保険者か2号かを示すダミー変数、妻の年齢、三世帯世帯であることを示すダミー変数、借入金があることを示すダミー変数、末子の年齢階級を示すダミー変数、大都市圏を示すダミー変数、都道府県別の完全失業率、都道府県別の保育所定員率である。なお、夫が公的年金に非加入のケースや第3号のケース、そして加入状況が不詳のケースはサンプルから除外している。

夫の所得が高い場合には、所得効果から妻の就業する確率は低下するとみられるので期待される符号は負である。また、夫の所得水準が高く配偶者特別控除の適用範囲を超えている場合には、妻の就業に伴う世帯ベースでの限界税率の上昇は、特に妻の所得が103万円を超えるところで大きくなる。したがって、これも妻の就業に負の影響を与えることが予想される。夫が第2号の場合には、IIで述べたような制度的要因が妻の就業を抑制するとみられるので、負の効果が予想される。一方、三世帯世帯である場合や末子の年齢が高い場合、あるいは保育サービスの利用可能性が高い地域に居住している場合には、妻の育児負担が軽減され、留保賃金が低下するので就業には正の影響を与えると予想される。これらの変数で育児負担はコントロールされているので、妻の年齢はむしろ、世代による教育水準など人的資本の差や年金収益率の差などを反映しているとみられるが、どちらがより強いかは先験的には不明である。複数時点のデータやパネル・データが利用可能であれば、世代効果と年齢効果を識別することも可能だが、本稿で使用するデータは一時点のクロスセクション・データなので識別は不可能である。大都市圏に居住する場合は、妻本人あるいは夫の通勤時間が長いなど、就業の機会費用が高いとみられるの

で、一般的には負の符号が予想される。最後に、失業率が高い地域では良好な就業機会が少ないとみられるので、就業に負の影響を与えるとみられる。

推定された係数と限界効果は表3に示してある。注目される「夫・第2号ダミー」の係数は有意に負で、夫が第2号被保険者である場合、妻の就業率は6.8%ポイント低い。その他の変数についても、妻の年齢を除きほぼすべて有意で予想通りの結果が得られている。主な変数について述べると、まず、夫の所得については所得水準が高いほど妻の就業確率は低い。配偶者特別控除が適用されない場合には、就業率はさらに低下する傾向にあるが、係数の有意度はやや低い。育児負担については、末子の年齢が低いほど妻の就業確率は低く、とくに末子が0~3歳の場合でその傾向が顕著である。末子が13歳以上になると、むしろ就業確率は高まるが、これは子どもに手間がかからなくなる一方で家計の教育費負担が高まるためであろう。保育所の定員率が高く、保育サービスへのアクセスが容易な場合や三世帯世帯である場合は、妻の就業率は有意に高く、育児負担の軽減による就業促進効果が高いことがわかる。

なお、ここでは制度要因の影響を「夫・第2号ダミー」で把握しているが、こうした分析を行うと、制度以外の要因に由来する、第1号世帯と第2号世帯の間の系統的な差まで制度要因の影響に帰することになり、バイアスが伴っている可能性がある。そこで【補論】では、プログラム評価でしばしば用いられる「差の差分」(difference-in-differences: DID)の手法を用い、税制や社会保障制度が妻の就業決定に与える影響を「有配偶女性・未婚女性」、「第1号世帯・第2号世帯」の比較を通じて把握する試みも行った。その結果では、制度要因による第2号の妻の就業率低下幅は14%ポイント程度であった。

前述したように、20~59歳の有配偶女性のうち、第2号の妻は約70%を占める。従って、本稿で計測された制度要因による就業抑制効果は、20~59歳の有配偶女性全体の4.5%(6.4%×70%=4.5%)から10%弱(14%×70%=9.8%)

表3 就業決定関数の推定結果

被説明変数：就業・不就業状態（就業=1，不就業=0）

	係数	標準誤差	限界効果	各変数の 平均値
夫・所得（対数）	-0.203***	(0.023)	-0.081	6.285
夫・配特適用外*	-0.099*	(0.056)	-0.039	0.049
夫・第2号*	-0.171***	(0.029)	-0.068	0.784
妻の年齢	-0.002	(0.002)	-0.001	42.730
三世代世帯*	0.371***	(0.027)	0.146	0.223
借入金あり*	0.168***	(0.023)	0.067	0.657
末子0-3歳*	-0.850***	(0.040)	-0.319	0.171
末子4-6歳*	-0.394***	(0.043)	-0.155	0.087
末子7-12歳*	-0.111***	(0.033)	-0.044	0.162
末子13-18歳*	0.100***	(0.034)	0.040	0.140
大都市*	-0.148***	(0.029)	-0.059	0.173
完全失業率	-0.129***	(0.016)	-0.051	3.330
保育所定員率	0.008***	(0.001)	0.003	24.658
定数項	1.778***	(0.165)		
対数尤度	-9550.43			
サンプル数	14,957			

注) 推定対象は、夫が国民年金第1号または第2号被保険者である世帯の妻で年齢が20歳以上60歳未満の女性。*印の説明変数はダミー変数。ダミー変数についての限界効果は、0の値の場合と1の値の場合の差。()内は不均一分散修正後の標準誤差。***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを意味する。

