

厚生年金分割制度の成立は妻の立場を優位にしたか¹⁾

坂本 和靖

(財団法人 家計経済研究所 研究員)

1. はじめに

2007年4月、厚生年金分割制度が開始された。この制度(「合意分割制度」)は、2007年4月以降に離婚した者を対象に、「夫婦間の合意」か「裁判所の決定」があれば、婚姻期間中の当事者の厚生年金(共済年金)の標準報酬¹⁾を分割できる制度である(最大2分の1まで)。さらに、2008年4月には、新たな年金分割制度として、「3号分割制度」が開始された。これは、国民年金の第3号被保険者(サラリーマンの妻など)であった者を対象に、2008年5月以降に離婚した場合、第3号被保険期間中(2008年4月以降)の相手方の厚生年金(共済年金)の標準報酬を自動的に2分の1ずつ分割できる制度となっている。これらの制度は、離婚後の妻の高齢期生活を(夫の厚生年金を分割することで)補助することを目的としている。

離婚後に妻が得られる利得が増えることで、何が起きるのか。考えられる帰結として、第一に、妻(パート就業・専業主婦)にとって、離婚に対する金銭的インセンティブが高くなる。なぜなら、離婚に際し、相当額の財産分与・慰謝料がない場合、老後は老齢基礎年金の受給のみで生活しなければならず、妻は経済的不安から離婚に踏み切りにくかったが、この制度により、夫の厚生年金の一部も受給できることで、多少なりとも、経済的不安が軽減され、離婚に踏み出しやすくなるからである。

第二に、「離婚」という選択肢が(制度施行前に比べて)現実味を帯びることで、夫婦間関係における力関係に影響し、世帯内における資源配分(余暇時間、支出、貯蓄)が妻にとって有利なものとなることが予想される²⁾。本稿の興味は後者の点にある³⁾。

ここでは、2007年10月に実施された『消費生活に関するパネル調査(Japanese Panel Survey of Consumers、以下JPSC)』の第15回調査分および前年の調査分(第14回、2006年)を用いて、年金分割制度(合意分割制度)の実施が世帯内における資源配分行動に与える影響について考察する。

本稿の構成は以下の通りである。具体的な分析に入る前に、第2節では、厚生年金分割制度の実情について簡単に触れたい。その後、第3節では、制度改正が世帯内における資源配分行動に与える影響を考察した先行研究の整理、第4節では、分割制度実施前後で、世帯内の資源配分にどのような影響を与えたか記述統計量からの考察、第5、6節では、Propensity Score Matching推計を用いて制度による影響を考察したい。

2. 厚生年金分割制度の実情⁴⁾

厚生年金分割制度は本当に女性の利得を高くする制度といえるのか。具体的な数字を挙げながら考えていきたいと思う。20歳から60歳までサラリーマンとして働いていた夫(平均標準報酬月額=36万円)と40年間連れ添った専業主婦をモデルケ

ースとして扱くと、離婚せずに、結婚関係を継続させた場合は、夫は老齢基礎年金6万6,000円に加えて、老齢厚生年金10万円、妻は老齢基礎年金6万6,000円に加え、振替加算1万円、2人合計して24万2,000円が給付されることとなる。一方、離婚した場合、年金分割によって妻分として増額するのは、分割された「老齢厚生年金」分のみ（月あたり最大5万円）、妻自身の基礎年金6万6,000円と合わせると、合計11万6,000円となる⁵⁾。

上記の点を踏まえると、（合計金額が半分に分割されるという想定の下では）婚姻関係を続けた方が利得が大きいといえる（12万1,000円>11万6,000円）。さらに加給加算、あるいは妻自身が働いている場合などを考慮すると、結婚継続した場合と離婚した場合の利得は相対的に前者の方が大きくなる。しかしながら、婚姻関係を継続したとしても、必ずしも年金が半分に分割されているとは限らない。また離婚時に、財産分与・慰謝料として、住宅などを譲渡される場合、居住費を大きく抑えることができるため、先に挙げた年金額でも少ない金額とはならない。法律によって、半分の年金分割が保障される意義は大きい。

離婚といってもその形態は人それぞれであるため、ファイナンシャルプランナーなどの専門家の中でも、年金分割制度によって、一概に離婚後の利得が高まるかという判断が難しいとされている。しかしながら、少なくとも、専業主婦やパート就業者の妻にとっては分割制度開始前と比べ、離婚した場合における利得が増加することには変わりはない。本稿では、この利得の上昇が有配偶世帯内における資源配分に与える影響についてみることにする。

3. 先行研究

本節では、年金や離婚制度に関する制度変更に伴う、世帯内の資源配分の変化について扱った先行研究の整理を行いたい。Aura (2005) では、アメリカでの年金関連法の改正（退職公平法 Retirement Equity Act、以下 REACT⁶⁾）によって、既婚の年金制度加入者の配偶者に遺族給付

の権利を付与されることが、世帯内の資源配分にどのような影響を与えているかについて、Nash Bargaining Modelを用いて検証している。この改正は、妻が年金受給を放棄するとした同意書を提出しない限り（署名要件）、死亡するまで夫婦間で半分の年金額の受給が保障されるものであった。

Aura (2005) では、REACTの署名要件が、妻の“Outside Option”（離婚した場合の妻の相対的な効用レベル (McElroy and Horney 1981)）を向上させ、Nash Bargaining Model下では、妻の効用は高くなったことを示し、実証分析において、REACTは寡婦状態への所得移転の額（遺族年金と生命保険の合計）を増加させ、また、妻の個人消費をも増加させる結果を導いた。

年金改正だけでなく、アメリカの州別の離婚法の変更（Mutual-Consent Divorce【合意によってしか離婚が認められない】からUnilateral Divorce【一方の意思のみでも離婚が認められる】への変更）も“Outside Option”を高めるものとして、Grey (1998) やWolfers (2006) では、離婚法の違いが離婚行動に与える影響について検証している。

また、Chiappori, Fortin and Lacroix (2002) では、Collective Modelを用いて、離婚する際の規定のみならず、離婚後の共有財産権の扱いなどを“Distribution Factors”（互いの効用や予算制約は変えないが夫婦の交渉関係を変えるもの。Extrahousehold Environmental Parameters (McElroy 1990) ともいわれる) として用い、女性にとって望ましい離婚制度は、有配偶女性の労働時間を削減するとしている。

さらに、Tjøtta and Vaage (2008) では、ノルウェーのパネル調査を用いて、子どものいる世帯への公的移転（児童扶養手当など）が離婚に与える影響をみており、公的移転額が多いほど、離婚確率が上昇し、またその移転が夫の分より妻の分が多いほど離婚確率が高くなることが証明されている。

同じく年金制度の改正の影響を考察した研究と

図表-1 Treatment GroupとControl Group

| | 年金分割制度 実施前 (2006年度) | 年金分割制度 実施後 (2007年度) |
|-----------------|---------------------------|---------------------------|
| Treatment Group | Y 1, 2006 | Y 1, 2007 |
| Control Group | Y 0, 2006 | Y 0, 2007 |

図表-2-1 支出変化(厚生年金の加入別)

| | 妻の支出金額 (千円/月あたり) | | | |
|------------|------------------|-------------------|-------------------|---------|
| | 厚生年金加入 | 厚生年金加入 第2号被保険者 | 厚生年金加入 第3号被保険者 | 厚生年金非加入 |
| Before | 14.7 | 22.2 *** | 11.7 * | 14.8 |
| After | 16.0 | 24.8 ** | 12.2 *** | 17.6 |
| Difference | 1.3 | 2.6 | 0.5 | 2.8 |
| DID | -1.5 | -0.2 | -2.3 | |

| | 妻の支出 割合(%)【妻分÷世帯分】 | | | |
|------------|--------------------|-------------------|-------------------|---------|
| | 厚生年金加入 | 厚生年金加入 第2号被保険者 | 厚生年金加入 第3号被保険者 | 厚生年金非加入 |
| Before | 5.9 | 8.3 *** | 4.8 | 5.2 |
| After | 6.3 | 8.7 *** | 5.2 | 5.7 |
| Difference | 0.5 | 0.4 | 0.3 | 0.6 |
| DID | -0.1 | -0.2 | -0.2 | |

