

女性の労働参加の進展がマクロ経済に与える影響
—マクロ経済モデルによる試算—

独立行政法人 労働政策研究・研修機構
副主任研究員 中野 諭

《要旨》

本研究の目的は、マクロ経済モデルを用いたシミュレーションによって、女性の労働参加の進展がマクロ経済、とりわけ実質 GDP に与える影響を評価することである。先行研究では、女性の労働参加の進展がマクロ経済に影響を与える経路として経済の供給側、すなわち労働投入の増加に伴う潜在 GDP の増加に焦点を当てているが、本研究では需要側を考慮している。

具体的には、労働政策研究・研修機構（2014、2016）の労働力需給モデルを賃金の変化が民間消費支出を通して GDP の変化に反映されるように変更し、概して 2014 年までの実績値を用いて新たにモデルを構成する方程式のパラメータの推定を行う。次に、女性の労働参加が現状（2014 年）のまま将来一定で推移するケースをベースラインケースとし、女性の労働参加が現状よりも進むケースとシミュレーション結果の比較を行っている。

シミュレーションの結果、女性の労働参加の進展が実質 GDP にプラスの影響を与えることが定量的に確認された。

（備考）本研究は、独立行政法人 労働政策研究・研修機構と独立行政法人 経済産業研究所の共同研究「「ダイバーシティと経済成長・企業業績」研究プロジェクト」（平成 26～27 年度）の一環で実施されたものである。本研究の遂行に当たり、独立行政法人 労働政策研究・研修機構に設置された労働力需給推計研究会・マクロ作業部会にて議論を行った。また、同機構・臨時研究協力員の佐藤香織氏には、モデルの方程式のパラメータ推定にご協力いただいた。記して、感謝したい。ただし、本論文は、執筆者個人の責任で発表するものであり、独立行政法人 労働政策研究・研修機構及び独立行政法人 経済産業研究所としての見解を示すものではない。

目次

1	はじめに	1
2	モデル	2
2.1.	労働力需要ブロック	4
2.2.	労働力供給ブロック	7
2.3.	労働力需給調整ブロック	16
3	シナリオ	23
3.1.	経済成長率及び物価上昇率	23
3.2.	労働力供給ブロックの外生変数	24
4	女性の労働参加進展の状況	36
5	マクロ経済のシミュレーションの結果	41
6	おわりに	42
	参考文献	43
	付表 A 女性の年齢階級別労働力率及び労働力人口	45
	付表 B 女性の年齢階級別就業率及び就業者数	46

労働力需給推計研究会 マクロ作業部会 名簿 (2016年1月1日現在)

(委員) 五十音順、敬称略

阿部 正浩 中央大学 経済学部 教授

加藤 久和 明治大学 政治経済学部 教授

中野 諭 労働政策研究・研修機構 副主任研究員

(研究協力者)

佐藤 香織 労働政策研究・研修機構 臨時研究協力員

※なお、委員の3名は、独立行政法人 経済産業研究所の「「ダイバーシティと経済成長・企業業績」研究プロジェクト」のメンバーも兼ねている。

1. はじめに

女性の労働参加の進展がマクロ経済に影響を与える経路を考える場合、経済の供給側と需要側の両面から接近することが必要である。前者は主として女性の労働力人口の増加をはじめとする労働市場への影響等であり、後者は女性の労働参加の進展に伴う賃金・所得の変化とこれによる消費・投資等への影響である。

先行研究では、前者に焦点を当て、女性の労働力人口の増加によって潜在 GDP が押し上げられる効果を取り上げている。たとえば、Daly (2007) は、平均労働生産性（マンパワーベース）及び平均労働時間が変化しないと仮定すると、女性の就業率が男性と同水準まで引き上げられた場合、日本では 16%、ユーロ圏では 13%、アメリカでは 9%、それぞれの GDP の水準を高められるポテンシャルがあることを示している。Daly (2007) によれば、実証分析の結果が就業率を 1%ポイント上昇すると労働生産性が平均して 0.3～0.4%ポイント低下することを示唆していることから、日本における 16%の GDP 上昇ポテンシャルは、現実的には 10～11%程度であると考えておけば良いだろう。

チャド・中根 (2012) は、日本の女性の労働力率を日本とイタリアを除く G7 の水準まで引き上げれば（これは、2010 年の女性の労働力率 63%が 2030 年に 70%まで高まるという想定である¹⁾）、日本の 1 人当たり GDP がベースラインシナリオよりも約 4%増加するという WEO と IMF のスタッフによる推計結果を示している。また、北欧諸国の水準（75%程度）まで引き上げることができれば、1 人当たり GDP がさらに約 4%増加、つまりベースラインシナリオよりも約 8%増加する。GDP の潜在的な成長に与える影響で考えれば、前者のシナリオで約 0.2%、後者のシナリオで約 0.4%である。

OECD (2012) は、2010 年における男女の労働力率のギャップが将来も解消されない不変シナリオと比べ、2030 年までに 2010 年のギャップが 50%解消されれば、日本では 0.4%ポイント、OECD 諸国平均では 0.3%ポイント、それぞれ 1 人当たり GDP 成長率が高まると推計している。また、ギャップが 75%解消される場合は、日本で 0.6%ポイント、OECD 諸国平均で 0.5%ポイント、ギャップが 100%解消される場合は、日本で 0.8%ポイント、OECD 諸国平均で 0.6%ポイント、それぞれ不変シナリオよりも 1 人当たり GDP 成長率が高まる結果になっている。

本研究の目的は、経済の供給側だけではなく、先行研究ではほとんど扱われてこなかった需要側を考慮し、マクロ経済モデルを用いたシミュレーションによって女性の労働参加が GDP に与える影響を評価することである。

労働市場を詳細に描写したマクロ経済モデルとして、労働政策研究・研修機構が作成している労働力需給モデルがすでに存在する（労働政策研究・研修機構 (2014、2016)）。た

¹⁾ 総務省「労働力調査」によれば、2010 年の女性の労働力率は 48.5%である。チャド・中根 (2012) が参照している 2010 年の女性の労働力率は、生産年齢人口（15～64 歳）における労働力率 63.0%のことであると推測される。

だし、同モデルでは、実質 GDP（実質経済成長率）及びその支出項目構成は外生変数として扱われており、労働力の需給が調整される際に変化する賃金に応じて、所得、そして消費や投資が変化する、つまり GDP が変化するプロセスが描写されていない。そこで、本研究では、労働力需給モデルをベースとしつつ、賃金の変化が GDP の変化に反映されるように同モデルを変更し、女性の労働参加進展のシミュレーションを実施している。

本論文の構成は、以下の通りである。次節ではシミュレーションに用いるモデルについて、第 3 節ではシミュレーションのシナリオについて、それぞれ解説している。第 4 節ではシミュレーションの結果について整理し、第 5 節がまとめである。

2. モデル

本研究のモデルは、ベースとしている労働力需給モデルと同様、労働力需要ブロック、労働力供給ブロック及び労働力需給調整ブロックの 3 つのブロックから構成される（モデルのフローチャートは、図 1 の通りである）。