に相当することになる。

2 労働時間に及ぼす影響

つぎに、パートタイマーあるいはアルバイトとして就業する妻を対象に、夫が第1号である場合と第2号である場合とで労働時間に差があるかどうかを分析する。IIIで述べたように、この節で使用する『加入調査』は『基礎調査』とリンクが可能であるが、大半は（調査対象者の負担を軽減するため）『基礎調査』世帯票とのリンクにとどまっており、所得票までリンクが可能なのは、6,800世帯強にとどまる。そうした世帯に属する20～59歳の有配偶女性で、夫が第1号あるいは第2号被保険者、かつ、妻本人はパートタイマーやアルバイトとして就業しており、就業日数や就業時間、本人や世帯主の所得情報に欠値がないサンプルは、423サンプルとなる²⁾。このサンプルを使用して、安部・大竹(1995)で行われたのと同様に労働時間の賃金弾力性を計測する。被説明変数は、『加入調査』から得られる「週当たりの

就業日数」に「出勤した日の一日当たり労働時間」を乗じて計算した週当たり労働時間の対数とし、以下のようなモデルを最小自乗法で推定する。

$$\ln(\text{週当たり労働時間}) = \alpha + \beta_1 \ln(\text{時間当たり賃金}) + \beta_2 \text{夫・第2号ダミー} + \beta_3 \ln(\text{夫の所得}) + \beta_4 \text{その他の属性} + u$$

モデルの留保条件について述べておこう。第1に、変数の観測誤差の問題がある。説明変数のうち、「時間当たり賃金」は、『基礎調査』から得られる妻本人の前年の雇用者所得を『加入調査』から計算した週当たり労働時間の52倍で除して算出した。このため、前年の労働時間が調査時点と異なっている場合には観測誤差が伴う上、被説明変数と独立でないという問題点がある。安部・大竹(1995)では『パートタイム就労総合実態調査』で得られる「時間当たり賃金」を操作変数にしてこの問題に対処しているが、本稿ではデータの制約から対処することができない。第2に、この推計は、すでにパートタイマーやアルバイトとして就業している者を対象サンプルとした限定的なも

表4 労働時間の推定結果

被説明変数：週当たり労働時間(対数)

	係数	標準誤差	各変数の 平均値
夫・所得(対数)	0.029	(0.069)	6.346
夫・配特適用外*	0.107	(0.210)	0.031
夫・第2号*	-0.220***	(0.057)	0.846
妻の年齢	0.000	(0.003)	43.965
三世代世帯*	0.042	(0.064)	0.187
借入金あり*	0.022	(0.045)	0.664
末子0-3歳*	-0.090	(0.104)	0.043
末子4-6歳*	-0.051	(0.116)	0.064
末子7-12歳*	-0.106*	(0.056)	0.206
末子13-18歳*	-0.019	(0.052)	0.210
時間当たり賃金(対数)	-0.359***	(0.056)	6.651
完全失業率	-0.012	(0.028)	3.432
大都市*	-0.072	(0.055)	0.246
定数項	5.478***	(0.549)	
決定係数	0.2374		
サンプル数	423		

注) 最小自乗法による推定。*印の説明変数はダミー変数。()内は不均一分散修正後の標準誤差。対象は20~59歳の有配偶女性で、『公的年金加入状況等調査』でパート、その他(アルバイト)と回答した者について。***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを意味する。

のであり、一般的な労働供給関数の推定とは異なる。就業しているサンプルのみを使用して労働供給関数を推定すると、サンプル・セレクション・バイアスが伴うことが知られており、結果の解釈には注意が必要である。

推定結果とサンプルの要約統計は表4に示す通りである。まず、賃金率の係数は有意に負であり、パートタイム労働者やアルバイトとして就業する有配偶女性は、賃金上昇に対しておしなべて労働時間を短縮する傾向にあることがわかる。労働時間の賃金弾力性は-0.36で、安部・大竹(1995)で推定された-0.24~-0.66の範囲に入っている。さらに、「夫・第2号ダミー」の係数も有意に負となっている。すなわち、夫が第2号被保険者である場合、属性や賃金率をコントロールした上でもなお、妻の労働時間は22%短いことを示しており、第3号被保険者の地位をはずれないために労働時間を調整している様子がうかがわれる³⁾。