婦無仮説を「厚生年金非加入」の平均値と同じとするt検定:*** (1%基準)、** (5%基準)、* (10%基準)で棄却

図表-2-2 貯蓄・有価証券変化(厚生年金の加入別)

| | 妻の貯蓄・有価証券 金額(万円) | | | |
|------------|------------------|-------------------|-------------------|---------|
| | 厚生年金加入 | 厚生年金加入 第2号被保険者 | 厚生年金加入 第3号被保険者 | 厚生年金非加入 |
| Before | 129.9 * | 181.0 *** | 104.5 | 84.2 |
| After | 141.0 * | 190.0 *** | 116.5 | 85.1 |
| Difference | 11.1 | 9.0 | 12.0 | 0.9 |
| DID | 10.2 | 8.1 | 11.1 | |

| | 妻の貯蓄・有価証券 割合(%)【妻分÷世帯分】 | | | |
|------------|-------------------------|-------------------|-------------------|---------|
| | 厚生年金加入 | 厚生年金加入 第2号被保険者 | 厚生年金加入 第3号被保険者 | 厚生年金非加入 |
| Before | 20.9 | 29.8 * | 17.4 ** | 23.7 |
| After | 20.8 | 29.9 * | 17.2 ** | 23.3 |
| Difference | -0.1 | 0.1 | -0.2 | -0.4 |
| DID | 0.4 | 0.5 | 0.2 | |

婦無仮説を「厚生年金非加入」の平均値と同じとするt検定:*** (1%基準)、** (5%基準)、* (10%基準)で棄却

しては、南アフリカの高齢者年金プログラムの改正(受給対象者の拡大、資産調査や受取年金額の公平化)による、世帯内資源の配分への影響をみた一連の研究がある。Duflo (2003)では、年金プログラムの改正による非労働所得の増加が、同居孫の栄養状態に与える影響を検証し、受給者が女性(祖母)である場合、女子(孫)の身体的状

態に正の影響を与えることが確認された(祖父による男子への影響はみられなかった)。Bertrand, Mullainathan and Miller (2003)では、南アフリカにおける年金プログラムが、年金受給者と同居している生産年齢者の労働時間の抑制に働いており、特にその長子の労働時間の減少分が大きくなるなど、制度改正に伴い、資源配分の変化を示している。

本稿では、2007年4月から実施された、厚生年金分割制度(「合意分割制度」)は、夫婦間の交渉関係に影響し、妻側の“Outside Option”が高まることで、世帯内における資源(特に妻の支出、貯蓄、余暇時間)に影響が生じるかどうか、生じるならば、それは妻にとって有利なものであるかについて検証したい。

4. 年金分割制度前後の支出配分の変化

(1) 厚生年金の加入別

年金分割が実施した

2007年4月以降とそれ以前の世帯内における支出配分を比較するべく、JPSCの第14回調査(2006年10月実施)と第15回調査(2007年10月実施)の情報をを用いた。ここで用いた対象者は、2つの調査期間内(2006年~2007年)において、婚姻関係を継続させている有配偶世帯とする。

本節では記述統計量について2つの比較を行い

図表-2-3 余暇時間変化(平日/休日:厚生年金の加入別)

| 平日 | | | | |
|--------------|------------|-------------------|-------------------|---------|
| 妻の余暇時間:平日(分) | | | | |
| | 厚生年金加入 | 厚生年金加入 第2号被保険者 | 厚生年金加入 第3号被保険者 | 厚生年金非加入 |
| Before | 133.6 | 92.0 *** | 154.1 ** | 128.2 |
| After | 136.3 | 87.9 *** | 159.5 ** | 125.5 |
| Difference | 2.7 | -4.1 | 5.4 | -2.7 |
| DID | 5.4 | -1.4 | 8.2 | |

| 余暇時間 割合【妻/(妻+夫)】(%) | | | | |
|---------------------|------------|-------------------|-------------------|---------|
| | 厚生年金加入 | 厚生年金加入 第2号被保険者 | 厚生年金加入 第3号被保険者 | 厚生年金非加入 |
| Before | 53.8 | 45.4 * | 58.6 ** | 50.8 |
| After | 54.2 * | 42.6 | 59.6 *** | 46.4 |
| Difference | 0.4 | -2.8 | 0.9 | -4.4 |
| DID | 4.8 | 1.6 | 5.3 | |

| 休日 | | | | |
|--------------|-------------|-------------------|-------------------|---------|
| 妻の余暇時間:休日(分) | | | | |
| | 厚生年金加入 | 厚生年金加入 第2号被保険者 | 厚生年金加入 第3号被保険者 | 厚生年金非加入 |
| Before | 260.4 | 281.1 | 252.6 | 254.2 |
| After | 264.3 | 282.6 | 254.6 | 266.8 |
| Difference | 4.0 | 1.5 | 2.0 | 12.6 |
| DID | -8.6 | -11.1 | -10.6 | |

| 余暇時間 割合【妻/(妻+夫)】(%) | | | | |
|---------------------|-------------|-------------------|-------------------|---------|
| | 厚生年金加入 | 厚生年金加入 第2号被保険者 | 厚生年金加入 第3号被保険者 | 厚生年金非加入 |
| Before | 37.2 | 39.8 * | 36.6 | 36.2 |
| After | 37.3 | 38.6 | 36.7 * | 39.7 |
| Difference | 0.2 | -1.1 | 0.1 | 3.4 |
| DID | -3.3 | -4.5 | -3.4 | |

帰無仮説を「厚生年金非加入」の平均値と同じとするt検定:*** (1%基準)、** (5%基準)、* (10%基準)で棄却

たい。一つは、厚生年金分割制度の適用世帯、つまり夫がサラリーマンかどうか (Treatment Group: サラリーマン世帯、Control Group: 非サラリーマン世帯⁷⁾)、もう一つは、(厚生年金分割制度の適用世帯のうち) 制度の存在を認知しているものとそうでないものとする (Treatment Group: サラリーマン世帯かつ制度認知世帯、Control Group: サラリーマン世帯かつ制度非認知世帯+非サラリーマン世帯⁸⁾)。以下では、各Groupの平均値のDifference in Differences (DID) 推計から、制度開始前後における世帯内資源の変化分をみることで、制度の影響についてみていきたい。

一つ目の比較では、厚生年金分割の対象となる夫がサラリーマンである世帯 (厚生年金・共済年金加入者) をTreatment Groupとし、夫が非サラリーマンである世帯である場合をControl Groupとした比較を行っている (図表-1)。

ここでは、厚生年金分割制度前後における、有配偶世帯の3つの財 (支出 [妻]、貯蓄・有価証券 [妻]、余暇時間 [妻]) の変化についてみている。

厚生年金加入者の制度実施前後の階差 ($y_{1,2007} - y_{1,2006}$) と厚生年金非加入者の階差 ($y_{0,2007} - y_{0,2006}$) の差分 (DID: $\delta = (y_{1,2007} - y_{1,2006}) - (y_{0,2007} - y_{0,2006})$) をみると⁹⁾、支出では、-1.5 (金額)、-0.1 (割合) とむしろ減少傾向がみられたが、貯蓄 (金額: +10.2、割合: +0.4)、余暇時間 (平日、金額: +5.4、割合: +4.8) では予想通り増加傾向がみられた。

参考までに、妻を厚生年金・共済年金に加入者である場合【第2号被保険者】と、妻自身が主婦で第3号被保険者の届出をしている場合【第3号被保険者】に分類した記述統計量を併記した¹⁰⁾。

それをみると、支出¹¹⁾ (妻分) では、予想に反し、金額、割合ともに、(厚生・共済年金) 非加入世帯の増分よりも加入世帯の増加分が小さく、DIDは負の値を示している (図表-2-1)。

