

2024年6月25日 全15頁

「2人目の壁」が近年の出生率低下の大きな要因に

被保険者・被扶養者別の有配偶率と有配偶出生率の推計結果

金融調査部	主任研究員	是枝 俊悟
経済調査部	シニアエコノミスト	佐藤 光
	主任研究員	新田 堯之
	研究員	石川 清香

[要約]

- 医療保険属性別（被保険者・被扶養者別）の合計特殊出生率（TFR）につき、新たに、有配偶率と有配偶出生率（有配偶者の出生率）に分解した推計を行った。
- 2010年度以後の被保険者女性の推計 TFR の上昇分の3割程度は有配偶率の上昇、7割程度は有配偶出生率の上昇による。2022年度時点で、被保険者女性の完結出生子ども数（夫婦の最終的な出生子ども数の期待値）は1.5人強とみられる。被保険者女性の有配偶率はそれほど低いものの、結婚した女性が持つ子どもの数が少ない。これは、いわゆる「2人目の壁」が厚いことを示唆している。
- 2010年度以後の被扶養者女性の推計 TFR の低下分の6割弱は有配偶率の低下、4割強は有配偶出生率の低下による。2021年度時点の被扶養者女性の完結出生子ども数は1.9人弱とみられる。結婚して扶養に入った女性が持つ子どもの数が減少傾向であり、被扶養者女性にも「2人目の壁」が出現し始めている模様だ。
- 被用者保険の加入者につき、2017年度以後の全国の出生率の低下要因の6割程度は有配偶出生率の低下分である。政府には、被保険者女性・被扶養者女性それぞれでの「2人目の壁」の課題に対処し、誰もが希望するだけの子どもを持つことをかなえられるようにすることで、出生率を上向かせることが望まれる。

[目次]

- | | |
|----------------------------------|----------|
| 1. 推計合計特殊出生率（TFR）を有配偶率と有配偶出生率に分解 | …… 2 ページ |
| 2. 被保険者・被扶養者の有配偶率の変化 | …… 5 ページ |
| 3. 被保険者・被扶養者の有配偶出生率の変化 | …… 8 ページ |
| 4. おわりに～「2人目の壁」の解消に向けた政策を | ……10 ページ |
| 補論. 医療保険属性別の有配偶率・有配偶出生率の推計方法 | ……13 ページ |

1. 推計合計特殊出生率（TFR）を有配偶率と有配偶出生率に分解

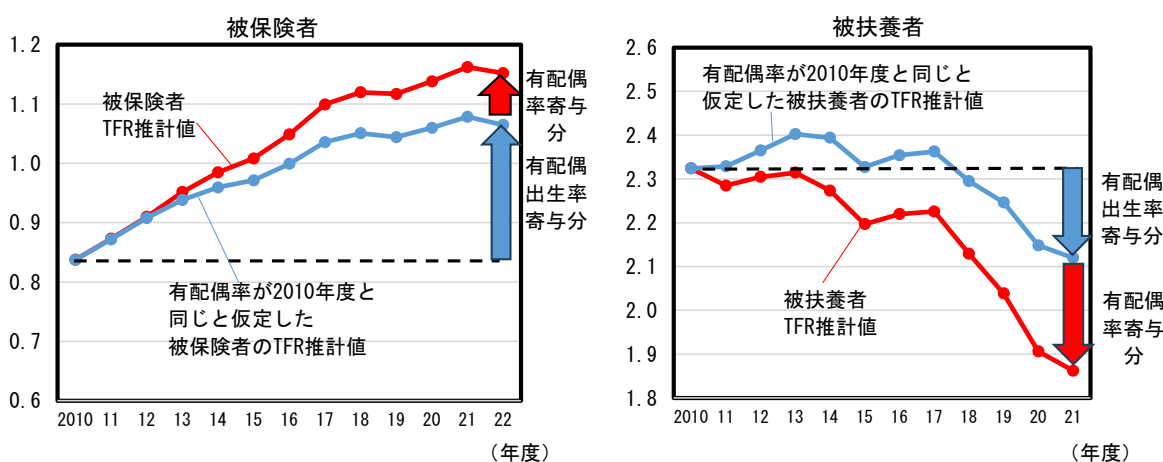
2024年5月に公表した大和総研レポート¹では、医療保険データに基づき、2022年度までの医療保険属性別の合計特殊出生率（TFR）を推計した。本レポートでは、新たに、国民健康保険（国保）²を除く被用者保険³の被保険者・被扶養者につき、有配偶率と有配偶出生率（有配偶者の出生率）に分解した推計を行った。

図表1は被保険者と被扶養者の推計TFR、および、有配偶率が2010年度と同じと仮定した被保険者と被扶養者の推計TFRの推移である。

被保険者においては、2010年度から2022年度にかけての推計TFRの上昇分の7割程度は有配偶出生率上昇の寄与分であり、3割程度が有配偶率上昇の寄与分であった。

被扶養者においては、2010年度から2021年度にかけての推計TFRの低下分の6割弱は有配偶率低下の寄与分であり、4割強が有配偶出生率低下の寄与分であった。被扶養者女性の多くは配偶者に扶養されているが、親などに扶養されている未婚者も含まれており、後者の割合が上昇したことも被扶養者出生率の低下要因となった。

図表1 TFR推計値を有配偶率と有配偶出生率に分解（左：被保険者、右：被扶養者）



(注) 被保険者・被扶養者は被用者保険の計である。被保険者と被扶養者で現時点での集計可能期間が異なる。有配偶率は、年齢階級別に求めている（後掲図表4参照）。

(出所) 厚生労働省「人口動態調査」、「医療保険に関する基礎資料」、「健康保険・船員保険被保険者実態調査」、「健康保険・船員保険事業状況報告」、「国民健康保険実態調査」、「公的年金財政状況報告」、財務省「国家公務員共済組合事業統計年報」、総務省「地方公務員共済組合等事業年報」、「就業構造基本調査」、「国勢調査」、日本私立学校振興・共済事業団「私学共済制度統計要覧」等をもとに大和総研作成

¹ 是枝俊悟・佐藤光・新田堯之・石川清香「[医療保険属性別（被保険者・被扶養者別）出生率の推計結果：2022年度版](#)」（2024年5月29日、大和総研レポート）