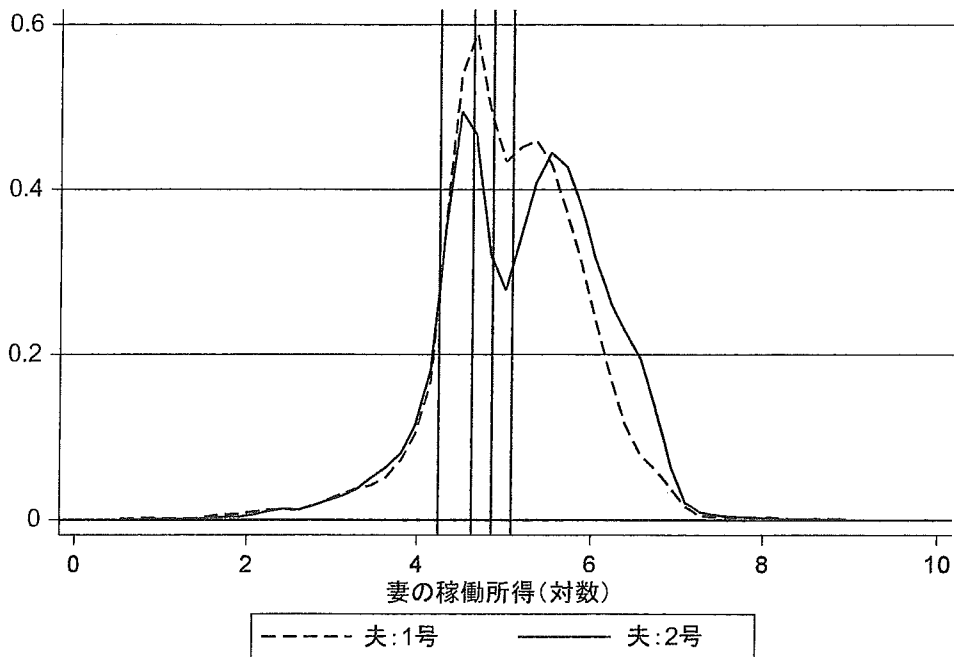
このほかの説明変数については、夫の所得を合

めて労働時間に及ぼす影響は有意には観察されない。

3 稼働所得に及ぼす影響

さいごに、有配偶女性全体を対象として、夫が第1号である場合と第2号である場合の妻の稼働所得分布の違いをカーネル密度推定により検討する⁴⁾。カーネル密度推定はノンパラメトリック推定の一手法であり、パラメトリック推定と比較して先験的にモデルを特定化する必要がなく、極めて弱い制約のもとでモデル構造を推定することができる(元山・両角, 2002)。所得税や社会保険料負担、企業の配偶者手当などに影響されて、妻の稼働所得分布はパラメトリックなモデルが想定するような分布をとっていない可能性が高い。実際、夫婦の所得分布を描いた小原(2001)は、夫の所得分布が左右対称に近い形をしているのに対し、妻の所得分布はイレギュラーな形をしていることを示している。

図3は稼働所得のある妻の所得分布の差を



注) 図の縦線は、左から90万円、103万円、130万円、163万円に相当する。対象サンプルは、夫が1号か2号の妻で、稼働所得があり、現在就業している6,351人(1号の妻1,543人、2号の妻4,808人)。

図3 妻の年収分布(カーネル推定量)

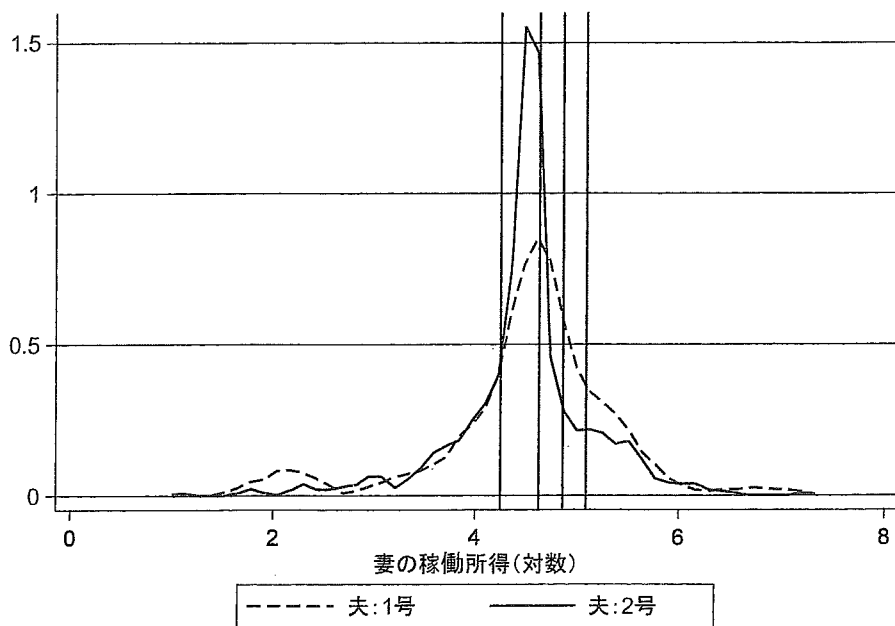
Kernel推定量で示したものである。どちらについても山が二つあるパターンとなっているが、全体的に、夫が第1号被保険者である妻のほうが、夫が第2号である妻よりも所得が低い傾向にあり、また、所得分布の範囲も狭い。興味深いことに、夫が第1号であるか第2号であるかを問わず、妻の所得分布は103万円の壁で大きなピークを示しており、夫が第1号の場合でも妻は自分の所得を非課税限度額内に収める傾向が強い。一方、103~130万円、あるいは130~163万円といった範囲においては、夫が第1号である妻のほうがより多く分布している。この範囲は第2号の妻であれば所得税や社会保険料負担、配偶者手当の支給停止などから世帯所得に逆転現象が生じる、いわゆる「稼ぎ甲斐のない」所得水準であることが影響しているとみられる。

ところでこのグラフは正規職員・パートといった従業上の地位にかかわらず、就業者全体で示しているが、サンプルを「1月以上1年未満の契約雇用者」および「日々または1月未満契約雇用

者」に限定すると、二つ目の山は消失し、夫が第1号である妻と比較して第2号の夫をもつ妻が103万円の壁以内に所得調整している状況が顕著になる(図4)。すなわち、就業者全体でみたときの二つ目の山は、正規職員として就業している妻の所得が集中する階層をそれぞれ示していたことになる。