しかし、貯蓄・有価証券 (妻分) では、金額、割合¹²⁾ ともに、加入世帯の方が大きいことが確認

図表-3 夫婦満足度と分割制度認知度との関係

| | 単位:% | | | | | 人数 |
|-------------|---------|-------|---------|----------|-----|-----|
| | よく知っている | 知っている | あまり知らない | まったく知らない | 無回答 | |
| 非常に満足している | 4.1 | 41.8 | 36.9 | 14.8 | 2.5 | 122 |
| まあまあ満足している | 1.3 | 50.3 | 34.5 | 14.0 | 0.0 | 386 |
| ふつう | 2.0 | 51.7 | 31.6 | 13.7 | 1.1 | 358 |
| あまり満足していない | 4.8 | 48.1 | 29.8 | 17.3 | 0.0 | 104 |
| まったく満足していない | 8.9 | 51.8 | 32.1 | 7.1 | 0.0 | 56 |

図表-4-1 支出変化(年金分割制度認知 対 非認知&厚生年金非加入)

| 妻の支出金額 (千円/月あたり) | | | | |
|------------------|------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | 知っている★ | 知っている★ (第2号被保険者) | 知っている★ (第3号被保険者) | 知らない 夫が厚生年金非加入者 |
| Before | 14.0 | 22.6 *** | 10.4 *** | 15.2 |
| After | 16.0 | 24.7 *** | 12.1 *** | 16.9 |
| Difference | 2.0 | 2.1 | 1.7 | 1.6 |
| DID | 0.4 | 0.5 | 0.0 | |

| 妻の支出 割合(%)【妻分÷世帯分】 | | | | |
|--------------------|------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | 知っている★ | 知っている★ (第2号被保険者) | 知っている★ (第3号被保険者) | 知らない 夫が厚生年金非加入者 |
| Before | 5.6 | 8.4 *** | 4.3 *** | 6.0 |
| After | 6.3 | 8.2 *** | 5.1 *** | 6.3 |
| Difference | 0.7 | -0.2 | 0.8 | 0.4 |
| DID | 0.3 | -0.6 | 0.4 | |

★夫は厚生年金、共済年金加入者
 帰無仮説を「知らない、夫が厚生年金非加入」の平均値と同じとするt検定:*** (1%基準)、** (5%基準)、* (10%基準)で棄却

図表-4-2 貯蓄・有価証券変化(年金分割制度認知 対 非認知&厚生年金非加入)

| 妻の貯蓄・有価証券 金額(万円) | | | | |
|------------------|-------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | 知っている★ | 知っている★ (第2号被保険者) | 知っている★ (第3号被保険者) | 知らない 夫が厚生年金非加入者 |
| Before | 153.2 *** | 236.1 *** | 108.5 | 98.8 |
| After | 169.0 *** | 245.5 *** | 126.0 | 103.3 |
| Difference | 15.9 | 9.4 | 17.5 | 4.6 |
| DID | 11.3 | 4.8 | 12.9 | |

| 妻の貯蓄・有価証券 割合(%)【妻分÷世帯分】 | | | | |
|-------------------------|------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | 知っている★ | 知っている★ (第2号被保険者) | 知っている★ (第3号被保険者) | 知らない 夫が厚生年金非加入者 |
| Before | 23.2 * | 34.6 *** | 18.8 | 19.5 |
| After | 24.0 ** | 36.2 *** | 19.0 | 18.5 |
| Difference | 0.8 | 1.7 | 0.2 | -1.0 |
| DID | 1.8 | 2.7 | 1.2 | |

★夫は厚生年金、共済年金加入者
 帰無仮説を「知らない、夫が厚生年金非加入」の平均値と同じとするt検定:*** (1%基準)、** (5%基準)、* (10%基準)で棄却

できる(図表-2-2)。最後に余暇時間(妻分)をみると、平日では、加入世帯の余暇時間が増加しているが、休日では、一転して減少しているとい

う結果となっている(図表-2-3)。

年金分割制度開始に伴い、夫が厚生年金に加入している世帯、特に妻自身が第3号被保険者である世帯ほど、妻への財の移転が増加すると考えられた。貯蓄・有価証券、余暇時間(平日)以外では加入世帯の増分が、非加入世帯の増分を上回っていたことが確認されたが、それ以外の財では予想通りの結果が得られなかった。

(2) 年金分割制度の認知別

次に、制度実施を認知している世帯をTreatment Group、認知していない世帯をControl Groupとした比較を行った。なぜなら、第3節で挙げたような制度改正に伴う、妻の“Outside Option”を引き上げるためには、妻自身がその制度について認知している必要がある。制度自体が実施されているとしても、実際に制度の存在について認知していない限り、交渉のカードとなりやすく、その意味をなさないからである(制度の認知別に分析した事例として、坂田・

McKenzie (2006)がある¹³⁾)。JPSCの第15回調査では、厚生年金分割について、以下の設問を設けている。

図表-4-3 余暇時間変化(平日/休日:年金分割制度認知 対 非認知&厚生年金非加入)

| | 妻の余暇時間:平日(分) | | | |
|------------|--------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | 知っている★ | 知っている★ (第2号被保険者) | 知っている★ (第3号被保険者) | 知らない 夫が厚生年金非加入者 |
| Before | 140.0 * | 95.2 * | 162.2 *** | 126.1 |
| After | 140.0 | 94.4 ** | 163.5 *** | 130.5 |
| Difference | 0.1 | -0.8 | 1.3 | 4.5 |
| DID | -4.4 | -5.3 | -3.2 | |

| | 余暇時間 割合【妻/(妻+夫)】(%) | | | |
|------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | 知っている★ | 知っている★ (第2号被保険者) | 知っている★ (第3号被保険者) | 知らない 夫が厚生年金非加入者 |
| Before | 54.3 | 47.1 * | 58.6 *** | 52.4 |
| After | 54.3 | 42.7 *** | 59.9 *** | 51.9 |
| Difference | 0.0 | -4.4 | 1.3 | -0.5 |
| DID | 0.5 | -3.9 | 1.8 | |

★夫は厚生年金、共済年金加入者

婦無仮説を「知らない、夫が厚生年金非加入」の平均値と同じとするt検定:*** (1%基準)、** (5%基準)、* (10%基準)で棄却

| | 妻の余暇時間:休日(分) | | | |
|------------|--------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | 知っている★ | 知っている★ (第2号被保険者) | 知っている★ (第3号被保険者) | 知らない 夫が厚生年金非加入者 |
| Before | 264.0 | 279.5 | 257.5 | 257.0 |
| After | 274.2 | 294.8 ** | 260.2 | 258.9 |
| Difference | 10.2 | 15.3 | 2.8 | 1.9 |
| DID | 8.3 | 13.5 | 0.9 | |

| | 余暇時間 割合【妻/(妻+夫)】(%) | | | |
|------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | 知っている★ | 知っている★ (第2号被保険者) | 知っている★ (第3号被保険者) | 知らない 夫が厚生年金非加入者 |
| Before | 36.6 | 40.3 | 35.6 | 37.6 |
| After | 37.1 | 38.7 | 36.1 | 38.2 |
| Difference | 0.5 | -1.6 | 0.5 | 0.5 |
| DID | 0.0 | -2.2 | 0.0 | |

★夫は厚生年金、共済年金加入者

婦無仮説を「知らない、夫が厚生年金非加入」の平均値と同じとするt検定:*** (1%基準)、** (5%基準)、* (10%基準)で棄却

問 2007年4月より施行された離婚時の厚生年金の分割制度(婚姻期間中の厚生年金の保険料納付記録を、離婚した場合に当事者間で分割できる制度)についてご存じですか。