労働力需要ブロックでは、誤差修正モデルによる労働力需要関数に、名目付加価値（名目 GDP）、時間当たり賃金及び労働時間を与えて労働力需要を求める。このうち名目付加価値は、内生変数である実質民間最終消費支出、外生変数である経済成長率（民間最終消費支出分を除く）、最終需要の項目構成及び GDP デフレーターを与えて算出される。実質民間最終消費支出は、内生変数である時間当たり賃金、労働時間及び就業者数、外生変数である GDP デフレーターから決定される。労働時間は、フルタイム及び短時間雇用者の労働時間、並びに短時間雇用者比率の将来における想定から算出する。時間当たり賃金は、労働力需給調整ブロックにおいて推計された変化率から算出する。

労働力供給ブロックは、2 つのパターンを用意する。1 つは、性・年齢階級別労働力率を外生的に与えるパターンであり、もう 1 つは、それらを女性についてのみ内生的に決定するパターンである。後者の場合は、各性・年齢階級で推定した労働力率関数に、労働力率を規定する要因と考えられる進学率、出生率、短時間雇用者比率、保育所・幼稚園在籍児童比率等を与えて労働力率を求める。（なお、女性については、配偶関係の別（有配偶、無配偶・その他の 2 区分）で行う。）次いで、求めた労働力率に将来推計人口を乗じることで、労働力人口を算出する。労働力率を規定する要因は、性・年齢階級に応じて変える。その将来想定値は、完全失業率と実質賃金を除き、外生的に与えている。完全失業率は、1 期前において推計された完全失業率である。実質賃金は、無配偶・その他の女性の労働力率の規定要因の 1 つとしたものであるが、労働力需給調整ブロックにおいて決定される賃金変化率から算出する。

労働力需給調整ブロックでは、フィリップス曲線の考え方を応用することによって、有効求人倍率、消費者物価変化率及び交易条件（輸出物価指数及び輸入物価指数の比）から賃金上昇率を算出する。また、有効求人倍率から性・年齢階級別に完全失業率を求める変

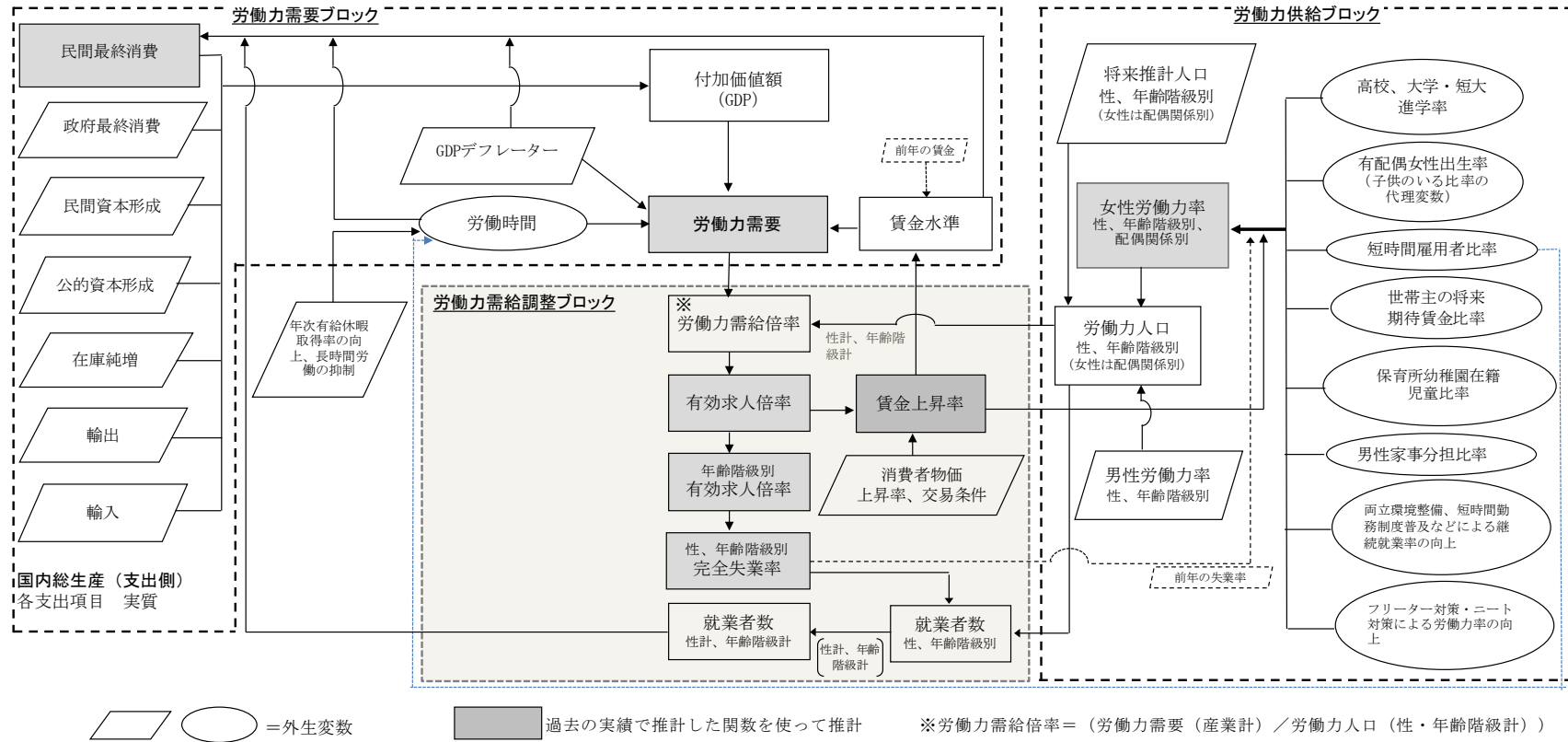


図1 モデルのフローチャート (女性労働力率が内生変数のケース)

換式を過去の実績に基づいて推定し、性・年齢階級別に完全失業率を求める。有効求人倍率は、労働力需要ブロックにおいて算出される各産業の労働力需要計と、労働力供給ブロックにて算出される各性・年齢階級の労働力人口計の比（労働力需給倍率）を、過去の実績から推定した変換式で変換して得たものである。消費者物価変化率及び交易条件は、外生的に与える。

労働力需要ブロック及び供給ブロックにおいて算出される労働力需要及び労働力人口から労働力需給調整ブロックにおいて賃金変化率が算出され、それが労働力需要ブロック及び供給ブロックにフィードバックし、新たな賃金水準で労働力需要と労働力人口が算出される。フィードバックさせる前と後を比較し、賃金変化率が収束したと見なせる時点でモデル計算が終了した（労働力需要、労働力人口等の各推計値が決定された）と判断する。収束時点における完全失業率及び労働力人口から就業者数を性・年齢階級別に算出する。

2.1. 労働力需要ブロック

労働力需要ブロックにおいては、賃金水準や就業者数等から実質民間最終消費支出を内生的に決定し、他の最終需要の支出項目の将来値を外生的に与えることで実質付加価値（実質 GDP）を推計する。その実質付加価値（実質 GDP）や賃金水準等から労働力需要関数を通して労働力需要を推計している。