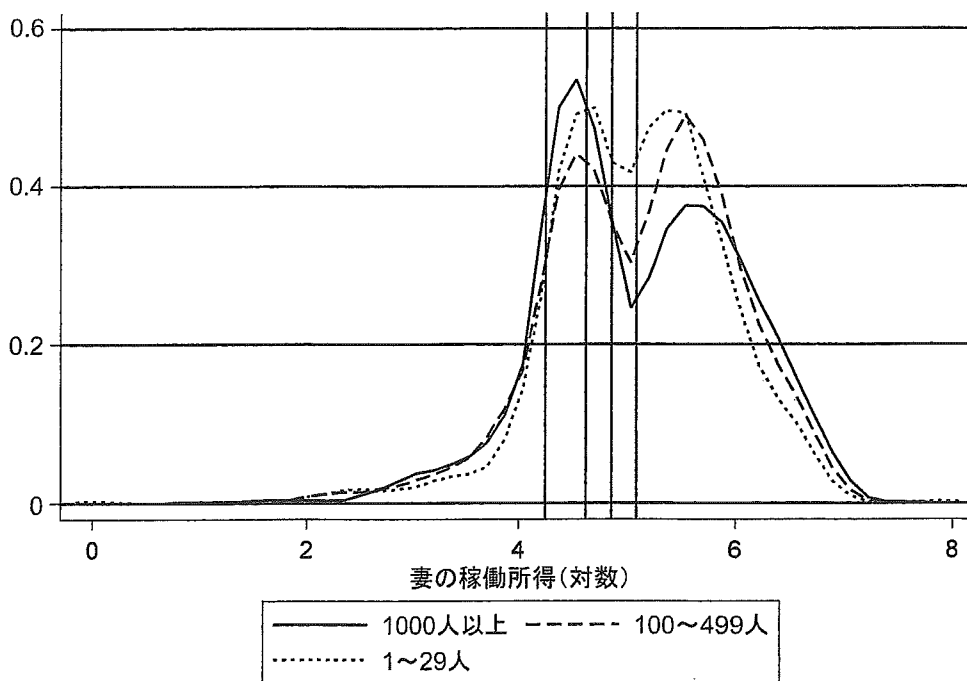
さらに夫が第2号である場合に限定して夫の勤め先の企業規模別に妻の稼働所得分布を観察すると、企業規模が大きくなるにつれて103~163万円の範囲の分布が少なくなり、夫が1,000人以上の規模の企業に勤めている場合、妻の年収分布は103万円で大きなピークをもつ(図5)。

一般に、企業の配偶者手当の支給率や支給額は企業規模と密接な関係にあることが知られており、大企業になるほど配偶者手当打ち切りが世帯所得に及ぼす影響は大きい⁵⁾。図の分布はこうした制度的な誘因を反映したものと考えられる。また、大企業勤務者ほど所得水準が高いため、103万円の壁を超えることによる限界税率の上昇



注) 図の縦線は、左から90万円、103万円、130万円、163万円に相当する。対象サンプルは、夫が1号か2号の妻で、稼働所得があり、現在、1月以上1年未満あるいは日々または1月未満の契約雇用者である755人(1号の妻100人、2号の妻655人)。

図4 妻の年収分布(カーネル推定量)：パートタイマー等



注) 図の縦線は、左から90万円、103万円、130万円、163万円に相当する。対象サンプルは、夫が2号で夫の勤め先の企業規模が不詳でなく、稼働所得がある4,706人。

図5 妻の年収分布(カーネル推定量)：夫の勤め先の企業規模別

幅が大きいことも、こうした分布となる一因とみられる。

なお、妻の稼働所得の二つ目のピークは、夫が大企業に勤めている妻ほど高所得に偏る傾向があり、夫婦ともに正規職員として就業しているカップルでは、夫と妻の所得水準に正の相関があることが示唆される⁶⁾。

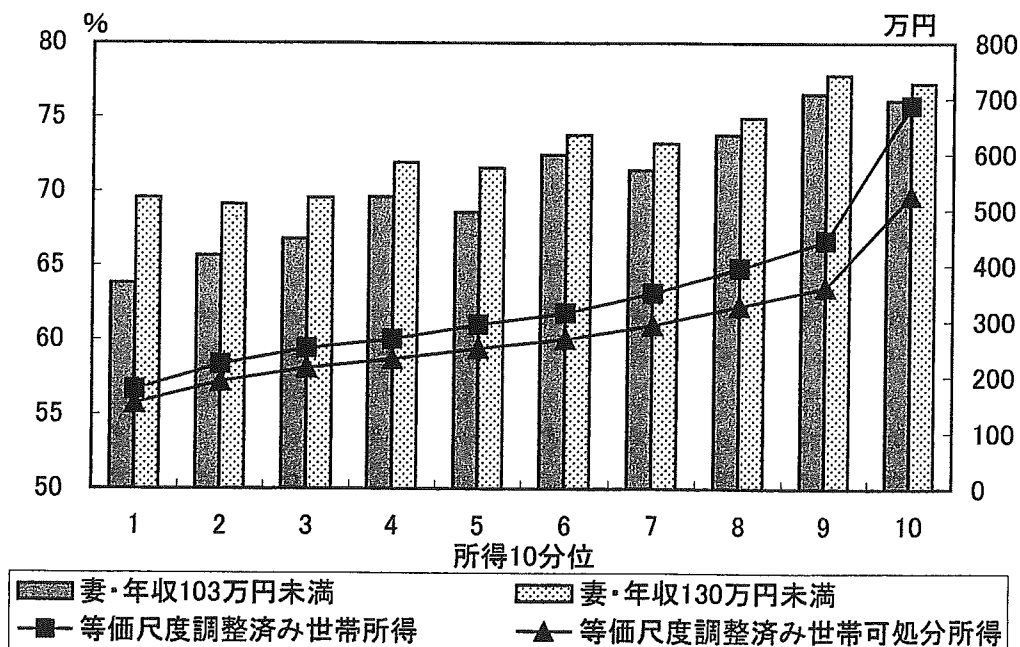
4 分配的考察

以上では、税制や社会保障制度が有配偶女性の就業決定や労働供給に及ぼす影響を把握し、妻の稼働所得のパターンについて検討してきた。本節では、『基礎調査』にもとづき、これらの制度要因がもたらす便益の帰着について、夫と妻の所得から予備的な考察を行う。