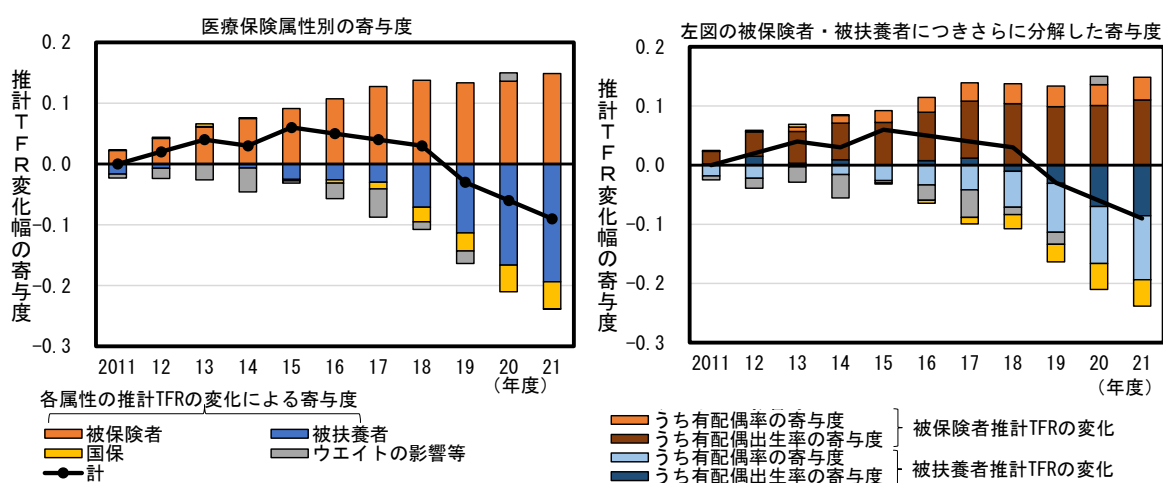
² 国民健康保険については、年齢階級別有配偶率を推計するための統計が見当たらなかった。

³ 雇われて働く者（被用者）が加入する健康保険組合（健保組合）、全国健康保険協会（協会けんぽ）、共済組合、船員保険の総称である。

日本全体の出生率変動要因を分解

図表 2 左は、前回レポートで示した、2010 年度以後の各医療保険属性の推計 TFR の累積変化幅が日本全体の TFR の累積変化幅に与えた寄与度である。**図表 2 右**は、**図表 2 左**における被保険者・被扶養者それぞれの推計 TFR の変化の寄与度につき、有配偶率の寄与と有配偶出生率の寄与度に分解したものである。

図表 2 2010 年度以後の日本全体の TFR 累積変化幅に対する寄与度 (2010 年比の累積変化幅)



(注) 各属性の 20-44 歳女性の被保険者・被扶養者・国保の構成比が 2010 年度と同じと仮定して、左図の各属性の寄与度を算出した。右図は、さらに被保険者・被扶養者の有配偶率が 2010 年度と同じと仮定して、左図の被保険者・被扶養者の推計 TFR の変化による寄与度を有配偶率の寄与度と有配偶出生率寄与度に分解した。(出所) 図表 1 掲載資料をもとに大和総研作成

図表 2 右を見ると、被保険者については、2010 年度以後、有配偶率の上昇と有配偶出生率の上昇が日本全体の TFR の押し上げ要因となっていることが分かる。一方、被扶養者については、2014 年度ごろから有配偶率の低下が日本全体の TFR の押し下げ要因となっている。2018 年度ごろからは、被扶養者の有配偶出生率の低下が日本全体の TFR の押し下げ要因となっていることが分かる。

もっとも、有配偶の被扶養者の多くは、結婚や出産の前までは被保険者である。結婚・出産を機に退職して被保険者から被扶養者になる女性の割合が低下すれば、被保険者の有配偶率が上昇すると同時に被扶養者の有配偶率が低下することとなる。日本全体の出生率の変動要因を考える際には、被保険者と被扶養者を合わせて有配偶率変動の影響を考える必要がある。

図表 3は、**図表 2 右**における 2010 年度以後の各医療保険属性の推計 TFR の変化のうち、被用者保険全体 (被保険者+被扶養者) につき、「有配偶率の変動の寄与」と「有配偶出生率の変動の寄与」にまとめ直したものである。

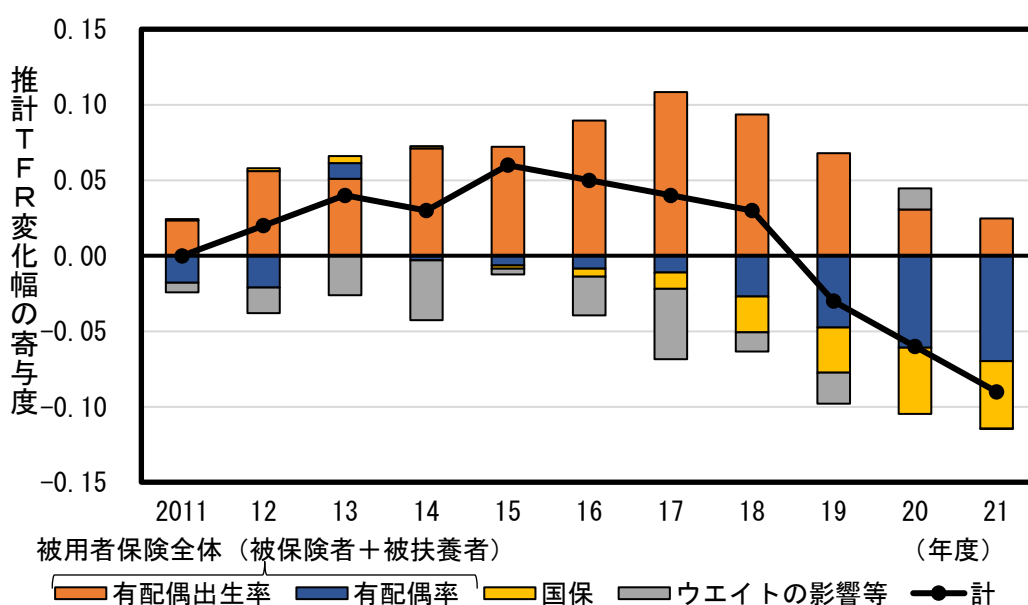
図表 3を見ると、2010 年度から 2017 年度にかけては、被用者保険全体の有配偶出生率の上昇が日本全体の TFR の押し上げ要因となっていたことが分かる。一方、2018 年度以後は、被用者

保険全体の有配偶出生率による 2010 年比の日本全体の出生率の押し上げ幅が年々低下していく。これは、2017 年度比では被用者保険全体の有配偶出生率の低下が日本全体の TFR の押し下げ要因となっていることを意味する。

また、**図表 3** からは、2014 年度ごろから被用者保険全体の有配偶率の低下が日本全体の TFR の押し下げ要因になっていることも分かる。

なお、国保の推計 TFR 低下も 2010 年度から 2021 年度までの累積で、日本全体の TFR を 0.04 程度押し下げる要因となっている。国保の推計 TFR 低下分につき、データに制約があるため有配偶率寄与度と有配偶出生率寄与度に分解できない。

図表 3 2010 年度以後の日本全体の TFR 累積変化幅に対する寄与度 (2010 年比の累積変化幅)