- 1 よく知っている
- 2 知っている
- 3 あまり知らない
- 4 まったく知らない

年金分割制度に対する認知度に関する詳細な分析は、本号掲載の福田(2008)に譲り、以下では簡単な分析にとどめたい。まずここでみておきた

いのは、夫婦関係満足度と認知度との関係についてである。

年金分割制度は離婚後における年金配分についての制度であるため、夫婦仲が悪く、婚姻関係を解消する予定がある(あるいは解消したい)妻ほど興味がある制度となる。実際に、制度認知と夫婦関係満足度との関係を見ると、満足度が低くなるほど、制度を認知する割合(「よく知っている」「知っている」)は上昇している(非常に満足:45.9%、まあまあ満足:51.6%、ふつう:53.7%、あまり満足してない:52.9%、まったく満足してない:60.7%)。夫婦関係満足度が低いため、離婚とその後の生活について考慮しているため、制度への関心が高いことがうかがわれる。

認知しているものほど、“Outside Option”を高め、妻自身にとって有利な行動をとれると推測される。以下では、年金制度を認知の有無別(「知らない」グループには「厚生年金非加入者」が含まれる)で、2006~2007年間での支出変化について比較した。その結果、制度を認知している世帯の支出(妻分)の増加は金額、割合ともに、非認知世帯の増加を上回り、かつその増加分は夫分の増加分を上回り、認知している妻ほど、自身の支出を増加させている(図表-4-1)。貯蓄・有価証券(妻分)については、予想通りに、認知世帯の増分が非認知&非加入世帯を上回っている(図表-4-2)。

図表-5 基本統計量

| | モデル1 制度適用 or 制度非適用 | | | モデル2 認知 or 非認知 +制度非適用 | | | モデル3 認知 or 非認知 (制度適用世帯限定) | | |
|----------------------|--------------------------|---------|--------|-----------------------------|---------|--------|---------------------------------|---------|--------|
| | サンプル数 | 平均 | 標準偏差 | サンプル数 | 平均 | 標準偏差 | サンプル数 | 平均 | 標準偏差 |
| 認知 | 1,110 | 0.45 | 0.50 | 1,110 | 0.45 | 0.50 | 928 | 0.50 | 0.50 |
| 夫サラリーマン | 1,116 | 0.86 | 0.35 | 1,096 | 0.86 | 0.35 | 921 | 0.94 | 0.24 |
| 年齢(夫) | 1,116 | 40.42 | 7.19 | 1,110 | 40.44 | 7.22 | 928 | 40.28 | 7.14 |
| 〃(夫,2乗項) | 1,116 | 1685.44 | 593.93 | 1,110 | 1687.10 | 596.86 | 928 | 1673.66 | 586.68 |
| 中学校卒(夫) | 1,116 | 0.08 | 0.27 | 1,110 | 0.08 | 0.27 | 928 | 0.06 | 0.24 |
| 高校卒(夫) | 1,116 | 0.40 | 0.49 | 1,110 | 0.39 | 0.49 | 928 | 0.38 | 0.49 |
| 専門・専修学校卒(夫) | 1,116 | 0.13 | 0.34 | 1,110 | 0.13 | 0.34 | 928 | 0.13 | 0.33 |
| 短大・高専卒(夫) | 1,116 | 0.05 | 0.21 | 1,110 | 0.05 | 0.22 | 928 | 0.05 | 0.21 |
| 大学・大学院卒(夫) | 1,116 | 0.35 | 0.48 | 1,110 | 0.35 | 0.48 | 928 | 0.38 | 0.49 |
| 14大都市 | 1,116 | 0.27 | 0.44 | 1,110 | 0.26 | 0.44 | 928 | 0.27 | 0.44 |
| その他の市 | 1,116 | 0.64 | 0.48 | 1,110 | 0.65 | 0.48 | 928 | 0.64 | 0.48 |
| 町村 | 1,116 | 0.09 | 0.29 | 1,110 | 0.09 | 0.29 | 928 | 0.09 | 0.28 |
| 夫親サラリーマン | 1,116 | 0.61 | 0.49 | 1,110 | 0.61 | 0.49 | 928 | 0.64 | 0.48 |
| 結婚経過年数 | 1,116 | 12.53 | 7.06 | 1,110 | 12.51 | 7.07 | 928 | 12.25 | 6.91 |
| 〃(2乗項) | 1,116 | 206.61 | 187.53 | 1,110 | 206.55 | 188.23 | 928 | 197.73 | 180.16 |
| 夫婦関係満足度(非常に満足) | 1,115 | 0.12 | 0.32 | 1,110 | 0.11 | 0.32 | 928 | 0.12 | 0.32 |
| 夫婦関係満足度(まあまあ幸せ) | 1,115 | 0.37 | 0.48 | 1,110 | 0.37 | 0.48 | 928 | 0.40 | 0.49 |
| 夫婦関係満足度(ふつう) | 1,115 | 0.36 | 0.48 | 1,110 | 0.36 | 0.48 | 928 | 0.34 | 0.47 |
| 夫婦関係満足度(あまり満足していない) | 1,115 | 0.10 | 0.30 | 1,110 | 0.10 | 0.31 | 928 | 0.10 | 0.30 |
| 夫婦関係満足度(まったく満足していない) | 1,115 | 0.06 | 0.23 | 1,110 | 0.05 | 0.23 | 928 | 0.05 | 0.23 |
| 第1号被保険者(妻) | 1,099 | 0.15 | 0.35 | 1,110 | 0.15 | 0.35 | 928 | 0.00 | 0.00 |
| 第2号被保険者(妻) | 1,099 | 0.27 | 0.45 | 1,110 | 0.27 | 0.45 | 928 | 0.33 | 0.47 |
| 第3号被保険者(妻) | 1,099 | 0.57 | 0.50 | 1,110 | 0.56 | 0.50 | 928 | 0.67 | 0.47 |
| 未納者(妻) | 1,099 | 0.01 | 0.12 | 1,110 | 0.02 | 0.13 | 928 | 0.00 | 0.00 |

最後に、余暇時間をみると、平日ではレベルでは増分が非認知&非加入世帯の方が長く、休日ではその逆の結果が得られており、一様の効果があらわれていない(図表-4-3)。

前項、本項でみてきた記述統計による分析結果では、制度開始による明確な影響は、貯蓄にしか表れなかった。次節では、世帯の社会経済的変数をコントロールした上で、制度が世帯内の財の配分に与える影響についてみてみたい。

5. 推定方法

前節では、Treatment GroupとControl Group間での単純な平均値の増分の比較を行った。(パネルデータを用いた)本来のDID推定であれば、2期間1階差分モデルを推計することで¹⁴⁾、Treatmentによる効果が得られる。しかしながら、ここで用いているTreatment(①サラリーマン世

帯であるかどうか、②厚生年金分割制度について認知しているかどうか)では、そのRandomnessを保障することは難しい。なぜなら、①について考えれば、Control Groupである、農林漁業、自営業を営む世帯にあっては、世帯の家計と経営とが一体となり、生産経済と消費経済が混在する傾向があるため(世帯の貯蓄に事業用の貯蓄が含まれる、家族従業者としての無償労働など)、世帯内資源の増減はその経営状況に大きく左右されるものと考えられる。このためDID推計において必要な仮定、Same Time Effect Condition¹⁵⁾が成立するのは難しいように思われる。

さらに、②認知するかどうかについても、福田(2008)や前節でみたように、夫婦関係満足度が低い世帯ほど、制度を認知する傾向があるため、もし夫婦関係が世帯内における資源配分に依存している場合、世帯内の資源配分が少ないことが認知につながるという内生性の問題が起きる¹⁶⁾。