しばしば引用される国税統計では、給与所得階級が高い層ほど配偶者控除・配偶者特別控除の適用率も高く、これらの控除は高所得層を優遇するものだといわれている(樋口, 1995)。ただし国税統計は個人ベースの給与所得に基づいているため、世帯ベースでの所得分布に両控除がどのよう

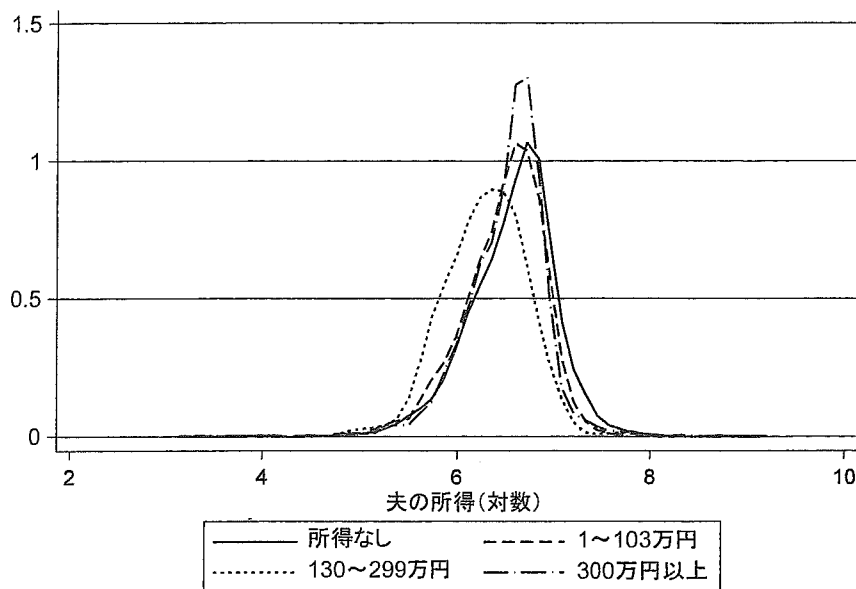
な影響を与えているかを把握することはできない。

そこで夫が第2号被保険者であり、妻が20~59歳である世帯に限定して、夫の所得分位別に配偶者控除が適用可能な妻の割合を示したものが図6である。図中、「妻・年収103万円未満」は妻が無所得の場合を含めて年収103万円未満であることを意味し、「妻・年収130万円未満」は同じく年収130万円未満であることを意味している。前者の場合、夫には配偶者控除や配偶者特別控除が適用されている可能性が高く、後者の場合は、妻は第3号被保険者として年金保険料を負担していない可能性が高い⁷⁾。図に示されているように、等価尺度で調整した世帯所得と世帯可処分所得は、夫の所得分位とともに上昇する傾向にあるので、夫が高所得である世帯は生活水準も高いことがわかる。全体として、夫の所得分位があがるほど、両控除や第3号の適用を受けているとみられる妻の割合は高い。したがって、既存研究でも指摘されている通り、夫が高所得である世帯ほど、税制や社会保障制度からより多くの便益を得ているといえる。



注) 夫が第2号被保険者である妻について。等価尺度調整済み世帯所得と世帯可処分所得は、以下の等価尺度(EQV)で除して算出。 $EQV = 1 + 0.7 \times (18 \text{ 歳以上世帯員数} - 1) + 0.5 \times (18 \text{ 歳未満世帯員数})$

図6 夫の所得分位別・配偶者控除が適用される妻の割合



注) 夫が第2号である40~54歳の妻(5,329人)について。

図7 夫の所得分布(カーネル推定量):妻の稼働所得階級別

さらに、ライフステージの違いや年功賃金の影響を除くために、妻が40~54歳の年齢階層について、妻の稼働所得階級別に夫の年収のKernel推定量を示したものが図7である。図では妻が無所得(無業)である場合に夫の所得が最も高いように分布している。一方、妻が103万円の壁に収まる範囲で就業している場合は、妻が無職の場合と比較して夫の所得はやや低くなる。注目されるのは、妻の所得が130~299万円の場合に夫の所得が顕著に低いことである。税制や社会保障制度によるメリットを受けることができないにもかかわらず、妻が130~299万円を稼ぐ世帯は、30代夫婦で10%、40~54歳の夫婦で15%存在する。これらの世帯では夫の所得が低いため、税・社会保険料負担を覚悟の上でより多くの所得を稼ぐ必要性に迫られているのだとみられる。しかしながら妻の所得が300万円を超えると、夫の所得は再び高まり、103万円の壁の中で妻が就業している世帯とほとんど差がなくなる。このように、夫と妻の所得が非線形の関係にあることは、これまでの研究ではほとんど指摘されてこなかったことである。無職や103万円の壁以内の就業に止まっている妻は夫が高所得な世帯に多く存在する一方で、