(注) 図表 2 右における、被保険者推計 TFR の変化のうち有配偶出生率の寄与度と被扶養者推計 TFR の変化のうち有配偶出生率の寄与度を足したものを「被用者保険全体 (被保険者+被扶養者) の有配偶出生率の寄与度」とし、被保険者推計 TFR の変化のうち有配偶率の寄与度と被扶養者推計 TFR の変化のうち有配偶率の寄与度を足したものを「被用者保険全体 (被保険者+被扶養者) の有配偶率の寄与度」とした。

(出所) 図表 1 掲載資料をもとに大和総研作成

図表 3 における、2017 年度から 2021 年度までの被用者保険全体の推計 TFR の低下分 (オレンジと青色の部分の変化幅の合計) のうち、有配偶出生率低下 (オレンジ部分の変化幅) の寄与度は約 6 割を占める。国保についてはデータ制約により推計できないため、一定の幅を持って見る必要があるが、近年の急速な出生率の低下は、有配偶率の低下だけでなく有配偶出生率の低下も大きな要因になっていることは確かであろう。

この解釈は従来のもとは大きく異なる。これまで、国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査」の夫婦の完結出生子ども数 (夫婦の最終的な出生子ども数を意味する)⁴などで観

⁴ 結婚持続期間 15～19 年の初婚どうしの夫婦の子ども数。

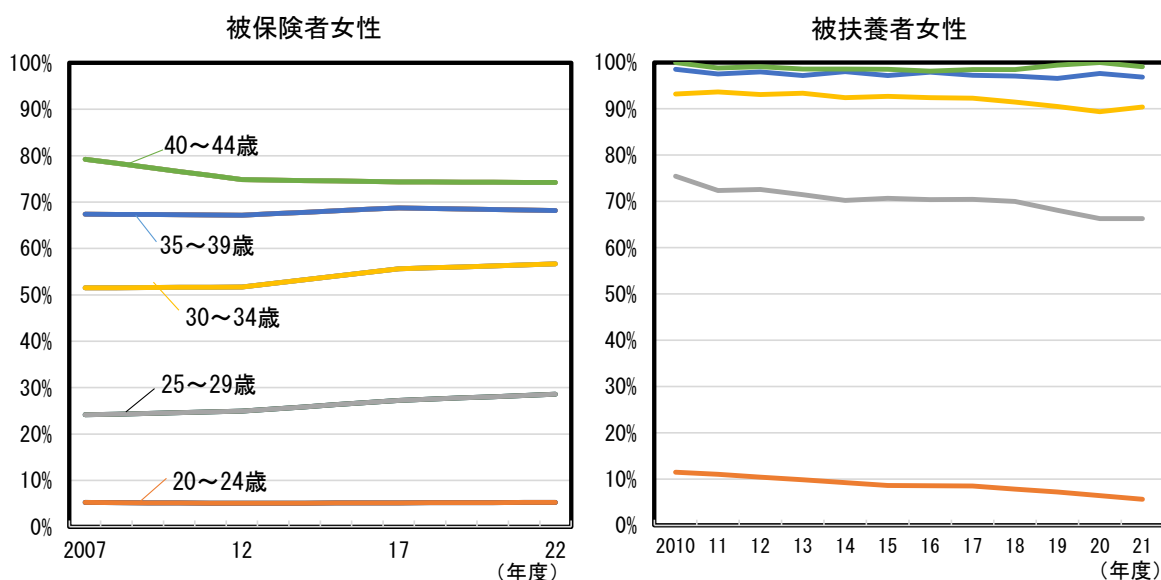
測される限り、日本の有配偶出生率はあまり変わっておらず、日本全体の TFR の低下要因の多くは、有配偶率の低下によるものと考えられてきた⁵。しかし、夫婦の完結出生子ども数の最新のデータは、2021 年時点における結婚後 15～19 年の夫婦によるものであり、実際の子どもの出生時期とは相当なタイムラグが生じている。このタイムラグが従来の見解と本レポートの見解の差異を生み出した可能性が高い。

2. 被保険者・被扶養者の有配偶率の変化

被保険者は有配偶率上昇、被扶養者は有配偶率低下

図表 4 は被保険者・被扶養者別の年齢階級別の有配偶率の変化である。データの制約により、被保険者と被扶養者で有配偶率の定義が異なる（離別・死別を含むか、含まないかが異なる）ため、両者の単純比較はできない。

図表 4 被保険者・被扶養者の有配偶率の変化



(注) 被保険者女性の有配偶率は、就業構造基本調査の調査年度(2007、12、17、22年度)ごとに推計し、その他の年度は線形補完している。被扶養者女性の有配偶率は、医療保険者ごとの統計等をもとに1年度ごとに推計している。データの制約上、被保険者は離別・死別を含む有配偶率、被扶養者女性は離別・死別を含まない有配偶率を求めている。被保険者女性と被扶養者女性により集計対象期間は異なる。

(出所) 図表1掲載資料をもとに大和総研作成

被保険者女性の有配偶率は、40～44歳では低下傾向にあるが、20～39歳では上昇傾向にある。年齢階級別出生率の高い25～34歳の時期の有配偶率の上昇が、被保険者女性の推計 TFR の上昇に寄与している。一方、被扶養者女性の有配偶率は、40歳以上はほぼ100%で変動していないが、39歳以下では低下傾向にあり、被扶養者女性の推計 TFR の低下に寄与している。

⁵ 例えば、安藏伸治「少子社会にもとめられる『家族』と働き方 — 『少子化対策』と『子育て支援』の混同一」(2023年3月22日、こども政策の強化に関する関係府省会議第4回資料1)を参照。

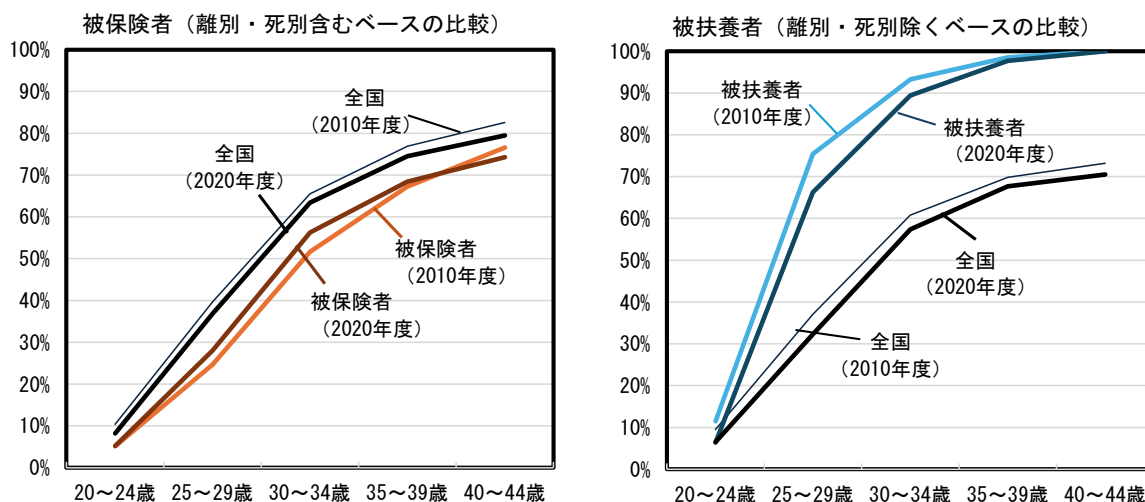
働き続ける女性の結婚しにくさは解消に向かっている

図表 5 は、有配偶率の定義をそろえた上で、被保険者・被扶養者それぞれの有配偶率を国保も含んだ全国値と比較したものである。全国の有配偶率は 2010 年度から 2020 年度にかけて若干低下している。