(1) 実質民間最終消費支出の決定式（消費関数）

実質民間最終消費支出は、マクロの消費関数の誤差修正モデルによって推計している。実質民間最終消費支出の長期均衡式を、(1)式のように定式化する。

$$\ln C_p(t) = \ln \alpha_p + \ln R(t) \quad \dots (1)$$

ただし、 C_p ：実質民間消費支出、 R ：実質労働者所得（ $R = \frac{LwH}{p}$ ）、 L ：就業者数、 w ：時間当たり賃金、 H ：総実労働時間、 p ：GDP デフレーター

これに対する誤差修正モデルは、(2)式の通りであるが(Δ は差分演算子、 ε は攪乱項)^{2,3}、

$$\Delta \ln C_p(t) = \text{const.} + a_p \Delta \ln R(t) + c_p \{ \ln C_p(t-1) - \ln \alpha_p - \ln R(t-1) \} + \varepsilon(t) \quad \dots (2)$$

本研究では、さらに一般化させた(3)式のような形で係数の推定を行っている。

² 誤差修正モデルとは、被説明変数と説明変数とに安定的な関係（長期均衡）があるときに、その調整過程を前期までの均衡からの乖離分（誤差）で説明するモデルである。

³ 差分演算子 Δ は変数の階差をとったものであり、たとえば $\Delta \ln C_p(t) = \ln C_p(t) - \ln C_p(t-1)$ となる。

$$\Delta \ln C_p(t) = const. + a_p \Delta \ln R(t) + c_p \{ \ln C_p(t-1) - \ln \alpha_p - b'_p \ln R(t-1) \} + \varepsilon(t) \dots (3)$$

$\ln \alpha_p$ は定数項に含まれるので整理すると、(4)式のような推定式となる。

$$\Delta \ln C_p(t) = const. + a_p \Delta \ln R(t) + b_p \ln R(t-1) + c_p \ln C_p(t-1) + \varepsilon(t) \dots (4)$$

推定に用いたデータについては、実質民間最終消費支出（連鎖方式）及び GDP デフレーターを内閣府「国民経済計算」、就業者数を総務省「労働力調査」、総実労働時間及び時間当たり賃金を厚生労働省「賃金構造基本統計調査」よりそれぞれ得ている。なお、総実労働時間は、企業規模 10 人以上・民営・産業計の一般労働者の所定内実労働時間数と超過実労働時間数を合計したものである。時間当たり賃金は、企業規模 10 人以上・民営・産業計の一般労働者のきまって支給する現金給与額を総実労働時間で除したものである。推定期間は 1984～2014 年であり、説明変数の外生性が満たされたため、推定方法は OLS（最小二乗法）である。

実質民間最終消費支出の決定式の推定結果は、表 1 の通りである。

表 1 実質民間最終消費支出の決定式の推定結果

	定数項	dlnR	lnR(-1)	lnCp(-1)	推定期間/ 推定方法
dlnCp	0.521 (0.301)*	0.505 (0.123)***	0.061 (0.114)	-0.111 (0.112)	1984-2014 OLS
Test of Weak Instruments		F= 2.852 **	F= 1404.670 ***	F= 1756.312 ***	
Test of Overidentification	1.966				
Test of Exogeneity	F= 0.982				
年次ダミー	no				
Adjusted R-squared	0.735				
D.W.	1.918				

注) 括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準 1%、5%及び 10%で有意であることを示す。

(2) 実質付加価値（実質 GDP）の決定式

本研究では、実質付加価値（実質 GDP）の構成要素のうち実質民間最終消費支出のみ内生的に決定し、その他の最終需要の支出項目は外生的に与える。つまり、政府最終消費支出、総固定資本形成（民間及び公的）、在庫品増加（民間及び公的）、財貨・サービスの輸出及び輸入は外生的に与える。(5)式は、実質 GDP の恒等式である。

$$Y \equiv C_p + C_g + I + S + E - M \dots (5)$$

ただし、 Y : 実質 GDP、 C_p : 実質民間消費支出、 C_g : 実質政府最終消費支出、 I : 実質総固定資本形成、 S : 実質在庫品増加、 E : 実質輸出、 M : 実質輸入

(3) 労働力需要関数

労働力需要は、付加価値ベースの労働力需要関数によって推計している。労働力需要関数は、被説明変数である就業者数と説明変数である実質付加価値（実質 GDP）、付加価値（GDP）デフレーター、賃金水準、労働時間との関係をコブ＝ダグラス型生産関数を前提とする誤差修正モデルで捉えたものである

コブ＝ダグラス型生産関数（ $Y = A(LH)^\alpha K^\beta$ ）を想定すると、限界生産力命題から(6)式が導かれる。

$$L = \alpha \frac{pY}{wH} \quad \dots (6)$$

ただし、 Y : 実質 GDP、 A : 定数項、 L : 就業者数、 H : 総実労働時間、 α : 生産関数における労働投入パラメータ、 K : 資本投入、 β : 生産関数における資本投入パラメータ、 p : GDP デフレーター、及び w : 時間当たり賃金。

$Z = \frac{pY}{wH}$ とおくと、(6)式の両辺の対数をとった長期均衡式は(7)式のように表わされる。

$$\ln L(t) = \ln \alpha + \ln Z(t) \quad \dots (7)$$

これに対する誤差修正モデルは、(8)式の通りであるが(Δ は差分演算子、 ε は攪乱項)、

$$\Delta \ln L(t) = \text{const.} + a\Delta \ln Z(t) + c\{\ln L(t-1) - \ln \alpha - \ln Z(t-1)\} + \varepsilon(t) \quad \dots (8)$$

本研究では、さらに一般化させた(9)式のような形で係数の推定を行っている。

$$\Delta \ln L(t) = \text{const.} + a\Delta \ln Z(t) + c\{\ln L(t-1) - \ln \alpha - b' \ln Z(t-1)\} + \varepsilon(t) \quad \dots (9)$$

$\ln \alpha$ は定数項に含まれるので整理すると、(10)式のような推定式となる。

$$\Delta \ln L(t) = \text{const.} + a\Delta \ln Z(t) + b \ln Z(t-1) + c \ln L(t-1) + \varepsilon(t) \quad \dots (10)$$

推定に用いたデータについては、実質 GDP（連鎖方式）を内閣府「国民経済計算」より得ている。その他の説明変数のデータソースは、実質民間最終消費支出の決定式と同様である。推定期間は 1984～2014 年であり、推定方法は 2SLS（二段階最小二乗法）である。説明変数のラグ付き変数を操作変数として用いている。

労働力需要関数の推定結果は、表 2 の通りである。

表 2 労働力需要関数の推定結果

	定数項	dlnZ	lnZ(-1)	lnL(-1)	推定期間/ 推定方法
dlnL	0.205 (0.770)	0.425 (0.221)*	0.105 (0.051)**	-0.111 (0.124)	1984-2014 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 7.871 ***	F= 88.822 ***	F= 193.348 ***	
Test of Overidentification	0.235				
Test of Exogeneity	F= 4.245 **				
年次ダミー	no				
Adjusted R-squared	0.744				
D.W.	1.970				

注) 括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準 1%、5%及び 10%で有意であることを示す。

2.2. 労働力供給ブロック

労働力供給ブロックにおいては、行動要因・政策要因等の将来値から労働力率関数を通して性・年齢階級別労働力率を推計し、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」(2012年1月出生・死亡中位推計)における人口に乗じて、性・年齢階級別労働力人口を推計している。