夫が低所得な世帯に税制や社会保障制度からメリットを受けられないグループが存在することを考えると、全体として制度要因は、分配的な観点から望ましくない影響をもっているといえる。

V 結 論

本研究の分析で明らかになった点は、以下の通りである。

- 税制や社会保障制度、配偶者手当などの慣習は、総合してみるとサラリーマンの妻の就業参加率を6.4~15%ポイント前後、引き下げている。これらの制度要因による就業抑制効果は、20~59歳の有配偶女性全体の4.5~10%に相当する規模になる。
- 夫が第2号である場合、夫が第1号である場合と比較して妻は130万円以上稼ぐ傾向が弱く、逆に103万円の壁に収まる傾向が強い。
- 夫が第2号である世帯では、パートやアルバイトとして働く妻の労働時間は制度的要因により20%程度抑制されている。また、賃金が上昇する際には、労働時間短縮による就業調整をする傾向にある。

- ・夫の所得と妻の所得は非線形な関係にあるが、全体としてみると、103万円や130万円の壁のメリットを受けているのは比較的夫が高所得の世帯に多く、配偶者控除や配偶者特別控除、第3号被保険者制度がもたらす便益の帰着を評価すると、分配的な観点からは問題がある。

これらの発見はいずれも既存研究と整合的であり、有配偶女性について、夫の年金タイプや所得を明示的に取り込んだ形で税制や社会保障制度、配偶者手当による就業調整の実態を明らかにし、分配的な考察を行った点が新たな貢献といえる。今後の研究課題としては、年収制限が変更された前後の複数年次のデータを使用し、DIDによる制度変更の影響を把握することが考えられる。

【補論】「差の差分」による就業決定要因の分析

Ⅲで行ったような「夫・第2号ダミー」による分析では、制度以外の要因に由来する第1号世帯と第2号世帯の間の系統的な差まで制度要因の影響に帰することになり、バイアスが含まれる可能性がある。そうしたバイアスを除去するため、この補論では「差の差分」(difference-in-differences: DID)の手法を用い、税制や社会保障制度が有配偶女性の労働供給に与える影響を「有配偶女性・未婚女性」、「第1号世帯・第2号世帯」の比較を通じて把握する。

DIDにおいては、外生的な制度変更を除いてcontrol groupとtreatment groupが同質的な集団であることが重要である⁹⁾。本補論のDIDサンプルは、厳密なサンプル選択方針に従って極力、同質性を保つように設計されている。サンプルとなる女性はいずれも主たる生計維持者ではなく、世帯の中であって被扶養者となりうる立場にある(なお、後述するようにDIDのサンプルから学生は除外されている)。ここで未婚女性は、労働供給を決定するにあたり、有配偶女性のように配偶者控除や配偶者特別控除、配偶者手当の減額や第3号からはずれる可能性を考慮する必要はない。また、就業しない場合は、1号世帯か2号世帯かに関わりなく国民年金保険料を負担しなくてはならない。この意味で未婚女性はcontrol groupで

ある。一方、有配偶女性の場合は2号の妻だけがこれらの制約を考慮しなくてはならないという意味でtreatment groupである。具体的には、以下のような方針に従ってデータからなるべく同質的な条件を備えた女性サンプルを抽出し、そのうち未婚女性をcontrol group、有配偶女性をtreatment groupとする⁹⁾。

- ・20～59歳の女性。学生や世帯の最多所得者であるケースは除外。
- ・有配偶女性の場合は「世帯主の妻」、未婚女性の場合は「世帯主の子」である者。
- ・世帯主が国民年金の第1号被保険者か第2号被保険者である世帯で、無職の場合は除外。
- ・世帯主の年収が1,231万円以上の世帯は除外。
- ・世帯人員が7人以上の世帯は除外。
- ・有配偶女性の場合は、「夫婦のみ世帯」もしくは「夫婦と未婚の子のみの世帯」に、未婚女性の場合は、「夫婦と未婚の子のみの世帯」もしくは「ひとり親と未婚の子のみの世帯」に限定。すなわち、世帯主が主たる生計維持者である世帯に限定し、三世帯世帯や単身世帯、極端に世帯規模の大きい世帯を除くことで、扶養関係の違いによる税控除や社会保険料負担の差をコントロールする。こうして得られたサンプルは12,017人である。サンプルの要約統計は配偶関係別に付表1に示す通りである。

制度要因の影響は、世帯主が国民年金の第1号被保険者である世帯と第2号被保険者である世帯間での両グループの労働力率の差($(P_{m1}-P_{m2})-(P_{s1}-P_{s2})$)として計測される(次頁表参照)。

したがって、就業決定関数をつぎのように特定化してProbitで推定する。

$$P = \delta_0 + \delta_1 \text{Married} + \delta_2 \text{EPI} + \delta_3 (\text{Married} * \text{EPI}) + X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

Married は妻であることを示すダミー変数であり、*EPI* は被用者年金(共済組合を含む)に加入する国民年金の第2号被保険者を示すダミー変数である。*X*はその他の属性を含む説明変数から成るベクトルである。ここで注目されるのは第2号被保険者の妻を示す交差項の係数(δ_3)であり、これが有意に0と異なるかどうかを検定する。