図表-6 Logit Model 推計

| | モデル1 制度適用 or 制度非適用 | | モデル2 認知 or 非認知 +制度非適用 | | モデル3 認知 or 非認知 (制度適用世帯限定) | |
|----------------------|--------------------------|----------|-----------------------------|----------|---------------------------------|----------|
| | Coef. | Std.Err. | Coef. | Std.Err. | Coef. | Std.Err. |
| 年齢(夫) | -0.05 | 0.13 | 0.27 | 0.11 *** | 0.22 | 0.11 ** |
| 〃 (夫,2乗項) | 0.00 | 0.00 | -0.00 | 0.00 *** | -0.00 | 0.00 * |
| 中学校卒(夫) | -0.34 | 0.29 | -0.05 | 0.26 | -0.13 | 0.29 |
| 高校卒(夫,レファレンス) | | | | | | |
| 専門・専修学校卒(夫) | -0.31 | 0.24 | 0.04 | 0.20 | -0.03 | 0.22 |
| 短大・高専卒(夫) | 0.26 | 0.41 | -0.28 | 0.31 | -0.37 | 0.33 |
| 大学・大学院卒(夫) | 1.22 | 0.26 *** | 0.15 | 0.15 | 0.04 | 0.16 |
| 14大都市 | 0.14 | 0.22 | 0.13 | 0.15 | 0.07 | 0.15 |
| その他の市(レファレンス) | | | | | | |
| 町村 | 0.44 | 0.33 | 0.13 | 0.22 | -0.04 | 0.24 |
| 夫親サラリーマン | 0.97 | 0.18 *** | 0.21 | 0.13 | 0.22 | 0.14 |
| 結婚経過年数 | | | -0.11 | 0.04 *** | -0.09 | 0.04 ** |
| 〃 (2乗項) | | | 0.00 | 0.00 *** | 0.00 | 0.00 * |
| 夫婦関係満足度(非常に満足) | | | -0.24 | 0.22 | -0.23 | 0.23 |
| 夫婦関係満足度(まあまあ幸せ) | | | -0.07 | 0.15 | -0.11 | 0.16 |
| 夫婦関係満足度(ふつう,レファレンス) | | | | | | |
| 夫婦関係満足度(あまり満足していない) | | | -0.09 | 0.22 | -0.17 | 0.24 |
| 夫婦関係満足度(まったく満足していない) | | | 0.28 | 0.29 | -0.02 | 0.31 |
| 第1号被保険者(妻) | | | -1.34 | 0.21 *** | | |
| 第2号被保険者(妻) | | | -0.31 | 0.15 ** | -0.30 | 0.15 ** |
| 第3号被保険者(妻,レファレンス) | | | | | | |
| 未納者(妻) | | | -1.35 | 0.59 ** | | |
| 定数項 | 2.67 | 2.62 | -5.52 | 2.08 *** | -4.41 | 2.20 ** |
| Number of obs | 1,116 | | 1,110 | | 928 | |
| LR chi2(9) | 88.63 | | 77.75 | | 20.00 | |
| Prob > chi2 | 0.00 | | 0.00 | | 0.22 | |
| Pseudo R2 | 0.090 | | 0.051 | | 0.016 | |
| Log likelihood | -414.396 | | -725.638 | | -633.238 | |

***は1%、**は5%、*は10%水準で統計的に有意であることを示す
表は貯蓄、1回階差推計時のもの

そこで本稿では、Propensity Score Matching 推定法を用いて、実際のTreatmentの有無にかかわらず、Treatment Groupとなる確率を推計し、その確率が近似している、Treatment GroupとControl Groupの資源を比較することで、Treatmentによる影響を推定する。

作業手順としては、まずTreatment Groupとなる確率 \hat{P} (Propensity Score) の推計が必要となる。まずLogit Modelを用いて推計を行い、 \hat{P} を推計し($P(X) = P(D = 1 | X)$)¹⁷⁾、複数あるXの情報をもとに一次元化させる(Rosenbaum and Rubin 1983)。ここでは、Conditional Independence Assumption ($Y_0, Y_1 \perp D | X$, 観察可能な変数(X)をコントロールすることで、Treatment

があるかどうかはYに対して独立である)、Overlapping Assumption (同じ観察可能な変数Xをもつ世帯は、Treatment GroupとControl Groupの両グループにいる)を仮定し、Xの情報を一次元化した \hat{P} をもとに、両Groupのoutcomeを比較することで、厚生年金分割による資源配分への影響をみる。

ここでは、パネルデータを利用できるため、“Difference in Differences Matching” (以下、DID Matching)を用い、Propensity Score Matching にDID推定を組み合わせた推計を行った(Heckman, Ichimura and Todd 1997; Heckman et al. 1998; Smith and Todd 2005)。このMatching法の特徴は、DID推定を合わせて行う

図表-7 年金分割実施による世帯内分配への影響

| モデル1 | 制度適用 or 制度非適用 | | | | | | | |
|----------------------|-----------------------|----------|-----------------------|----------|----------------------|----------|----------------------|----------|
| | 1回階差 (2007年-2006年) | | 2回階差 (2007年-2005年) | | 変化率 (2007年-2006年) | | 変化率 (2007年-2005年) | |
| | Difference | Std.Err. | Difference | Std.Err. | Difference | Std.Err. | Difference | Std.Err. |
| 貯蓄割合(妻÷世帯、%) | -0.29 | 3.36 | 4.54 | 5.86 | -0.17 | 0.23 | 0.23 | 0.20 |
| 支出割合(妻÷世帯、%) | -0.22 | 0.81 | -0.35 | 1.24 | 0.13 | 0.16 | 0.14 | 0.16 |
| 余暇時間割合(妻÷(妻+夫)、平日、%) | 6.03 | 3.67 * | 5.84 | 5.72 | 0.10 | 0.08 | 0.00 | 0.09 |
| 余暇時間割合(妻÷(妻+夫)、休日、%) | -4.10 | 2.14 ** | -4.28 | 3.68 | -0.04 | 0.07 | -0.08 | 0.09 |

| モデル2 | 認知 or 非認知+制度非適用 | | | | | | | |
|----------------------|-----------------------|----------|-----------------------|----------|----------------------|----------|----------------------|----------|
| | 1回階差 (2007年-2006年) | | 2回階差 (2007年-2005年) | | 変化率 (2007年-2006年) | | 変化率 (2007年-2005年) | |
| | Difference | Std.Err. | Difference | Std.Err. | Difference | Std.Err. | Difference | Std.Err. |
| 貯蓄割合(妻÷世帯、%) | 1.85 | 1.80 | 2.67 | 3.02 | 0.06 | 0.14 | 0.45 | 0.22 ** |
| 支出割合(妻÷世帯、%) | 0.36 | 0.55 | 1.15 | 0.80 | -0.06 | 0.11 | 0.03 | 0.12 |
| 余暇時間割合(妻÷(妻+夫)、平日、%) | 1.26 | 2.03 | 1.41 | 3.38 | 0.02 | 0.05 | 0.11 | 0.06 ** |
| 余暇時間割合(妻÷(妻+夫)、休日、%) | 0.56 | 1.41 | 0.40 | 2.35 | 0.02 | 0.05 | 0.05 | 0.05 |

| モデル3 | 認知 or 非認知(制度適用世帯限定) | | | | | | | |
|----------------------|-----------------------|----------|-----------------------|----------|----------------------|----------|----------------------|----------|
| | 1回階差 (2007年-2006年) | | 2回階差 (2007年-2005年) | | 変化率 (2007年-2006年) | | 変化率 (2007年-2005年) | |
| | Difference | Std.Err. | Difference | Std.Err. | Difference | Std.Err. | Difference | Std.Err. |
| 貯蓄割合(妻÷世帯、%) | 1.79 | 1.84 | 2.49 | 3.14 | 0.04 | 0.15 | 0.33 | 0.16 ** |
| 支出割合(妻÷世帯、%) | 0.31 | 0.57 | 1.24 | 0.86 | -0.05 | 0.11 | 0.01 | 0.13 |
| 余暇時間割合(妻÷(妻+夫)、平日、%) | 1.08 | 2.11 | 0.75 | 3.56 | 0.01 | 0.05 | 0.11 | 0.06 ** |
| 余暇時間割合(妻÷(妻+夫)、休日、%) | 0.19 | 1.45 | 0.08 | 2.42 | -0.01 | 0.05 | 0.04 | 0.05 |

***は1%、**は5%、*は10%水準で統計的に有意であることを示す

ことで、観測不可能な効果を除去することができ
る点にある。ここで推計される政策による効果は
以下のように示される。

$$ATT_{DDM} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \left\{ (Y_{1it} - Y_{0it}) - \sum_{j \in I_0 \cap S_p} W(i,j) (Y_{0jt} - Y_{0jt}) \right\}$$