労働力率関数は、被説明変数である労働力率(下記①)と説明変数である行動要因・政策要因等(下記②~⑫)との関係を線形モデルで捉えたものである。労働力率関数の変数の概要及び推定に使用したデータは、以下の通りである。なお、⑤及び⑥は、本研究では外生変数として扱う男性労働力率の規定要因であるが、参考までに掲載している。

①労働力率

労働力率は労働力人口を人口で除したものであり、性(「男性」、「女性(有配偶)」、「女性(無配偶・その他)」の3区分)・年齢階級別(年齢5歳階級別)に推計する。労働力率関数の推定に当たっては、被説明変数の労働力率をロジット変換している。ロジット変換前の労働力率を P (%)、変換後の労働力率を p とすると、変換の方法は(11)式の通りである。

$$p = \ln(P/(100 - P)) \quad \dots (11)$$

したがって、労働力率を規定する行動要因・政策要因等を V とすると、推定する労働力率関数の関数形は(12)式の通りである (ε は攪乱項)。

$$p(t) = const. + \sum_{i=1} d_i V_i(t) + \varepsilon(t) \quad \dots (12)$$

なお、男性の70歳以上、女性(有配偶)の60歳以上、女性(無配偶・その他)の55歳以上の各年齢階級については労働力率関数によって推計するのではなく、直近の年齢階

級から一定の残存率(コーホート⁴残存率)で推移するものとして将来推計を行っている⁵。具体的には、対象となる各年齢階級の労働力率について、5年前の5歳若い年齢階級の労働力率から低下した率(1-残存率)の2014年の実績値、もしくは2010~2014年の実績値の平均値を使って推計している^{6,7}。

また、「女性(有配偶)」の15~19歳については、労働力人口の絶対数が少なく、2014年の労働力率を計算するとゼロになってしまうので、労働政策研究・研修機構(2014)と同様、2000~2012年の労働力率の平均値を採用している⁸。「女性(有配偶)」の20~24歳階級についても、労働力人口の絶対数が少ないので、2014年の労働力率を単純延長している。

データは、労働力人口が総務省「労働力調査」、15歳以上人口のうち実績値については総務省「労働力調査」、将来値については国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口(2012年1月出生・死亡中位推計)」よりそれぞれ得ている。ただし、「労働力調査」から得る実績値のうち、65歳以上の配偶関係別データはないので、本研究において推計して得た値を実績値として用いている⁹。また、2005年~2010年は「労働力調査」の平成22年(新)基準人口による時系列接続用数値、2011年は東日本大震災に伴う補完推計値(平成22年(新)基準人口ベース)である。2005~2011年の70歳以上については同じ基準人口ベースの値がないので、総務省によるベンチマーク人口の基準切替えに伴う補完補正の方法を参考に本研究において推計して得た値を用いている。やはり補完推計値が公

⁴ コーホート(世代集団)とは、ある時点における、ある年齢階級に属する者を1つの集団として捉えたものである。

⁵ 2010年「国勢調査」によれば、女性(無配偶・その他)の55~59歳以下の年齢階級においては各年齢階級の人口に占める未婚の割合が死別のそれを上回っているが、60~64歳以上の年齢階級においては逆転する。したがって、60~64歳以上の労働力率の変化については同一コーホートの影響だけでなく、女性(有配偶)からの移動の影響が相対的に大きくなると考えられる。そのため、女性の60歳以上については、配偶関係別に残存率を想定せず、有配偶及び無配偶・その他いずれについても女性計の残存率を使用している。

⁶ 男性70~74歳から75~79歳、女性80~84歳から85歳以上については、2014年の実績値がトレンドから乖離しているため、2010~2014年の実績値の平均値を採用している。

⁷ コーホート残存率は、男性70~74歳で0.651、男性75~79歳で0.621、男性80~84歳で0.589、男性85歳以上で0.511、女性(有配偶)60~64歳で0.778、女性(有配偶)65~69歳で0.703、女性(有配偶)70~74歳で0.665、女性(有配偶)75~79歳で0.608、女性(有配偶)80~84歳で0.526、女性(有配偶)85歳以上で0.343、女性(無配偶・その他)55~59歳で0.949、女性(無配偶・その他)60~64歳で0.778、女性(無配偶・その他)65~69歳で0.703、女性(無配偶・その他)70~74歳で0.665、女性(無配偶・その他)75~79歳で0.608、女性(無配偶・その他)80~84歳で0.526、女性(無配偶・その他)85歳以上で0.343である。

⁸ 2000~2012年「労働力調査」から算出される女性(有配偶)15~19歳の平均労働力率は21.84%であり、2010年「国勢調査」における女性(有配偶)15~19歳の労働力率25.96%と同程度の水準である。

⁹ 女性の高齢部分については、「労働力調査」から5歳年齢階級別労働力率の情報を配偶関係別に得られない。それゆえ、「国勢調査」から得られる5歳年齢階級別・配偶関係別15歳以上人口及び労働力人口構成を初期値として与え、「労働力調査」の5歳年齢階級別15歳以上人口及び労働力人口、並びに配偶関係別15歳以上人口及び労働力人口と整合的になるように、RAS法によって5歳年齢階級別・配偶関係別15歳以上人口及び労働力人口を推計する。推計された5歳年齢階級別・配偶関係別15歳以上人口及び労働力人口より、労働力率を算出する。

表されていない配偶関係別データは、補完前の配偶関係別構成比を基に、補完後の女性のデータを分割して得た値を用いている。

配偶関係別 15 歳以上人口の将来値については、「日本の世帯数の将来推計（全国推計）（2013 年 1 月推計）」から配偶関係別割合を算出し、「日本の将来推計人口（2012 年 1 月推計）」の人口に乗じて分割している。

② 高校進学率、大学・短大進学率

大学・短大進学率は 20～24 歳階級の労働力率関数の説明変数であるが、進学は 18 歳程度の時であることから、2 年さかのぼったデータを用いている。つまり、2 期前（2 年前）の大学・短大進学率の上昇は、当期（当年）における 20～24 歳階級の労働力率に影響を与えると考える。

データは、文部科学省「学校基本調査」より得ている。2014 年における高校進学率は、男性 96.1%、女性 96.9%であり、大学・短大進学率は、男性 51.6%、女性 56.2%である。

③ 短時間雇用者比率

短時間雇用者は、週 35 時間未満の雇用者数（産業計）を雇用者数計（産業計）で除したものである。

データは、総務省「労働力調査」より得ている¹⁰。2014 年における短時間雇用者比率は、29.8%である。

④ 前期完全失業率

基本的には説明する労働力率と同じ年齢階級の 1 期前（1 年前）の完全失業率を説明変数としているが、符号条件を満たさなかった男性 15～19 歳は、男女計・年齢計の完全失業率（1 期前）を用いている。同様に、男性 60～64 歳及び 65～69 歳は、男性年齢計の完全失業率（1 期前）を用いている。

データは、総務省「労働力調査」（2005 年～2010 年は「労働力調査」の平成 22 年（新）基準人口による時系列接続用数値、2011 年は東日本大震災に伴う補完推計値の労働力人口及び失業者数より算出）より得ている。