付表1 使用変数の要約統計

変数名	有配偶		未婚	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
就業状態(就業=1, 不就業=0)	0.463	0.499	0.862	0.345
世帯主・第2号被保険者(基準:第1号)	0.815	0.389	0.752	0.432
世帯主所得(対数)	6.265	0.525	6.204	0.675
世帯主所得(万円)	589.262	253.232	586.375	290.637
世帯人数	3.411	0.981	3.659	0.807
年齢	42.199	9.588	24.572	3.417
大都市(基準:大都市以外)	0.205	0.404	0.213	0.410
都道府県別完全失業率	3.419	0.745	3.432	0.763
サンプル数	10,180		1,837	

	労働力率	
	第1号被保険者世帯	第2号被保険者世帯
Treatment group (有配偶女性)	P_{m1}	P_{m2}
Control group (未婚女性)	P_{s1}	P_{s2}

推計結果は付表2に示す通りである。 X に相当する説明変数として、世帯主所得(対数)、世帯員数、年齢、大都市ダミー、そして地域の労働力需給を反映させるために平成9年の都道府県別失業率を使用している¹⁰⁾。また、(1)式は誘導型の就業決定関数となっているが、年齢が就業決定に及ぼす効果は未婚の場合と既婚の場合で異なると考えられるので、年齢と有配偶ダミーとの交差項を含めている。

注目される δ_3 の推定値は有意に負であり、限界効果は-13.8%ポイントである。すなわち、税制や社会保障制度、配偶者手当などの慣習は、総合してみるとサラリーマンの妻の就業参加率を14%ポイント前後、引き下げていることになる。

なお、制度要因をDIDで分析する際には、制度変更前後の2時点のデータを使用することが多いが、クロスセクション・データによるDIDの例としてはHanratty(1994)がある。クロスセクション・データのDIDの場合、内生性が問題となるので、本稿では配偶状況(未婚か既婚か)、世帯主の公的年金加入状況(1号か2号か)について、操作変数法によるチェックをした。具体的には、①配偶状況(未婚か既婚か)の操作変数として住居状況(持ち家、給与住宅、民間賃貸等)

付表2 就業決定のDID推定結果

被説明変数:就業・不就業状態(就業=1, 不就業=0)

	係数	限界効果
妻(基準:未婚)*	-2.753*** (0.290)	-0.622
世帯主・第2号被保険者 (基準:第1号)*	0.187** (0.086)	0.074
妻*×第2号*	-0.353*** (0.091)	-0.138
世帯主所得(対数)	-0.196*** (0.027)	-0.078
世帯員数	0.007 (0.013)	0.003
年齢	-0.043*** (0.011)	-0.017
妻*×年齢	0.061*** (0.011)	0.024
大都市(基準:大都市以外)*	-0.134*** (0.031)	-0.054
都道府県別完全失業率	-0.131*** (0.017)	-0.052
定数項	3.701*** (0.331)	
対数尤度	-7541.5	
サンプル数	12,017	

注) *印の説明変数はダミー変数。ダミー変数についての限界効果は、0の値の場合と1の値の場合の差。()内は不均一分散修正後の標準誤差。***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを意味する。

を用いた推定、②世帯主の公的年金加入状況(1号か2号か)の操作変数として地域ブロックを使用した推定、の2通りを行い、それぞれについてHausman検定を行った。操作変数法における「有配偶・世帯主2号」を示す変数の限界効果は、①で-13.3%、②で-14.3%となった。しかしながら検定の結果、配偶状況(有配偶・未婚)は内生変数であることを棄却できなかった。すなわち、DIDによる分析にもバイアスが伴っていたことになる。

付記

本稿で使用した『平成10年国民生活基礎調査』および『平成10年公的年金加入状況等調査』の個票は、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「社会経済変化に対応する公的年金のあり方に関する実証研究」(主任研究者：府川哲夫、国立社会保障・人口問題研究所部長)において目的外使用申請を行い、許可を得て筆者が再集計したものである。

本稿の作成に当たっては、安部由起子先生(亜細亜大学)、鈴木亘先生(大阪大学)から有益なコメントを頂戴した。また、田宮遊子氏(お茶の水女子大学)に資料作成を手伝っていただいた。記して感謝申し上げます。もちろん、残りうる誤りはすべて筆者の責任である。

注

- 1) 20~59歳の第3号被保険者のうち、年収が130万円を超える者は6.4%存在する。しかしながら、ここでの年収は調査前年のものであり、時間的なラグがあることに注意が必要である。つまり、前年は第2号で130万円以上の所得を得ていたが、結婚退職などで調査時点では第3号になっているようなケースもあるとみられる。現在就業している者に限定すると前年の年収が130万円以上の者は第3号全体の2.8%に過ぎず、少なくとも年収要件に関して基準違反となっているケースはそれほど多くないと見られる。
- 2) このサンプルの代表性を確認する意味で、同様の属性をもつ『基礎調査』サンプル(リンクージュできなかったサンプルも含まれる)との比較も行った。なお、『基礎調査』では、『加入調査』のように「パート、アルバイト」といった区分はしていないが、従業上の地位のうち「1月以上

1年未満の契約雇用者」あるいは「日々または臨時雇い」がこれに該当すると仮定している。その結果、夫の所得は『基礎調査』サンプルよりもリンクージュされた『加入調査』サンプルの方が低い(前者は665万円、後者は643万円)ことを除くと、妻の年齢や末子の年齢構成など世帯属性の面で有意な差は観察されなかった。