被保険者の有配偶率の全国との差は、2010 年度時点では 25～29 歳で 15.1%pt、30～34 歳で 13.9%pt あったが、2020 年度時点では、25～29 歳で 8.8%pt (2010 年度比－6.3%pt)、30～34 歳で 7.2%pt (同－6.7%pt) とそれぞれ縮小している。すなわち、2010 年度時点では被保険者として働き続ける女性は結婚しにくい傾向があったが、この傾向は解消に向かっている。

被扶養者女性の有配偶率は 25 歳以上では全国より顕著に高い (2020 年度時点でもなお顕著に高い) が、被保険者が結婚・出産を機に被扶養者になることが多いため、これは、必ずしも被扶養者が結婚しやすい傾向にあることを意味しない。

図表 5 被保険者・被扶養者の有配偶率の変化 (全国値との比較)



(注) 左図は離別・死別を含む有配偶率同士の比較、右図は離別・死別を除く有配偶率同士の比較である。
(出所) 図表 1 掲載資料をもとに大和総研作成

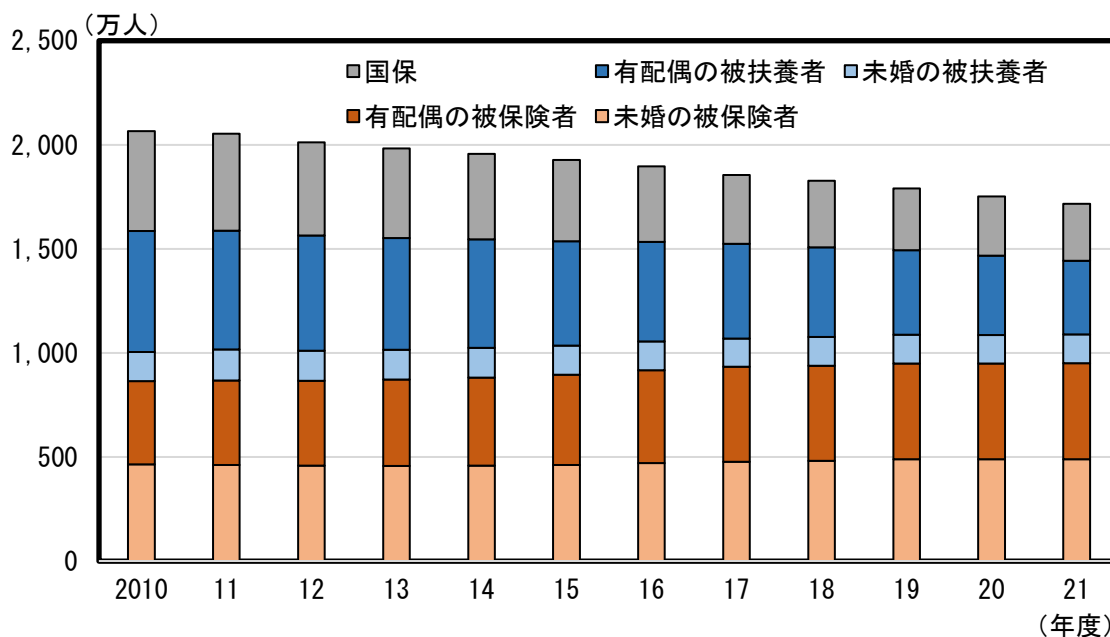
親などの扶養に入っている被扶養者女性が結婚しにくくなっている可能性

図表 6 は、20～44 歳女性の未婚・有配偶別の被保険者・被扶養者別人数の推移を示したものだ。**前掲図表 4** で被扶養者女性の有配偶率は低下していることを確認したが、**図表 6** における未婚の被扶養者女性の人数は横ばいである。

少子化により 20～44 歳女性人口が減少する中で未婚の被扶養者女性の人数が横ばいであることは、親などの扶養に入っている成人女性が結婚しにくくなっている可能性が考えられる⁶。

⁶ 国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査」によると、未婚男性がパートナーに望むライフコースとして「両立コース」が 1987 年調査以降、一貫して上昇しており (最新の 2021 年調査では 39.4%)、「専業主婦コース」が一貫して低下している (同 6.8%)。未婚男性が結婚相手の女性に一定の所得を求めるようになってきていることが考えられる。

図表 6 20～44 歳女性の未婚・有配偶別の被保険者・被扶養者別人数の推移

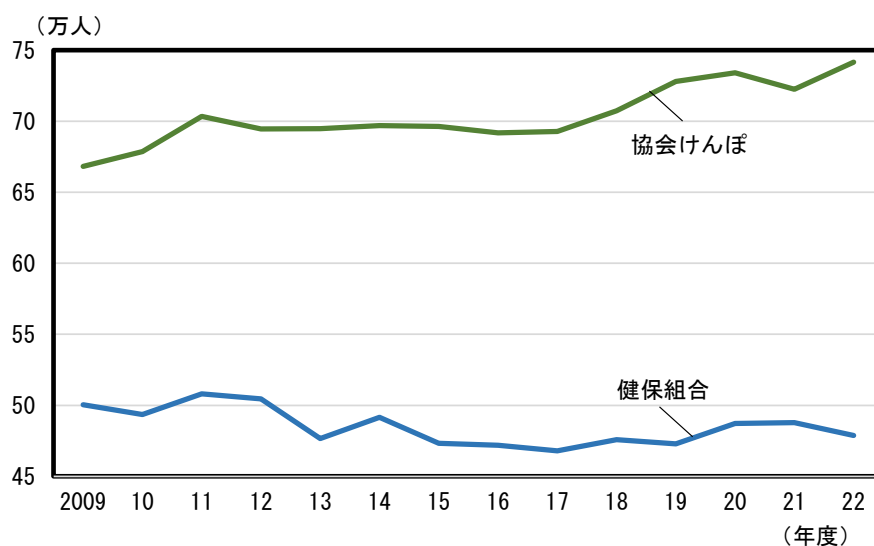


(注) 推計の前提は図表 4 と同じ。データの制約上、離別・死別は被保険者では有配偶に含み、被扶養者では未婚に含む。国保については未婚・有配偶の内訳が分からない。