⑤ 年齢階級別賃金／年齢計賃金

男性・年齢計賃金に対する男性・当該年齢階級の賃金の相対比の変化は、男性若年層の労働力率に影響を与える要因と考える。

データは、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より得ており、男性産業計・一般労働

¹⁰ 2011 年は、2010 年及び 2012 年の平均値で補間推計している。

者の年齢計・年齢階級別きまって支給する現金給与額を用いている。なお、労働力供給ブロックにおける「賃金構造基本統計調査」の賃金及び労働時間は、企業規模 10 人以上で民営の値である。

⑥ 希望者全員が 65 歳まで雇用の確保される企業割合

65 歳まで雇用が確保される企業割合は、①定年制を定めていない企業の割合、②定年年齢が 65 歳以上の一律定年制を定めている企業の割合、及び③定年年齢が 65 歳未満の一律定年制を定めている企業のうち 65 歳以上か年齢の定めのない勤務延長制度あるいは再雇用制度があり、適用対象者が原則として希望者全員となっている企業の割合の合計である。

データは、厚生労働省「高年齢者の雇用状況」、「雇用管理調査」、「就労条件総合調査」における 31 人（もしくは 30 人）以上規模の企業割合を使用しているが、公表されていない年次については、本研究における推計値である。2014 年における希望者全員が 65 歳まで雇用の確保される企業割合は、71.0%である。

⑦ 有配偶出生率

有配偶出生率は、5 年前の同一コーホートの出生率（女性人口千対）を 5 年前の同一コーホートの有配偶比率で除したもの、つまり 5 年前の同一コーホートについての出生数を有配偶女性人口で除したものである。

データは、厚生労働省「人口動態調査」、総務省「労働力調査」より得ている。2013 年における有配偶出生率は、25～29 歳で 238.2 であり、30～34 歳で 162.4 である。

⑧ 保育所・幼稚園在籍児童比率

保育所・幼稚園在籍児童比率は、保育所在所児童数及び幼稚園在園児童数の合計を 0～6 歳人口で除したものである。

データは、保育所在所児童数が厚生労働省「社会福祉行政業務報告」、幼稚園在園児童数が文部科学省「学校基本調査」、0～6 歳人口が総務省「人口推計」よりそれぞれ得ている。2014 年における保育所・幼稚園在籍児童比率は、54.2%（保育所在籍児童数は概数）である。

⑨ 男性の家事分担比率

男性の家事分担率は、夫の家事時間を夫の家事時間及び妻の家事時間で除したものである。

ただし、労働政策研究・研修機構（2008）と同様、回帰分析によらず、クロスセクションデータの家事分担比率と就業率のプロビット分析の結果を用いて逆算したパラメータを労働力率関数の外から与えている。

具体的には、中野（2015）によるプロビット分析の結果を使用し、男性の家事分担比率上昇によるロジット変換された女性の労働力率上昇への寄与を計算する（表3）。プロビット分析に使用されたデータは、総務省「社会生活基本調査」（2011年）の個票である。

男性の家事分担比率データは、総務省「社会生活基本調査」より得ており、調査実施中間年は直線による補間推計値である。2011年における男性の家事分担比率は、13.2%である（夫全体の家事、介護・看護、育児、買い物の週平均時間の合計を、夫全体及び妻全体の家事、介護・看護、育児、買い物の週平均時間の合計で除したもの）。

表3 男性の家事分担比率のパラメータ

	男性の家事分担比率の限界効果	労働力率(%)		労働力率(ロジット変換後)		男性の家事分担比率のパラメータ	
		2012年	男性の家事分担比率1%上昇後	2012年	男性の家事分担比率1%上昇後		
		(a)	(b)	(c)	(b')		(c')
有配偶女性	25～29歳	0.00265	55.5	55.7	0.220	0.230	0.011
	30～34歳	0.00247	55.6	55.9	0.227	0.237	0.010
	35～39歳	0.00159	60.0	60.2	0.405	0.412	0.007
	40～44歳	0.00085	66.9	66.9	0.702	0.706	0.004

- 注) 1. (a)は、中野（2015）で推定された女性の労働参加確率に対する男性の家事分担比率の限界効果（2011年、各観測値の限界効果を復元乗率で加重平均したもの）。
2. (b)は、総務省「労働力調査」による2012年の実績値。(a)の限界効果は2011年のデータを用いて推定されているので、本来は2011年の実績値を使用すべきであるが、東日本大震災のため、全国の平均値が入手できない。
3. (c)は、(a)の限界効果と(b)の労働力率を用いて、男性の家事分担比率が1%上昇した場合の労働力率を算出したもの。
4. (b')及び(c')は、それぞれ(b)及び(c)をロジット変換したもの。
5. 男性の家事分担比率のパラメータ((c')-(b'))は、男性の家事分担比率1%ポイント上昇に伴うロジット変換後の有配偶女性の労働力率の変化。

⑩ 実質賃金

実質賃金は、きまって支給する現金給与額（産業計・一般労働者・女性）を消費者物価指数（総合指数）で除したものである。

データは、総務省「消費者物価指数」、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より得ている。

⑪ 世帯主の将来期待賃金比率

世帯における核所得者の将来賃金に対する上昇期待は、非核所得者の労働力率を下げる

要因として考える。通常、この説明は既に世帯を一つにしている非核所得者の労働力率についてなされるものであるが、ここでは、将来核所得者になるであろう男性の将来賃金に対する上昇期待が、将来非核所得者になるであろう未婚女性の労働力率を下げるものとして考えている。変数の定義である男性45～49歳賃金を男性20～24歳賃金で除した比率は、労働政策研究・研修機構（2008）で用いられたものである。労働政策研究・研修機構（2008）と同様、女性（無配偶・その他）の20～24歳及び25～29歳における労働力率関数の説明変数としている。

データは、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より得ており、男性産業計・一般労働者の年齢階級別きまって支給する現金給与額を使用している。2014年における賃金比率は、1.870である。

⑫ コーホート要因（5年前の1年齢階級若い労働力率）

労働力率には上記の説明変数では捉えきれない世代の特有性があると考え、コーホート要因（5年前の1年齢階級若い労働力率）を説明変数としている。ただし、世代の特有性の労働力率に与える影響は長期間及ぼすものではないと考え、コーホート要因は5年前までとしている。

労働力率関数の推定結果は、表4～6の通りである。なお、参考までに男性の労働力率関数の推定結果も掲載している。推定期間は、女性が概ね1985～2014年、男性が概ね1990～2014年である¹¹。

推定に当たり、説明変数の外生性が満たされないと判断された場合には、2SLS（二段階最小二乗法）による推定を行っているが、その際には、説明変数のラグ付き変数を操作変数として用いている。説明変数の外生性が満たされる場合には、OLS（最小二乗法）による推定を行っている。