- 3) 本研究が分析対象とする1998年(平成10年)時点では、法定労働時間は週40時間であるが、特例措置対象事業場では週46時間労働であった。したがって、社会保険加入の際に「常用労働者の4分の3以上」とされる労働時間要件も、勤め先が通常の事業場である場合には週30時間(40時間×3/4=30)であったはずであるが、特例措置対象事業場である場合には週34.5時間(46時間×3/4=34.5)だったことになる。
- 4) 変数 x の一般的なカーネル密度推定量は、下記のように表すことができる。

$$\hat{f}_h(x_0) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x_0}{h}\right) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K(\varphi_i)$$

ここで h はバンド幅、 $K(\cdot)$ はカーネル関数と呼ばれる。カーネル関数には様々なものがあるが、本稿ではEpanechnikovカーネルを使用している。また、バンド幅としては $h = n^{-1/5} \cdot 0.9 \min[\sqrt{\text{variance}_x}, (75\text{percentile} - 25\text{percentile})/1.349]$ を使用している。具体的なバンド幅は、図3が0.137、図4が0.083、図5が0.153、図7が0.070である。

- 5) 平成9年『賃金労働時間制度等総合調査』(旧労働省)によると、調査対象企業のうち配偶者手当制度のある企業の割合は76.6%であるが、企業規模が大きいほどその割合は高く、1,000人以上の大企業では92.2%に達する。また配偶者手当を支給する企業における1企業平均の「配偶者手当額」は平均10,500円だが、企業規模別にみると、1,000人以上17,400円、300~999人14,200円、100~299人11,100円、30~99人9,600円で、1,000人以上は30~99人の約1.8倍の額となっている。
- 6) 近年における高所得カップルの増加については小原(2001)参照。
- 7) ただし妻の労働時間が把握できないため、4分の3条項の適用により厚生年金の第2号被保険者となっている妻が混在している可能性は排除できない。
- 8) DIDにまつわる問題点は、大日(2001)が詳しい。
- 9) ここでは未婚女性の労働供給は、世帯主(親)が第1号であるか第2号であるかによって影響されないと仮定している。実際、未婚女性における1号世帯と2号世帯の労働力率の差は小さい。
- 10) 樋口ほか(2001)では6歳未満の子供ありダミ

ーを含めているが、本稿はクロスセクション・データを使用しているため、子供ありダミーと treatment group を示す妻ダミーが線形結合となり、使用できない。

参考文献

- Abe, Yukiko (2002) "The Effects of the 1.03 Million Yen Ceiling in A Dynamic Labor Supply Model," 日本経済学会 2002 年度秋季大会報告論文。
- Akabayashi, Hideo (2001) "How Do Japanese Wives Respond to the Allowance of Spouse? A Structural Estimate of Labor Supply and a Test of a Unitary Household Model," 日本経済学会 2001 年度秋季大会報告論文。
- Hanratty, Maria J. (1994) "Social Welfare Programs for Women and Children: The United States versus France," in Rebecca M. Blank ed., *Social Protection versus Economic Flexibility*, Chicago: The University of Chicago Press, pp. 301-332.
- 赤林英夫 (2003) 「社会保障・税制と既婚女性の労働供給」, 国立社会保障・人口問題研究所編『選択の時代の社会保障』, pp. 113-133。
- 安部由起子 (1999) 「女性パートタイム労働者の社会保険加入の分析」『季刊社会保障研究』 Vol. 35, No. 1, pp. 77-95。
- (2002) 「パート労働者の年金保険・健康保険・雇用保険加入」, 小椋正立・デービッド・ワイズ編『日米比較 医療制度改革』, 日本経済新聞社, pp. 87-131。
- ・大竹文雄 (1995) 「税制・社会保障制度とパートタイム労働者の労働供給」『季刊社会保障研究』 Vol. 31, No. 2, pp. 120-134。
- 大日康史 (2001) 「失業給付が再就職先の労働条件に与える影響」『日本労働研究雑誌』 No. 497, pp. 22-32。
- 金子能宏 (2003) 「女性パートタイム労働の現状を踏まえた雇用政策と年金制度の役割」, 国立社会保障・人口問題研究所編『選択の時代の社会保障』, pp. 71-89。
- 神谷隆之 (1997) 「女性労働の多様化と課題」『フィナンシャル・レビュー』 (December), pp. 29-49。
- 小原美紀 (2001) 「専業主婦は裕福な家庭の象徴か?」『日本労働研究雑誌』 No. 493, pp. 15-29。
- 永瀬伸子 (1997) 「パート賃金はなぜ低いのか? 諸制度の足かせ」, 雇用促進事業団『国際化の進展と労働市場——制度政策の影響』, (財) 統計研究会, pp. 159-191。
- 樋口美雄 (1995) 「「専業主婦」保護政策の経済的帰結」, 八田達夫・八代尚宏編『「弱者」保護政策の経済分析』, 日本経済新聞社, pp. 185-219。
- 樋口美雄・西崎文平・川崎 暁・辻 健彦 (2001) 「配偶者控除・配偶者特別控除制度に関する一考察」, 景気判断・政策分析ディスカッション・ペーパー, DP/01-4, 内閣府政策統括官 (経済財政—景気判断・政策分析担当), 2001 年 8 月。
- 元山 斉・両角良子 (2002) 「ノンパラメトリック回帰—カーネル法の理論と実践—」, 美添泰人・大瀧雅之編『家計のミクロ統計分析』, (財) 統計情報研究開発センター, pp. 127-158。
- (おおいし・あきこ 国立社会保障・人口問題研究所社会保障基礎理論研究部第 2 室長)