(出所) 図表 1 掲載資料をもとに大和総研作成

図表 7 は、未婚の 20～44 歳女性被扶養者数の推移につき、健保組合と協会けんぽに分けてみたものである。親などに扶養される 20～44 歳女性被扶養者数は、健保組合では減少傾向にあるが、協会けんぽでは増加傾向にある。

図表 7 健保組合・協会けんぽ別 未婚の 20～44 歳女性被扶養者数の推移



(出所) 図表 1 掲載資料をもとに大和総研作成

大企業を中心とした健保組合加入企業よりも中小企業を中心とした協会けんぽ加入企業の従業員の方が平均所得は低い。子の学歴や所得が、親の所得との相関が高いことを示す研究も多

数ある⁷。

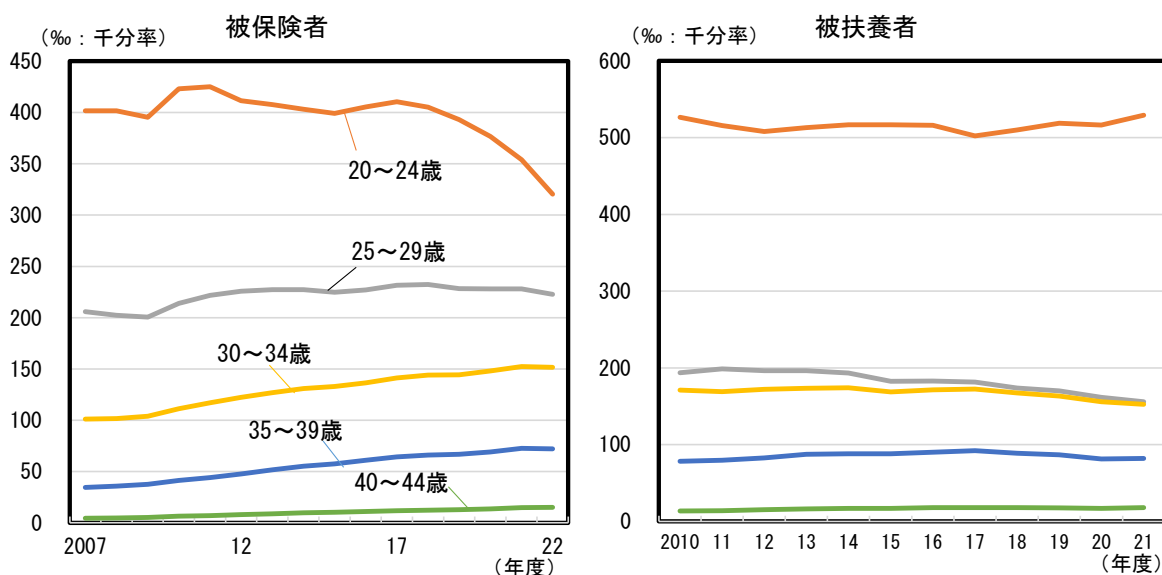
親などの扶養から抜けるパターンは主に本人の就職による場合（被保険者となる場合）と、結婚による場合（配偶者の制度の被扶養者となる場合）がある。**図表 7**は、親の所得が比較的低い世帯において、女性が成人しても親などの扶養から抜けにくくなっている可能性と、親などの扶養に留まる成人女性が結婚しにくくなっている可能性を示唆する。

3. 被保険者・被扶養者の有配偶出生率の変化

被保険者は有配偶出生率上昇、被扶養者は有配偶出生率低下

図表 8は、被保険者女性と被扶養者女性の有配偶出生率の推計値の推移である。

図表 8 被保険者・被扶養者の有配偶出生率（推計値）の推移（有配偶者 1,000 人あたり）



(注) 年齢階級別有配偶出生率は、年齢階級別出生率から有配偶率を除くことによって求めているため、就業構造基本調査の調査年度（2007、12、17、22 年度）以外の年度では、年齢階級別有配偶出生率の推計精度が落ちる。

(出所) 図表 1 掲載資料をもとに大和総研作成

被保険者の有配偶出生率は、有配偶率の高い 30~34 歳、35~39 歳で上昇傾向にあり、これが被保険者の推計 TFR を押し上げている。被保険者の 20~24 歳の有配偶出生率は低下幅が大きいですが、有配偶率が低いため、これによる被保険者の推計 TFR の押し下げ効果は小さい。

被扶養者の有配偶出生率は、有配偶率の高い 25~29 歳、30~34 歳で低下傾向にあり、これが

⁷ 野崎華世・樋口美雄・中室牧子・妹尾渉（2018）「親の所得・家庭環境と子どもの学力の関係：国際比較を考慮に入れて」国立教育政策研究所 NIER Discussion Paper Series No.008、国立大学法人 福岡教育大学「保護者に対する調査の結果を活用した家庭の社会経済的背景（SES）と学力との関係に関する調査研究」令和 4 年度文部科学省委託事業「学力調査を活用した専門的な課題分析に関する調査研究」研究成果報告書（2023 年 3 月 31 日）などを参照。