$(Y_{1it} - Y_{0it})$ はTreatment Groupの制度開始
前後の変化分、 $(Y_{0jt} - Y_{0jt})$ はControl Group
の制度開始前後の変化分、 $\sum_{j \in I_0 \cap S_p} W(i,j)$ はWeight、
 I_1 はTreatment Groupの集合、 I_0 はControl Group
の集合、 S_p はコモンサポート¹⁸⁾の領域、 n_1 はコ
モンサポート内のTreatment Groupの対象者数をそ
れぞれ示している。また、DID Matchingでは以下
のSame Time Effect Conditionを仮定している。

$$E(Y_{0t} - Y_{0t'} | P, D=1) = E(Y_{0t} - Y_{0t'} | P, D=0)$$

t は制度実施前を、 t' を制度実施後をそれぞ
れ示している。推計では、Weightとして
Kernel Weightを採用し(Kernel関数Gは
Gaussian、バンド幅 0.06)¹⁹⁾、標準誤差の推定
では、Bootstrapping法を用い、Replicationの回
数は1,000回とした(大日 2001)。

また、制度実施前年(2006年)と制度実施年
(2007年)だけではなく、制度実施以前からの制
度開始のアナウンスメント効果²⁰⁾による影響があ
ったこと(既に2004年年金改革にて決定してい
た)も考慮し、制度実施前々年(2005年)との比
較もあわせて行った。

6. 推計結果

まず Treatment Groupである確率、Propensity
Scoreを得るべく、Logit Modelによる推計を行っ

図表-8 Balancing Test 結果

| | | モデル1 | | モデル2 | | モデル3 | |
|---------------------|---------|------------------|-------|---------------------|-------|-------------------------|-------|
| | | 制度適用 or 制度非適用 | | 認知 or 非認知 +制度非適用 | | 認知 or 非認知 (制度適用世帯限定) | |
| | | Before | After | Before | After | Before | After |
| 年齢(夫) | t値 | -2.13 | -0.05 | 1.91 | -0.83 | 2.17 | 0.03 |
| | p value | 0.033 | 0.964 | 0.056 | 0.405 | -0.890 | 0.373 |
| ◇ (夫,2乗項) | t値 | -2.06 | -0.05 | 1.78 | -0.83 | 2.11 | 0.04 |
| | p value | 0.039 | 0.958 | 0.076 | 0.409 | -0.860 | 0.389 |
| 中学校卒(夫) | t値 | -2.64 | 0.77 | -1.32 | 1.62 | -1.05 | 0.30 |
| | p value | 0.008 | 0.443 | 0.188 | 0.105 | 0.470 | 0.636 |
| 専門・専修学校卒(夫) | t値 | -3.12 | 0.89 | -0.95 | 0.24 | -0.39 | 0.69 |
| | p value | 0.002 | 0.373 | 0.344 | 0.814 | -0.150 | 0.879 |
| 短大・高専卒(夫) | t値 | 0.13 | 0.43 | -1.32 | 0.35 | -1.31 | 0.19 |
| | p value | 0.896 | 0.670 | 0.188 | 0.729 | 0.480 | 0.628 |
| 大学・大学院卒(夫) | t値 | 5.66 | -1.16 | 3.63 | -1.54 | 1.96 | 0.05 |
| | p value | 0.000 | 0.245 | 0.000 | 0.125 | -0.490 | 0.628 |
| 14大都市 | t値 | 1.62 | -0.35 | 1.29 | -0.35 | 0.74 | 0.46 |
| | p value | 0.105 | 0.726 | 0.196 | 0.727 | 0.070 | 0.946 |
| 町村 | t値 | 0.38 | -0.19 | 0.07 | 0.91 | -0.54 | 0.59 |
| | p value | 0.702 | 0.847 | 0.944 | 0.364 | -0.070 | 0.945 |
| 夫親サラリーマン | t値 | 5.70 | -0.86 | 2.49 | -1.67 | 1.52 | 0.13 |
| | p value | 0.000 | 0.392 | 0.013 | 0.095 | -0.420 | 0.678 |
| 結婚経過年数 | t値 | | | 0.71 | -0.43 | 1.18 | 0.24 |
| | p value | | | 0.477 | 0.666 | -0.700 | 0.484 |
| ◇ (2乗項) | t値 | | | 1.06 | -0.42 | 1.59 | 0.11 |
| | p value | | | 0.291 | 0.674 | -0.820 | 0.414 |
| 夫婦関係満足度(非常に満足) | t値 | | | -0.18 | 0.12 | -0.18 | 0.86 |
| | p value | | | 0.857 | 0.901 | 0.330 | 0.744 |
| 夫婦関係満足度(まあまあ幸せ) | t値 | | | 0.39 | -0.82 | -0.59 | 0.56 |
| | p value | | | 0.694 | 0.415 | 0.180 | 0.858 |
| 夫婦関係満足度(あまり満足してない) | t値 | | | -0.60 | 0.51 | -0.41 | 0.68 |
| | p value | | | 0.551 | 0.613 | 0.140 | 0.892 |
| 夫婦関係満足度(まったく満足してない) | t値 | | | 1.54 | -0.38 | 0.75 | 0.45 |
| | p value | | | 0.123 | 0.702 | 0.060 | 0.954 |
| 第1号被保険者(妻) | t値 | | | -6.98 | 6.84 | - | - |
| | p value | | | 0.000 | 0.000 | - | - |
| 第2号被保険者(妻) | t値 | | | 0.07 | -1.38 | -1.91 | 0.06 |
| | p value | | | 0.942 | 0.167 | 0.570 | 0.566 |
| 未納者(妻) | t値 | | | -1.83 | 2.66 | - | - |
| | p value | | | 0.068 | 0.008 | - | - |

た(図表-6)。モデル1(制度適用 or 制度非適用→夫がサラリーマンか否か)では、夫の学歴が大学卒である、また夫の父親がサラリーマンであることのみが正に有意な結果となっている²¹⁾。認知を考慮したモデル2、モデル3では、結婚期間

が長い場合、妻が第3号被保険者である場合、認知確率に対して正に有意である結果が得られた。また結婚満足度は有意ではないものの、「まったく満足していない」と回答した場合、認知確率は正となっている。

図表-9 Overlap Assumption 検定結果

| Propensity Score | モデル1 | | |
|------------------|----------------|--------------------|--------|
| | 制度適用 (Treated) | 制度非適用 (Controlled) | |
| 最小値 | 0.57161 | 0.57217 | |
| 最大値 | 0.98193 | 0.96960 | |
| Matching | | | 削減率(%) |
| | | Before | |
| ALL | 1,116 | 1,054 | 5.56 |
| Treated | 956 | 895 | 6.38 |
| Non Treated | 160 | 159 | 0.63 |

| Propensity Score | モデル2 | | |
|------------------|--------------|------------------------|--------|
| | 認知 (Treated) | 非認知+制度非適用 (Controlled) | |
| 最小値 | 0.12922 | 0.09780 | |
| 最大値 | 0.72324 | 0.70136 | |
| Matching | | | 削減率(%) |
| | | Before | |
| ALL | 1,110 | 1,098 | 1.08 |
| Treated | 503 | 500 | 0.60 |
| Non Treated | 607 | 589 | 2.97 |

| Propensity Score | モデル3 | | |
|------------------|----------|--------------|------------------|
| | 制度適用世帯限定 | | |
| | | 認知 (Treated) | 非認知 (Controlled) |
| 最小値 | 0.32139 | 0.27079 | |
| 最大値 | 0.69662 | 0.67966 | |
| Matching | | | 削減率(%) |
| | | Before | |
| ALL | 928 | 918 | 1.08 |
| Treated | 463 | 460 | 0.65 |
| Non Treated | 465 | 458 | 1.51 |