¹¹ 推定期間のうち前後のトレンドから判断して外れ値にあたる年次については、年次ダミー変数を入れてその影響を排除している。各関数に用いた年次ダミーについては、以下の通りである。女性（有配偶）については、25～29歳が1993年、2007年、2010年、30～34歳が1992年、2007年、2010年、35～39歳が2007年、2011年、40～44歳が1996年、1998年、2009年、45～49歳が1990年、1999年、2003年、2011年、50～54歳が1988年、1989年、1998年、1999年、2003年、55～59歳が2002年、2011年である。女性（無配偶他）については、15～19歳が1990年、1998年、2001年、2004年、30～34歳が2008年、2009年、35～39歳が1999年、2000年、40～44歳が1995年、2007年、2010年、45～49歳が1999年、2002年、2009年、50～54歳が1993年、1995年、2008年である。男性については、15～19歳が1982年、1983年、25～29歳が1992年、1996年、2000年、2008年、30～34歳が2000年、65～69歳が2000年、2010年である。

表 4 女性（有配偶）労働力率関数の推定結果

	定数項	前期失業率	保育所・幼稚園在在比率	有配偶出生率 (5期前)	短時間雇用者比率	男性の家事 分担比率	年次ダミー	Adjusted R-squared	D.W.	推定期間/ 推定方法
25-29歳	-2.106 (0.059) ***	-0.029 (0.008) ***	0.047 (0.002) ***				yes	0.978	1.273	1985-2014 OLS
Test of Weak Instruments		F= 9.119 ***	F= 489.355 ***							
Test of Overidentification	0.433									
Test of Exogeneity	F= 2.130									
30-34歳	1.132 (1.628)	-0.141 (0.045) ***	0.034 (0.006) ***	-0.009 (0.005)		0.010	yes	0.717	1.318	1985-2014 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 30.789 ***	F= 1024.986 ***	F= 13.571 ***						
Test of Overidentification	0.618									
Test of Exogeneity	F= 3.503 **									
35-39歳	-0.448 (0.149) ***	-0.104 (0.019) ***	0.038 (0.008) ***	-0.005 (0.002) **		0.007	yes	0.564	1.128	1985-2014 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 40.579 ***	F= 331.241 ***	F= 94.414 ***						
Test of Overidentification	0.637									
Test of Exogeneity	F= 3.216 **									
40-44歳	0.574 (0.102) ***	-0.066 (0.010) ***	0.005 (0.004)		0.007 (0.003) **	0.004	yes	0.627	1.270	1985-2014 OLS
Test of Weak Instruments		F= 32.553 ***	F= 373.730 ***		F= 58.540 ***					
Test of Overidentification	0.974									
Test of Exogeneity	F= 0.797									
45-49歳	0.512 (0.025) ***	-0.053 (0.019) ***			0.025 (0.003) ***		yes	0.895	1.137	1985-2014 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 19.964 ***			F= 77.781 ***					
Test of Overidentification	1.423									
Test of Exogeneity	F= 7.262 ***									
50-54歳	0.037 (0.043)	-0.095 (0.031) ***			0.043 (0.004) ***		yes	0.915	1.466	1985-2014 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 11.307 ***			F= 74.188 ***					
Test of Overidentification	0.639									
Test of Exogeneity	F= 13.450 ***									
55-59歳	-0.349 (0.039) ***	-0.036 (0.018) *			0.034 (0.002) ***		yes	0.934	1.280	1985-2014 OLS
Test of Weak Instruments		F= 12.078 ***			F= 92.355 ***					
Test of Overidentification	0.529									
Test of Exogeneity	F= 0.772									

注) 1. 括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準 1%、5%及び 10%で有意であることを示す。

2. 男性の家事分担比率のパラメータは、表 3 に掲載したもの。

表5 女性（無配偶他）労働力率関数の推定結果

	定数項	高校 進学率	大学・短大 進学率 (2期前)	前期失業率	短時間 雇用者比率	実質賃金 (賃金/CPI)	世帯主の将来 期待賃金比率 (男性45-49賃 金/20-24賃 金)	コーホート 要因	年次ダミー	Adjusted R-squared	D.W.	推定期間/ 推定方法
15-19歳	1.559 (1.721)	-0.033 (0.018) *		-0.018 (0.007) **	0.008 (0.004) *				yes	0.441	1.256	1986-2007 OLS
Test of Weak Instruments		F= 70.485 ***		F= 10.823 ***	F= 29.200 ***							
Test of Overidentification	1.863											
Test of Exogeneity	F= 0.862											
20-24歳	6.219 (5.274)		-0.005 (0.012)	-0.079 (0.032) **		-0.823 (2.316)	1.739 (1.070)		no	0.703	1.112	1985-2014 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 179.018 ***	F= 24.146 ***			F= 9.649 ***	F= 4.453 ***					
Test of Overidentification	0.778											
Test of Exogeneity	F= 4.983 ***											
25-29歳	-0.954 (3.770)			-0.051 (0.019) ***		1.255 (0.277) ***	-0.004 (1.684)	0.655 (0.108) ***	no	0.746	1.617	1985-2014 2SLS
Test of Weak Instruments				F= 11.310 ***		F= 196.668 ***	F= 5.571 ***	F= 43.053 ***				
Test of Overidentification	0.372											
Test of Exogeneity	F= 6.354 ***											
30-34歳	-0.957 (0.324) ***			-0.046 (0.023) **		1.223 (0.603) **		0.133 (0.544)	yes	0.905	1.817	1985-2014 2SLS
Test of Weak Instruments				F= 26.206 ***		F= 187.536 ***		F= 81.288 ***				
Test of Overidentification	2.184											
Test of Exogeneity	F= 3.045 *											
35-39歳	0.177 (0.261)			-0.093 (0.047) *		0.673 (0.257) ***		0.195 (0.294)	yes	0.780	2.086	1985-2014 2SLS
Test of Weak Instruments				F= 13.823 ***		F= 154.624 ***		F= 50.720 ***				
Test of Overidentification	1.718											
Test of Exogeneity	F= 3.322 **											
40-44歳	0.068 (0.246)			-0.073 (0.042) *		0.491 (0.293) *		0.401 (0.355)	yes	0.781	1.527	1985-2014 2SLS
Test of Weak Instruments				F= 29.550 ***		F= 139.404 ***		F= 18.409 ***				
Test of Overidentification	1.129											
Test of Exogeneity	F= 4.914 **											
45-49歳	-0.203 (0.686)			-0.042 (0.089)		0.277 (0.449)		0.718 (0.422) *	yes	0.641	1.941	1995-2014 2SLS
Test of Weak Instruments				F= 5.144 ***		F= 51.666 ***		F= 4.408 **				
Test of Overidentification	0.412											
Test of Exogeneity	F= 2.928 *											
50-54歳	-0.763 (0.196) ***			-0.190 (0.058) ***		0.945 (0.263) ***		0.193 (0.318)	yes	0.808	1.882	1985-2014 2SLS
Test of Weak Instruments				F= 11.901 ***		F= 209.659 ***		F= 8.835 ***				
Test of Overidentification	0.892											
Test of Exogeneity	F= 2.707 *											