被扶養者の推計 TFR を押し下げている。

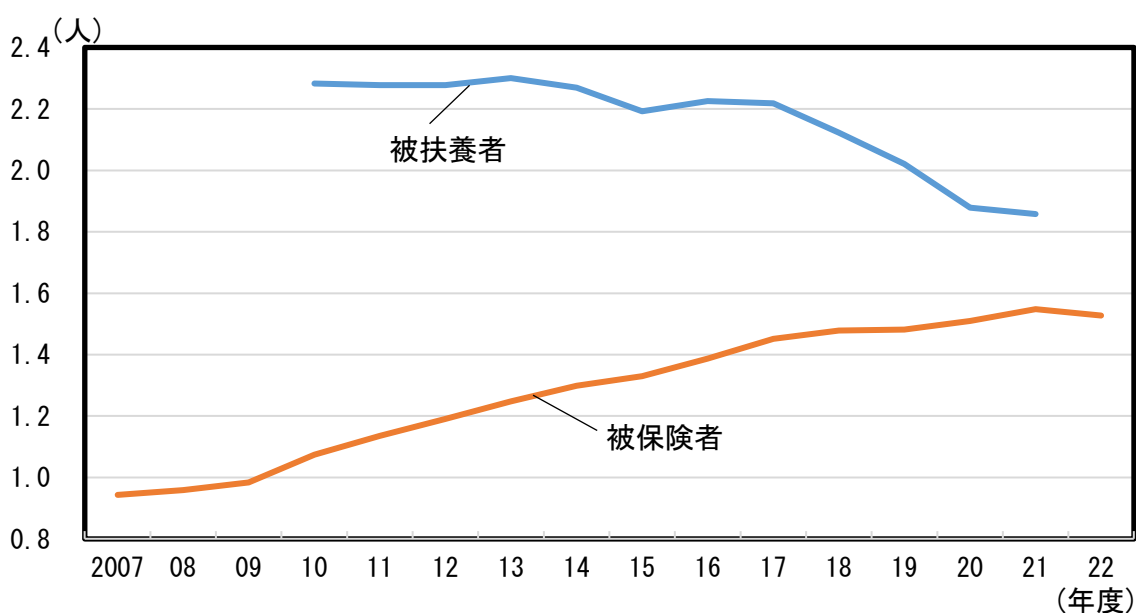
夫婦の完結出生子ども数が示唆する「2人目の壁」の存在

図表 9 は各年度における年齢階級別有配偶率に各年齢の有配偶率を乗じて積上げることで求めた、夫婦の完結出生子ども数である。**図表 9** に示す「夫婦の完結出生子ども数」は、各年度時点の有配偶率と有配偶出生率をもとに算出した期待値であり、推計に推計を重ねた「粗い推計値」だが、結婚後 15～19 年の夫婦による本来の算出法と異なり、タイムラグは生じない。

被保険者の完結出生子ども数は増加傾向にあるが、2021 年度時点で 1.5 人強に留まるものとみられる。被保険者として働く女性が子どもを持ちやすくなってきてはいるものの、依然、2 人目の子どもを持つことは難しく、いわゆる「2人目の壁」が存在するものと考えられる。

被扶養者の完結出生子ども数は 2010 年度から 2017 年度ごろまでは 2.2 人程度で推移していたとみられるが、以後、急速に減少し、2021 年度時点では 1.9 人弱とみられる。2017 年度ごろから急速に、2 人目の子どもを持つことが難しくなり、被扶養者にも「2人目の壁」が立ちはだかるようになったものと考えられる。

図表 9 被保険者・被扶養者の夫婦の完結出生子ども数（各年度時点の期待値）の推移



(注) 「20～44 歳の間継続して被扶養者または被保険者のいずれか一方であり、かつ、40～44 歳時点で有配偶者である妻」が 20～44 歳の間持つ子どもの数の期待値である。実際には、20～44 歳の間継続して被扶養者である女性は少数派だが、就職後比較的早期に結婚・出産を機に退職する女性は、これに近いものと考えられる。データの制約上、被保険者と被扶養者により集計対象期間は異なる。

(出所) 図表 1 掲載資料をもとに大和総研作成

4. おわりに～「2人目の壁」の解消に向けた政策を

近年の急速な少子化の要因としての「2人目の壁」

本レポートで、医療保険属性別の TFR につき、有配偶率と有配偶出生率に分解した推計を行ったところ、2017 年度から 2021 年度までの被用者保険全体の推計 TFR の低下分に占める、有配偶出生率低下の寄与分は約 6 割という結果となった。

また、夫婦の完結出生児数は、被保険者は上昇傾向にあるものの、2022 年度時点で 1.5 人強に留まるものとみられる。被扶養者は、2010 年度から 2017 年度ごろまでは 2.2 人程度で推移していたとみられるが、以後、急速に低下し、2021 年度時点では 1.9 人弱とみられる。

これらの推計結果は、一定の幅をもって解釈する必要があるが、少なくとも、以下のことは確かと言えよう。

被保険者として働く女性の結婚しにくさは解消に向かっており、かつ、結婚した女性が持つ子どもの数は増加傾向にあるが、なお「2人」には遠い水準であり、「2人目の壁」が厚く立ちふさがっているものと考えられる。

一方、結婚して配偶者の扶養に入った被扶養者女性が持つ子どもの数は、2017 年度以後減少傾向にあり、「2人」を割ったとみられる。被扶養者女性においても、近年「2人目の壁」が立ちだかるようになってきたものと考えられる。

被保険者は、男女の家事育児の分担で「2人目の壁」解消を目指せ

同じ「2人目の壁」であっても、女性が被保険者の世帯と、女性が被扶養者の世帯では直面している課題は異なるものと考えられる。

女性が被保険者として働き続ける世帯における「2人目の壁」は金銭面ではないだろう。被保険者のほとんどは正規雇用者であり、「夫婦とも正規雇用での共働き」実現による生涯賃金の増加額は、妻が出産後パートで復職する場合と比べ、約 5,000 万円から 1 億円超に及び⁸、子育てにかかる費用を十分に賄えるものと考えられる。

「2人目の壁」の要因として考えられることは、女性に家事・育児等の無償労働が偏重しているがゆえの仕事と育児の両立の困難さではないか。

6 歳未満の子どもがいて正規雇用で働く女性は、週 44 時間の無償労働を行っており、短時間勤務制度などを利用し有償労働時間を週 32 時間としてもなお、無償労働と有償労働を合わせた総労働時間が週 77 時間と長時間に及ぶ⁹。

男女の無償労働の偏りを解消する施策としては、男性の育休取得が有効だ。1 カ月以上の育休

⁸ 詳細は、是枝俊悟・佐藤光・和田恵「[希望出生率を実現するために必要な政策](#)」（2022 年 11 月 29 日、大和総研レポート）の図表 11 を参照。

⁹ 詳細は、神田慶司・溝端幹雄・和田恵・高須百華・是枝俊悟「[『L 字カーブ』解消の経済効果と課題は？](#)」（2023 年 5 月 25 日、大和総研レポート）の図表 4（2021 年 10 月調査結果）を参照。

を取得した男性は、未取得者に比べて無償労働時間が週 4 時間ほど長いことが明らかになっている¹⁰。子どもがいる夫婦において、夫の休日の家事・育児時間が長くなるほど、第 2 子以降の生まれる割合が高くなる傾向も示されている¹¹。

2024 年 6 月 5 日に「こども未来戦略」に基づく新たな少子化対策を盛り込んだ「子ども・子育て支援法等の一部を改正する法律」が国会で可決・成立した。この法律では、育児休業給付の拡充（2025 年 4 月施行）が盛り込まれており、夫婦がともに 14 日以上の子育休を取得する場合、最初の 28 日につき給与の手取りの 10 割相当が保障されるようになる。

これまで、男性の所得の低下が育休取得のネックになっていた。法改正を機に、男性の育休取得が進み、無償労働時間の男女差解消の契機になり、「妻が被保険者」の世帯の「2 人目の壁」が解消に向かうことが期待される。

被扶養者世帯には、現金給付と再就職支援の二本立てで所得増を目指せ

女性が被扶養者の世帯では、金銭面が「2 人目の壁」の要因となっているものと考えられる。都道府県別の分析では、「妻が被扶養者」の世帯においては、男性の所得が低い地域で推計 TFR の低下幅が大きい傾向があった¹²。