表は貯蓄、1回階差推計時のもの

次に、Propensity Score Matchingによって得られた制度による世帯内資源配分への影響をみると、制度実施前後における階差をみた場合、年金分割制度は余暇時間割合（妻分、平日/日）に対して、正の効果を持ち（6%ポイント増加）、余暇時間割合（妻分、休日/日）には負の効果（4%ポイント減少）があることが確認された（図表-7）²²⁾。二つの効果を考えた場合、係数の値、また一週間の過半を占める平日の効果が大きいため、全体としては妻に多く余暇時間が配分されていることが考えられる。

また、認知を考慮した場合、制度実施前後（2006～2007年）では影響が見られなかったが、

実施前々年を含めた変化率をみた場合（2005～2007年）、貯蓄割合、余暇時間割合に対して、正の効果が確認された（モデル2：貯蓄45%増加、余暇時間割合【平日】11%増加、モデル3：貯蓄33%増加、余暇時間割合【平日】11%増加）。公的年金制度に関する認知のタイミングが制度開始前年からあったものと仮定した場合、政府による厚生年金分割制度の実施というアナウンスメントが、制度実施を待たずして、世帯内の資源配分に影響を与えたものと考えられる。

ここまでは、Propensity Score Matching 推計の結果を示したが、次に、用いたPropensity Score Matching 推計において、推計時に置かれていた仮説が成立しているかどうかの検証を行っていく。

ここでは、世帯の観察可能な諸変数（ X ）をコントロールすることで（ X の情報を一元化した）、個人に対してTreatmentがあるかどうかは、Outcomeに対して独立であるということを仮定されていた（ $f(X|D, P(X)) = f(X|P(X))$ ）。

この仮定を検証するべく、Matching後におけるTreatment GroupとControl Group双方の各説明変数の平均値が同じであることを帰無仮説としたt検定を行っている（Balancing Test）。仮定が成立している場合は、すべての変数の帰無仮説は棄却されず、両者の平均値は近似していることとなる。その結果、3つのモデルにおいて、ほとんどの変数で帰無仮説が棄却されていない（図表-8）²³⁾。ただし、モデル2においては、「第1号被保険者（妻）」、「未納者（妻）」が棄却されている。

次に、Overlap Assumptionの検定だが、これについて最も簡単な検証方法は、Treatment Group、Control Group 両グループのPropensity Score の密度分布を図示し比較する方法である。しかし、どの程度の形状であれば、Common Support が十分であるのか明確ではない。図示する以外の検証方法として挙げられるのが、“Minima-Maxima Comparison”法である（Caliendo, Hujer and Thomsen 2005）。ここで

は、一方の Propensity Score が他方の Propensity Score の最小値よりも小さい観測値、逆に一方の Propensity Score が他方の Propensity Score 最大値よりも大きい観測値は除去することで、Common Support を確定し、どれくらい数の観測値が残るか確認する方法である。事例で示すと、制度適用グループの Propensity Score の区間が [0.57161, 0.98193]、制度非適用グループの Propensity Score の区間が [0.57217, 0.96960] である場合、Minima-Maxima 基準により、Common Support は [0.57217, 0.96960] となり、この Common Support 内に残る観測値の数をみると、1,116 (削減前) と比べて、1,054 (削減後) と削減率は 5.56% と小さいものであった (図表-9)。

7. おわりに

本稿の目的は、厚生年金分割制度開始によって、世帯内における資源配分 (余暇時間、支出、貯蓄) にどのような変化が起きているかを検証することにあつた。

Difference in Differences Matchingを用いた Propensity Score Matching推計の結果、公的年金分割制度前後において、年金分割対象世帯の妻分の余暇時間割合が、増加していることが確認された。また、より正確に制度による影響をみるために、年金分割制度認知を含めて考慮した場合 (認知した場合のみ Treatment Group)、制度実施前後では制度による影響が見られなかったが、実施前々年を含めると、妻の貯蓄割合、余暇時間割合に対して、正の効果が確認された。公的年金制度に関する認知のタイミングが制度開始前年からあったものと仮定した場合、政府による厚生年金分割制度の実施というアナウンスメントが、制度実施を待たずして、世帯内の資源配分に影響を与えたものと考えられる。これらの結果から、公的年金分割制度が世帯内における資源配分において、妻にとって有利な影響を与えていることが確認された。

ただ、その増加分 (増加割合) は決して大きな

ものではなかった。制度開始による妻の資源配分への大きな影響がみられなかった理由として、本稿で扱っている対象者年齢が若く (夫平均年齢: 40.62歳)、婚姻期間も短かった点が挙げられる (平均年数: 12.73年)。年金受給がまだ先のことである30~40歳代の妻は、分割制度の内容 (それほど大きな受給額ではない) を知った上で、こっそりと将来に備えてストックを蓄え始めているという解釈も考えられる。

しかしながら、限定されたデータを用いても、世帯内における (一部の) 年金の受け取り手を変更するという政策変更によって、世帯内の資源配分が女性にとって有利な結果となった。本稿では、世帯内における交渉が具体的にどのように進められたかは明らかにできなかったものの、公的年金制度適用者である者、あるいは制度を認知していた者は相対的に有利な配分を得ることができたという知見は意義のあるものと考えられる。

† 家計経済研究所所内報告会において、出席者より多くのコメントを頂戴した (特に土肥原洋専務理事、坂口尚文研究員)、記して感謝する。

注

- 1) 標準報酬とは、厚生年金保険料の算定の基礎となった標準報酬月額と標準賞与額のことをさす。
- 2) この点については、小原 (2008) においていち早く指摘されている。
- 3) 前者の点については、本号掲載の福田 (2008) を参照されたい。
- 4) 読売新聞 <http://www.yomiuri.co.jp/atmoney/special/100/money08.htm> 参照。
- 5) さらに、夫が65歳以降で死亡した場合、遺族年金を受給する妻の年金受給額は17万2,000円となり、結婚継続、離婚の場合を越えて (個人当たり置き換えた場合) 最も多くの受給額となる。その内訳は遺族厚生年金7万5,000円に、自分の老齢基礎年金6万6,000円と経過的寡婦加算2万1,000円も加わり、計16万2,000円となる。夫の死亡時に妻が65歳以上であれば、振替加算の1万円も受給でき、17万2,000円となる。なおここで挙げた数値は2007年時点のものであり、今後必ずしも、この数値が維持されるわけではないことを御了承願いたい。
- 6) 既婚の年金制度加入者は、妻が遺族年金を放棄とした公証同意書を提出しない限り、退職する際に、夫婦共同で加入する年金であり、夫婦どちらかが生きている限り2分の1の受給金額を得られる遺族年金【Joint and 1/2 Survivor Annuity】の支払いを選ば

なければならない。

- 7) 農林漁業、小規模の商業・工業・サービス業、自由業、内職についているもの。
- 8) 次節以降で触れる制度適用者に限定し、認知世帯と非認知世帯とを比較したが、紙幅の都合上割愛した。結果は、2つ目の比較とほぼ同じであった。
- 9) 用いるデータが repeated cross-section data の場合、DIDは