注) 1. 15~19歳は、労働政策研究・研修機構（2014）より転載。

2. 括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準1%、5%及び10%で有意であることを示す。

表6 (参考) 男性労働力率関数の推定結果

	定数項	高校 進学率	大学・短大 進学率 (2期前)	前期失業率 (性・年齢計)	前期失業率 (男性計)	前期失業率	短時間雇 用者比率	当該年齢 賃金/年齢 計賃金	65歳まで雇 用確保企業 割合	コーホート要 因	年次ダミー	Adjusted R-squared	D.W.	推定期間/ 推定方法
15-19歳	10.935 (4.285) **	-0.199 (0.063) ***		-0.023 (0.029)			0.041 (0.012) ***	10.964 (5.641) *			yes	0.462	1.958	1980-2007 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 378.854 ***		F= 70.468 ***			F= 80.687 ***	F= 8.994 ***						
Test of Overidentification	1.000													
Test of Exogeneity	F= 4.990 ***													
20-24歳	0.429 (1.086)		-0.018 (0.003) ***			-0.015 (0.012)		2.146 (1.822)			no	0.750	1.454	2000-2014 OLS
Test of Weak Instruments		F= 54.909 ***		F= 8.836 ***			F= 5.566 **							
Test of Overidentification	1.485													
Test of Exogeneity	F= 0.690													
25-29歳	-6.468 (2.888) **					-0.056 (0.020) ***		11.602 (3.490) ***		0.905 (0.179) ***	yes	0.946	1.731	1990-2014 2SLS
Test of Weak Instruments				F= 37.531 ***			F= 5.566 ***		F= 13.228 ***					
Test of Overidentification	1.519													
Test of Exogeneity	F= 3.412 **													
30-34歳	-4.213 (2.224) *					-0.055 (0.033)		8.387 (2.591) **		0.103 (0.115)	yes	0.928	1.751	1992-2014 OLS
Test of Weak Instruments				F= 38.794 ***			F= 64.216 ***		F= 31.647 ***					
Test of Overidentification	1.777													
Test of Exogeneity	F= 1.097													
35-39歳	3.032 (0.366) ***					-0.207 (0.019) ***				0.342 (0.098) ***	no	0.863	1.445	1990-2014 2SLS
Test of Weak Instruments				F= 39.999 ***					F= 22.510 ***					
Test of Overidentification	1.660													
Test of Exogeneity	F= 4.752 **													
40-44歳	2.446 (0.474) ***					-0.212 (0.027) ***				0.476 (0.120) ***	no	0.821	1.150	1990-2014 2SLS
Test of Weak Instruments				F= 16.161 ***					F= 34.111 ***					
Test of Overidentification	0.123													
Test of Exogeneity	F= 6.321 ***													
45-49歳	1.632 (0.499) ***					-0.183 (0.022) ***				0.647 (0.133) ***	no	0.795	1.729	1990-2014 2SLS
Test of Weak Instruments				F= 49.597 ***					F= 16.474 ***					
Test of Overidentification	0.416													
Test of Exogeneity	F= 13.869 ***													
50-54歳	0.461 (0.575)					-0.159 (0.022) ***				0.909 (0.159) ***	no	0.771	1.479	1990-2014 2SLS
Test of Weak Instruments				F= 57.504 ***					F= 19.292 ***					
Test of Overidentification	1.830													
Test of Exogeneity	F= 9.095 ***													
55-59歳	1.071 (0.284) ***					-0.092 (0.016) ***				0.589 (0.093) ***	no	0.713	1.628	1990-2014 2SLS
Test of Weak Instruments				F= 46.936 ***					F= 19.963 ***					
Test of Overidentification	2.293													
Test of Exogeneity	F= 3.795 **													
60-64歳	-0.562 (0.747)					-0.229 (0.069) ***			0.012 (0.003) ***	0.821 (0.358) **	no	0.576	1.175	1990-2014 2SLS
Test of Weak Instruments				F= 57.845 ***					F= 103.335 ***	F= 58.512 ***				
Test of Overidentification	0.111													
Test of Exogeneity	F= 11.925 ***													
65-69歳	0.075 (0.120)					-0.129 (0.013) ***		0.005 (0.004)		0.358 (0.123) ***	yes	0.897	1.669	1990-2014 2SLS
Test of Weak Instruments				F= 62.913 ***			F= 97.709 ***		F= 6.684 ***					
Test of Overidentification	0.299													
Test of Exogeneity	F= 3.681 **													

注) 1. 15~19歳は、労働政策研究・研修機構(2014)より転載。

2. 括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準1%、5%及び10%で有意であることを示す。

2.3. 労働力需給調整ブロック¹²

(1) 労働力需給倍率から有効求人倍率（年齢計）への変換式

有効求人倍率（年齢計）を被説明変数、労働力需給倍率（労働力需要（産業計）／労働力人口（性・年齢階級計）、労働力需要の実績値は就業者数（産業計））を説明変数とする変換式（(13)式）を推定する。

$$K(t) = const. + eDS(t) + \varepsilon(t) \quad \dots (13)$$

ただし、

K ：有効求人倍率（年齢計）

DS ：労働力需給倍率（労働力需要（産業計）／労働力人口（性・年齢階級計））

ε ：攪乱項

推定に使用したデータは、就業者数（労働力需要）及び労働力人口が総務省「労働力調査」、有効求人倍率が厚生労働省「一般職業紹介状況(職業安定業務統計)」におけるパートを含む常用の年齢階級別有効求人倍率の年齢計より得ている。推定期間は1993～2014年であり、推定方法は2SLS（二段階最小二乗法）である。説明変数のラグ付き変数を操作変数として用いている。

なお、説明変数である労働力需給倍率の将来値は、労働力需要ブロックの労働力需要（産業計）、及び労働力供給ブロックの労働力人口（性・年齢階級計）から内生的に決定される。

表7 労働力需給倍率から有効求人倍率（年齢計）への変換式の推定結果

	定数項	需給倍率	年次ダミー	Adjusted R-squared	D.W.	推定期間/ 推定方法
求人倍率	-5.523 (3.466)	6.421 (3.617) *	yes	0.544	1.548	1993-2014 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 7.638 ***				
Test of Overidentification	2.170					
Test of Exogeneity	F= 6.117 **					

注) 括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準1%、5%及び10%で有意であることを示す。

¹² 本節に掲載されている関数において、推定期間のうち前後のトレンドから判断して外れ値にあたる年次については、年次ダミー変数を入れてその影響を排除している。各関数に用いた年次ダミーについては、以下の通りである。労働力需給倍率から有効求人倍率（年齢計）への変換式については、2004年、2005年、2006年、2007年、2013年である。賃金上昇率関数については、1993年、1996年、2004年、2006年、2007年である。失業率関数については、男性・15～19歳が2013年、男性・20～24歳が2009年、男性・40～44歳が2008年、男性・65歳以上が2007年、女性・15～19歳が2006年、女性・20～24歳が2013年、女性・30～34歳が2011年、2013年、女性・35～39歳が2013年、女性・45～49歳が2006年、女性・50～54歳が2013年、女性・55～59歳が2007年である。

(2) 賃金上昇率関数

本研究のモデルは、賃金上昇率が労働力の需給調整を行う構造になっている。賃金上昇率と労働力需給との関係を捉えるために、フィリップス曲線の考え方を応用した賃金上昇率関数（(14)式）を推定する。賃金上昇率（産業計）を被説明変数、有効求人倍率（年齢計）、消費者物価変化率、及び交易条件（輸出物価指数／輸入物価指数）を説明変数としている。近年、有効求人倍率が上昇しているにもかかわらず、賃金が増えない状況が観察されるため、交易条件の悪化が賃金を抑制する影響も考慮している。

$$DWT(t) = const. + fK(t) + gDCPI(t) + hTC(t) + \varepsilon(t) \quad \dots (14)$$