2012 年から 2022 年の 10 年間で、30 代の子育て世帯は、夫婦とも正規雇用の世帯の割合が上昇することで実質可処分所得が上昇しているが、（妻が被扶養者の世帯に相当する）片働き世帯の実質可処分所得は低下しており、相対的な貧しさが目立つようになってきている¹³。「妻が被扶養者の世帯」、その中でも特に低所得の世帯に対し所得を増やす政策が必要だろう。

近年、政府が少子化対策として行ってきた子育て支援の拡充策は、主に共働き世帯に対する両立支援策であり、片働き世帯や妻が扶養の範囲内で働く世帯に対する支援は乏しかった。3 歳未満の子どもに対する公費の支援は、妻が 0 歳で職場復帰し認可保育所を利用するケースでは 1 人あたり 929 万円であるのに対し、妻が出産前までに退職し 3 歳までに再就職していない場合は児童手当のみの 69 万円と、現状は大きな差がある¹⁴。

「こども未来戦略」の下で行われる新たな少子化対策の中に、「こども誰でも通園制度」¹⁵の創設が含まれている点は評価できる。しかし、年 1.2 兆円の予算を要する児童手当の拡充は、金銭的支援の必要性に乏しい被保険者世帯に及び、かつ、改正による支給額の増加幅は、これまで

¹⁰ 詳細は、神田慶司・溝端幹雄・和田恵・高須百華・是枝俊悟「『L字カーブ』解消の経済効果と課題は？」（2023 年 5 月 25 日、大和総研レポート）の図表 6（2021 年 12 月時点のデータ）を参照。

¹¹ 厚生労働省「第 8 回 21 世紀成年者縦断調査（平成 24 年成年者）の概況」（2020 年 11 月 25 日）参照。

¹² 詳細は、是枝俊悟・佐藤光・和田恵・石川清香「『次元の異なる少子化対策』として何を実施すべきか」（2023 年 2 月 27 日、大和総研レポート）の図表 6 参照。

¹³ 詳細は、是枝俊悟「2012～2022 年の家計実質可処分所得の推計」（2023 年 7 月 10 日、大和総研レポート）の図表 15 参照。

¹⁴ 詳細は、是枝俊悟・佐藤光・和田恵「希望出生率を実現するために必要な政策」（2022 年 11 月 29 日、大和総研レポート）の図表 9 を参照。

¹⁵ 月一定時間までの利用可能枠の中で、親の就労要件を問わず時間単位等で保育所等に通っていない 3 歳未満のこどもが柔軟に利用できる新たな通園給付の制度である。

所得制限がかかっていた高所得世帯においてより大きくなっている。

児童手当による出生率上昇の効果について先行研究を概観すると、低所得世帯や第1子の出生時に大きいとされている¹⁶。また、日本において各健康保険組合の出産育児一時金の支給実績と出生率の関係について分析した先行研究では、妻が被扶養者の世帯において、出産育児一時金の支給額の増加は、所得下位50%の健保組合においては出生率を有意に向上させる効果があった（所得上位50%の健保組合では有意な関係は確認できなかった）としている¹⁷。

既存の子育て支援策から外れていること、および少子化対策としての効果の大きさを考慮すると、今後、金銭給付を拡大する際には、未就園児を育てる低所得の被扶養者世帯が最優先されるべきだろう。

なお、子どもが一定の年齢に達した後も被扶養者世帯向けの金銭的支援を続けることについては、財政制約と公平性の点から国民の理解が得られないだろう。子どもが一定の年齢に達した後は、職業訓練などの再就職支援を行うことで、親自身の所得を増やす政策を行うとよいのではないか。子どもが若い時期の金銭給付と、子どもが一定の年齢に達した後の親への再就職支援の二本立てで所得を増やすことで、「妻が被扶養者世帯」における「2人目の壁」解消を目指すべきだ。

政府は、被保険者・被扶養者それぞれで異なる「2人目の壁」の課題に対処し、誰もが希望するだけの子どもを持つことをかなえられるようにすることで、出生率を上向かせることが望まれる。

¹⁶ 詳細は、是枝俊悟・佐藤光・和田恵・石川清香『『次元の異なる少子化対策』実現への道筋』（2023年5月29日、大和総研レポート）の図表5参照。

¹⁷ 田中隆一・河野敏鑑（2009）「出産育児一時金は出生率を引き上げるか——健康保険組合パネルデータを用いた実証分析」、公益財団法人日本経済研究センター『日本経済研究』No. 61、pp. 94-108

補論. 医療保険属性別の有配偶率・有配偶出生率の推計方法

被扶養者の有配偶率の推計

健保組合・協会けんぽ・船員保険については、厚生労働省「健康保険・船員保険被保険者実態調査」において、毎年度、性別・年齢階級別の「被保険者との続柄別の被扶養者数」の統計が公表されている。これを用いて、性別・年齢階級別の「被保険者との続柄が配偶者である被扶養者数」¹⁸の割合をもって、被扶養者の有配偶率とした。

共済組合においては、女性の被扶養配偶者数が得られないため、年齢階級ごとに、女性の国民年金第3号被保険者数から他の被用者保険の女性の被扶養者配偶者数を差し引くことで、(医療保険における)共済組合の女性の被扶養配偶者数を求め、これを共済組合の女性の被扶養者数で除して被扶養者の有配偶率とした。

離別・死別者は配偶者の扶養に入り続けることができないため、被扶養者につき求められる有配偶率は、「離別・死別を含まない有配偶率」となる。

被保険者の有配偶率の推計

被保険者については、基本的に婚姻の有無によって医療保険制度の扱いが異なることはないため、医療保険の統計から有配偶率を直接得ることはできない。

総務省「就業構造基本調査」では、2007年以後、5年ごとに、性別・年齢階級別・配偶関係別・雇用形態別の就業者数が推計されている。正規の雇用者のほとんどが被用者保険に加入していると考えられることから、性別・年齢階級別の被用者保険(健保組合、協会けんぽ、共済組合、船員保険)の被保険者の総数のうち、まず、正規の雇用者は全員が被用者保険に加入しているものとみなし、残りの人数を被用者保険に加入する非正規の雇用者とみなすことで、被用者保険全体の被保険者の性別・年齢階級別有配偶率を求めた。

上記統計における配偶関係は、「未婚(離別・死別を含まない)かそれ以外か」のみが得られるため、被保険者について求められるのは、「離別・死別を含む有配偶率」となる。

TFRの推計方法の検討(GFR法とMFR法の比較)

本来、TFRを求めるためには年齢階級別の女性人数の分布と、年齢階級別出生率のデータの両方が必要だが、公表統計からは年齢階級別出生率を直接得ることができない。

そこで、これまで大和総研では、まず総出生率(GFR, General Fertility Rate)¹⁹を求めた

¹⁸ 夫が無職で親の扶養に入っている女性など、「被保険者との続柄が配偶者」でない有配偶の女性も存在するが、稀であるとみられ、本レポートでは考慮しなかった。

¹⁹ 総出生率とは、ある年の出生数を、再生産年齢の女性人口で除したものである。一般的には、15歳から49歳までの女性を再生産年齢とみなし総出生率を算出することが多い。しかし、実際には19歳未満および45歳以上の女性による出生率は極めて低い。総出生率を算出するにあたり、19歳未満および45歳以上の女性の人数的変動による影響が大きくなるようにするため、20歳から44歳までの女性を再生産年齢とみなした。