$$\delta = (y_{1,2007} - y_{0,2007}) - (y_{1,2006} - y_{0,2006}) > 0$$
 と表現されることがあるが、両式は同値であることはいうまでもない。
- 10) 同様に、妻が得られる厚生年金に影響する結婚経過年数を、20年未満と20年以上に区分して、資源の変化分についてみたが、それほど大きな違いが表れなかった。この理由として、7節でも触れている通り、本サンプルが相対的に若く、結婚経過年数が大きい対象者が少なかったことが考えられる。
- 11) 調査前月の9月の1カ月あたりの支出額。
- 12) 貯蓄については、他の財と異なり、夫分の項目を捕捉できないため、代替的に世帯分を分母としている。
- 13) 坂田・McKenzie (2006) では、「配偶者特別控除の廃止を把握していないならば、税制変更による労働時間の調整を行っていないため、税制変更の影響を受けていないと仮定」している。
- 14) $\Delta Y_{it} = \xi \Delta X_{it} + \beta_d \Delta D_{it} + \Delta \varepsilon_{it}$
 D_{it} : Treatment Dummy (1=2007, 0=2006), X_{it} ; その他の説明変数, ε_{it} : 誤差項 (Wooldridge 2006)。
- 15) $E(Y_{0,2007} - Y_{0,2006} | D=1) = E(Y_{0,2007} - Y_{0,2006} | D=0)$
 これは、厚生年金分割制度が実施されなかった場合の Treatment Group の資源の変化分と Control Group の資源の変化分が同じであることを示している。
- 16) 大日 (2001) では、Treatment (失業給付受給の有無) が内生的である場合 (受給ダミーと求職意欲、就職条件への回帰式の確率的誤差項とが相関をもつ場合=セレクションバイアスの発生) における Treatment Effect の推計として、Propensity Score Matching 法を用いている。
- 17) 説明変数 X として、i) 夫の年齢、夫の年齢の2乗項、夫の学歴 (中学校卒、高校卒 [レファレンス グループ]、専門・専修学校卒、短期大学・高等専門学校卒、大学・大学院卒)、居住地の都市規模 (14大都市、その他の市 [レファレンス グループ]、町村)、夫父親サラリーマンダミー (1=夫父親がサラリーマンである [だった]、0=それ以外)、ii) i) の説明変数に加え、結婚経過年数、結婚経過年数の2乗項、夫婦関係満足度、妻の年金資格を用いた。
- 18) Treatment Group、Control Group 間において、Propensity Score が共通する範囲。
- 19)

$$W(i,j) = \frac{G\left(\frac{P_j - P_i}{a_n}\right)}{\sum_{k \in I_0} G\left(\frac{P_k - P_i}{a_n}\right)}$$

- 20) 本来は金融用語として用いられており、「公定歩合の変更にともない、たとえば引き締め政策であれば民間経済主体が総需要の抑制などの政策効果を予想し、貸出金利の実際の変更等を待たず、あらかじめ生産、消費活動の抑制など、期待される政策効果と同じ方向の行動をとること」(館編 1994: 231) をさしている。本稿では、2004年年金改革によって公的年金分割制度実施が確定された以降、制度の実施を待たずに、それを見越した行動が、世帯内資源の配分に与える影響として用いている。
- 21) 貯蓄の1回階差推計時のものだけを図表に挙げている。その他の推計もほとんど同じであった。
- 22) 紙幅の都合上、推計結果は割合 (貯蓄、支出=世帯に占める妻分、余暇時間=夫婦間に占める妻分) だけに限定し、資源の階差 ($Y_i - Y_j$) と時間変化率 ($(Y_i - Y_j) / Y_i$) への影響を表章した。
- 23) これ以外の方法として、Rosenbaum and Rubin (1985) では、Matching 作業により、どの程度、Treatment Group、Control Group 両グループ間の X の平均値のバイアスが削減されているかについて、両グループ間の平均値のバイアス (Standardized

$$\text{Bias}(X) = 100 \times \frac{\bar{X}_T - \bar{X}_C}{\sqrt{[\text{Var}_T(X) + \text{Var}_C(X)]/2}}$$

Difference) を以下の式を用い、バイアスを推計している。

\bar{X}_T 、 \bar{X}_C はそれぞれ Treatment Group、Control Group の X の平均値を、 $\text{Var}_T(X)$ 、 $\text{Var}_C(X)$ はそれぞれ Treatment Group、Control Group の X の分散値を示している。Rosenbaum and Rubin (1985) では、Standardized Difference が 20 を超えるとその差が大きい (Large) とされ、まだグループ間の X の乖離があるとしている。

文献

- 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』497: 22-32.
- 小原美紀, 2008, 「家計内交渉と家計の消費行動」チャールズ ユウジ ホリオカ・財団法人家計経済研究所編『世帯内分配・世代間移転の経済分析』ミネルヴァ書房, 刊行予定.
- 坂田圭・Colin McKenzie, 2006, 「配偶者特別控除の廃止は有配偶女性の労働供給を促進したか」樋口美雄・慶應義塾大学経済連携21世紀COE編『日本の家計行動のダイナミズム Ⅱ』税制改革と家計の対応』慶應義塾大学出版会, 129-151.
- 館龍一郎編, 1994, 『金融辞典』東洋経済新報社.
- 福田節也, 2008, 「離婚時の厚生年金の分割制度の認知度に関する分析」『季刊 家計経済研究』80: 6-16.
- Aura, Saku, 2005, “Does the Balance of Power within a Family Matter? The Case of the Retirement Equity Act,” *Journal of Public Economics*, 89 (9-10) :

- 1699-1717.
- , 2007, “Uncommitted Couples: Some Efficiency and Policy Implications of Marital Bargaining,” Manuscript, University of Missouri-Columbia.
- Bertrand, Marianne, Sendhil Mullainathan and Douglas Miller, 2003, “Public Policy and Extended Families: Evidence from South Africa,” *The World Bank Economic Review*, 17 (1) : 27-50.
- Caliendo, Marco, Reinhard Hujer and Stephan Thomsen, 2005, “The Employment Effects of Job Creation Schemes in Germany: Microeconomic Evaluation,” IZA Discussion Paper Series, No.1512.
- Chiappori, Pierre-André, Bernard Fortin and Guy Lacroix, 2002, “Marriage Market, Divorce Legislation, and Household Labor Supply,” *Journal of Political Economy*, 110 (1) : 37-72.
- Duflo, Esther, 2003, “Grandmothers and Granddaughters: Old-Age Pensions and Intrahousehold Allocation in South Africa,” *The World Bank Economic Review*, 17 (1) : 1-25.
- Grey, Jeffery, 1998, “Divorce-Law Changes, Household Bargaining, and Married Women’s Labor Supply,” *American Economic Review*, 88 (3) : 628-642.
- Heckman, James, Hidehiko Ichimura and Petra Todd, 1997, “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme,” *Review of Economic Studies*, 64 (4) : 605-654.
- Heckman, James, Hidehiko Ichimura, Jeffery Smith and Petra Todd, 1998, “Characterizing Selection Bias Using Experimental Data,” *Econometrica*, 66 (5) : 1017-1098.
- Lee, Myoung-Jae, 2005, *Micro-Econometrics for Policy, Program, and Treatment Effects*, Oxford University Press.
- Lundberg, Shelly, Robert Pollak and Terence Wales, 1997, “Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from U.K. Child Benefit,” *Journal of Human Resources*, 32 (3) : 463-480.
- McElroy, Marjorie, 1990, “The Empirical Content of Nash Bargained Household Behavior,” *Journal of Human Resources*, 25 (4) : 559-583.
- McElroy, Marjorie and Mary Horney, 1981, “Nash Bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand,” *International Economic Review*, 22 (2) : 333-349.
- Rosenbaum, Paul and Donald Rubin, 1983, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, 70 (1) : 41-55.
- , 1985, “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score,” *The American Statistician*, 39: 33-38.
- Smith, Jeffery and Petra Todd, 2005, “Does Matching Overcome LaLonde’s Critique of Nonexperimental Estimators?,” *Journal of Econometrics*, 125: 305-353.
- Tjøtta, Sigve and Kjell Vaage, 2008, “Public Transfers and Marital Dissolution,” *Journal of Population Economics*, 21 (2) : 419-437.
- Wolfers, Justin, 2006, “Did Unilateral Divorce Laws Raise Divorce Rates? A Reconciliation and New Results,” *American Economic Review*, 96 (5) : 1802-1820.
- Wooldridge, Jeffrey, 2006, *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 3rd ed., Mason: Thomson South-Western.

さかもと・かずやす 財団法人 家計経済研究所 研究員。主な論文に「世帯内における消費・余暇配分の構造」(チャールズ ユウジ ホリオカ・財団法人家計経済研究所編『世帯内分配・世代間移転の経済分析』ミネルヴェ書房, 2008)。労働経済学専攻。(sakamoto@kakeiken.or.jp)