上で、年齢階級別出生率が全国平均と比例的な関係にあることを仮定することで、次の**補論図表 1**の推計式により GFR から TFR を推計していた(この推計法を、GFR 法と呼ぶこととする)。

補論図表 1 GFR 法による TFR の推計式

$$TFR(x, y) = TFR(N, y) \times \frac{GFR(x, y)}{eGFR(x, y)}$$

TFR(x, y) : x という集団の y 年の TFR (合計特殊出生率) [15~49 歳の範囲]

TFR(N, y) : 全国平均 (National) の y 年の TFR [15~49 歳の範囲]

GFR(x, y) : x という集団の y 年の GFR (総出生率) [20~44 歳の範囲]

eGFR(x, y) : x という集団の各年齢階級別の出生率が全国平均と同じだった場合の y 年の GFR [20~44 歳の範囲]

(出所) 大和総研作成

今回のレポートでは、一部の年度やグループについて、性別・年齢階級別の有配偶者数を推計することができた。このため、まず、有配偶出生率 (MFR, Marital Fertility Rate) ²⁰ を求めた上で、年齢階級別有配偶出生率が全国平均と比例的な関係にあることを仮定することで、次の**補論図表 2**の推計式により、MFR から TFR を推計することもできる (この推計法を MFR 法と呼ぶこととする)。

今回のレポートでは、従来通り、GFR 法によって TFR や夫婦の完結出生子ども数などを求めているが、次の**補論図表 3**により MFR 法によって求めた場合との違いを確認できる。

補論図表 2 MFR 法による TFR の推計式

$$ASFR(x, y, t) = ASMR(N, y, t) \times \frac{MFR(x, y)}{eMFR(x, y)}$$

$$TFR(x, y) = \sum_{t=20}^{44} ASFR(x, y, t) + \left(\sum_{t=15}^{19} ASFR(N, y, t) + \sum_{t=45}^{49} ASFR(N, y, t) \right) \times \left(\sum_{t=20}^{44} ASFR(x, y, t) / \sum_{t=20}^{44} ASFR(N, y, t) \right)$$

ASFR(x, y, t) : x という集団の y 年の t 歳の ASFR (Age-Specific Fertility Rate, 年齢別出生率)

ASFR(N, y, t) : 全国平均 (National) の y 年の t 歳の ASFR

ASMR(N, y, t) : 全国平均 (National) の y 年の t 歳 ASMR (Age-Specific Marital Rate, 年齢別有配偶率)

MFR(x, y) : x という集団の y 年の MFR (有配偶出生率) [20~44 歳の範囲]

eMFR(x, y) : x という集団の各年齢階級別有配偶出生率が全国平均と同じだった場合の y 年の MFR [20~44 歳の範囲]

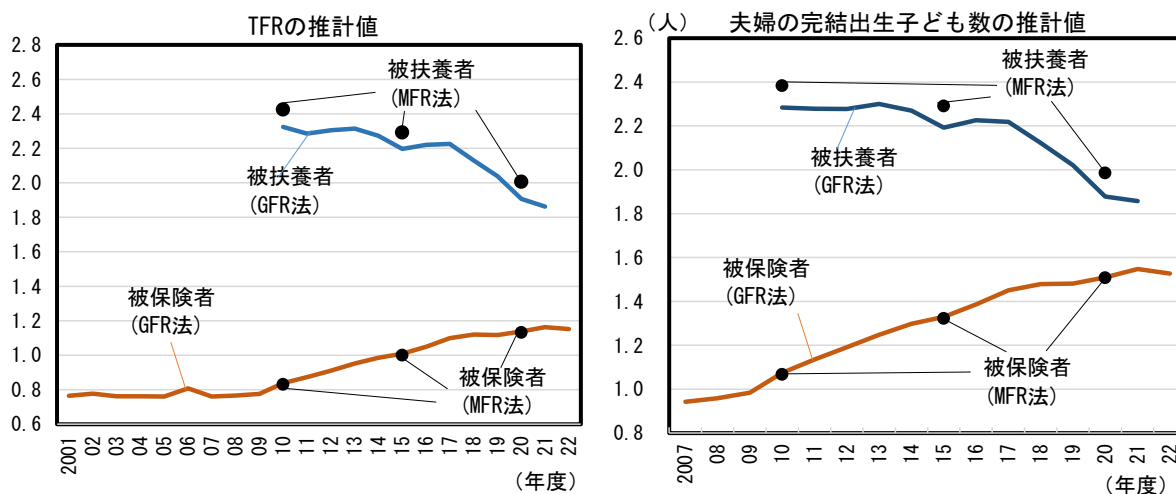
TFR(x, y) : x という集団の y 年の TFR (合計特殊出生率) [15~49 歳の範囲]

(注) 実際には、ASMR・ASFR は 1 歳ごとではなく、5 歳ごとに求めている。第 2 式は、本来であれば、 $TFR(x, y) = \sum_{t=15}^{49} ASFR(x, y, t)$ で求めることができるが、ここでは、脚注 19 記載の通り、MFR を 20~44 歳の範囲で求めているため、20 歳未満および 45 歳以上の年齢階級別出生率につき、20~44 歳合計の年齢階級別出生率に対する比率が全国平均と同じであると仮定して求めている。

(出所) 大和総研作成

²⁰ 有配偶出生率とは、ある年の出生数を、再生産年齢の有配偶女性人口で除した値である。GFR と同様に、本レポートでは再生産年齢を 20 歳から 44 歳までとした。

補論図表 3 GFR 法と MFR 法による、TFR と夫婦の完結出生子ども数の推計値の比較



(出所) 図表 1 掲載資料をもとに大和総研作成

補論図表 3 を見ると、被保険者の TFR および夫婦の完結出生児数の推計値は GFR 法でも MFR 法でもほぼ同じ値をとっていることが分かる。一方、被扶養者については、TFR および夫婦の完結出生児数のいずれも、GFR 法を用いるより MFR 法を用いる方が若干高くなった（いずれの年度も、TFR および夫婦の完結出生子ども数の推計値は 0.10（人）程度高くなった）。ただし、その差は年度を通じてほぼ一定であり、2010 年度から 2020 年度にかけて、TFR および夫婦の完結出生子ども数の推計値がいずれも低下傾向にあることは GFR 法でも MFR 法でも変わらない。

GFR 法と MFR 法のいずれが、TFR の推計方法としてより適切かは現段階では判断できないが、本レポートの主要な結論は、いずれの手法を用いても変わらないこととなる。

【以上】