ただし、

DWT: 賃金上昇率（産業計）

K : 有効求人倍率（年齢計）

DCPI: 消費者物価変化率

TC : 交易条件（輸出物価指数／輸入物価指数）

ε : 攪乱項

推定に使用したデータは、賃金上昇率が厚生労働省「賃金構造基本統計調査」におけるきまって支給する現金給与額（産業計・一般労働者、企業規模 10 人以上の民間）、有効求人倍率が厚生労働省「一般職業紹介状況（職業安定業務統計）」、消費者物価変化率が総務省「消費者物価指数」における総合指数、及び輸出・輸入物価指数が日本銀行「企業物価指数」における円ベースよりそれぞれ得ている。推定期間は 1986～2014 年であり、説明変数の外生性が満たされたため、推定方法は OLS（最小二乗法）である¹³。

¹³ 他の定式化の候補として、消費者物価変化率のラグ付き変数を説明変数とする、Chow（チョウ）検定によって構造変化の発生時点を特定した上で係数ダミーを説明変数に加える、操作変数として説明変数のラグ付き変数だけでなくマネーサプライを加えるといったことを試みたが、いずれも有意な係数を得ることができなかった。

表 8 賃金上昇率関数の推定結果

	定数項	有効求人倍率	CPI変化率	交易条件	推定期間/ 推定方法
賃金上昇率	-0.046 (0.009) ***	0.041 (0.009) ***	0.412 (0.208) *	0.000231 (0.000060) ***	1986-2014 OLS
Test of Weak Instruments		F= 12.415 ***	F= 3.819 ***	F= 74.623 ***	
Test of Overidentification	1.788				
Test of Exogeneity	F= 0.380				
年次ダミー	yes				
Adjusted R-squared	0.876				
D.W.	1.858				

注) 括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準 1%、5%及び 10%で有意であることを示す。

説明変数である有効求人倍率（年齢計）の将来値は、2.3 節(1)の変換式より内生的に決定される。消費者物価指数変化率は、3.1 節における想定に基づいている。交易条件の将来値については、日本経済研究センター「第 41 回中期経済予測」の推計結果から輸出デフレーター及び輸入デフレーターの比率を求め、その平均変化率で交易条件の実績値を延長推計している。

(3) 有効求人倍率（年齢計）から年齢階級別有効求人倍率への変換式

性・年齢階級別失業率を推計する際に、それぞれの年齢階級に対応した有効求人倍率を説明変数に用いている。そのため、2.3 節(1)で決定された有効求人倍率（年齢計）を年齢階級別に変換する関係式（(15)式）を推定する。

$$AK_j(t) = const. + l_j K(t) + \varepsilon(t) \quad \dots (15)$$

ただし、

AK_j : 第 j 年齢階級の有効求人倍率

K : 有効求人倍率（年齢計）

ε : 攪乱項

推定に使用した有効求人倍率は、厚生労働省「一般職業紹介状況（職業安定業務統計）」より得ている。ただし、年齢階級別有効求人倍率は、パートを含む常用のものであり、就職機会積み上げ方式のデータを使用している¹⁴。推定期間は 2005～2014

¹⁴ 厚生労働省「一般職業紹介状況（職業安定業務統計）」によれば、就職機会積み上げ方式とは以下のような方法で算出された有効求人倍率である。個々の求人について、求人数を対象となる年齢階級の総月間有効求職者数で除して当該求人に係る求職者 1 人当たりの就職機会を算定し、全有効求人についてこの就職機会を足し上げることにより、年齢別有効求人倍率を算出する。年齢別月間有効求職者数は、年齢別有効求人倍率に年齢別月間有効求職者数を乗じて算出する。なお、就職機会積み上げ方式の集計データは、

年（月次データをCochrane-Orcutt（コ克蘭=オーカット）法¹⁵によって変数変換したものであり、季節調整は行っていない）である。説明変数の外生性が満たされないと判断された場合には、2SLS（二段階最小二乗法）による推定を行っているが、その際には、説明変数のラグ付き変数を操作変数として用いている。

なお、説明変数である有効求人倍率（年齢計）の将来値は、2.3 節(1)における式より内生的に決定される。

2005 年以降のデータしか入手できない。

¹⁵ OLS による推定において、誤差項の系列相関が存在すると、推定量が最小分散の不偏推定量（BLUE）にはならない。系列相関への対処法の 1 つがコ克蘭=オーカット法による変数変換であり、誤差項の自己回帰係数を使って被説明変数及び説明変数の変数変換を行う。たとえば、誤差項の自己回帰係数を ρ とすると、変数 $X(t)$ を $X(t) - \rho X(t-1)$ のように変換する。

表 9 有効求人倍率（年齢計）から年齢階級別有効求人倍率への変換式の推定結果

	定数項	有効求人倍率	Adjusted R-squared	D.W.	推定期間/ 推定方法
15-19歳	0.002 (0.001)	1.005 (0.055) ***	0.859	1.859	2005-2014 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 25.419 ***			
Test of Overidentification	1.610				
Test of Exogeneity	F= 19.771 ***				
20-24歳	-0.004 (0.004)	1.171 (0.069) ***	0.924	1.516	2005-2014 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 13.228 ***			
Test of Overidentification	0.043				
Test of Exogeneity	F= 4.243 **				
25-29歳	0.006 (0.003) **	0.952 (0.074) ***	0.896	1.028	2005-2014 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 18.734 ***			
Test of Overidentification	0.016				
Test of Exogeneity	F= 5.653 **				
30-34歳	-0.005 (0.003)	1.258 (0.091) ***	0.913	1.338	2005-2014 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 6.667 ***			
Test of Overidentification	1.362				
Test of Exogeneity	F= 5.931 **				
35-39歳	-0.001 (0.001)	1.072 (0.036) ***	0.945	1.806	2005-2014 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 27.726 ***			
Test of Overidentification	1.839				
Test of Exogeneity	F= 2.932 *				
40-44歳	-0.004 (0.002) **	1.014 (0.023) ***	0.973	2.387	2005-2014 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 57.596 ***			
Test of Overidentification	0.007				
Test of Exogeneity	F= 22.506 ***				
45-49歳	-0.002 (0.001)	0.946 (0.030) ***	0.956	1.765	2005-2014 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 35.151 ***			
Test of Overidentification	0.089				
Test of Exogeneity	F= 13.861 ***				
50-54歳	0.000 (0.002)	0.937 (0.049) ***	0.871	1.242	2005-2014 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 39.360 ***			
Test of Overidentification	0.003				
Test of Exogeneity	F= 7.876 ***				
55-59歳	0.000 (0.002)	0.980 (0.069) ***	0.778	0.944	2005-2014 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 38.930 ***			
Test of Overidentification	0.201				
Test of Exogeneity	F= 6.871 ***				
60-64歳	-0.002 (0.002)	0.995 (0.071) ***	0.773	1.000	2005-2014 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 37.304 ***			
Test of Overidentification	2.334				
Test of Exogeneity	F= 7.336 ***				
65歳以上	0.009 (0.006)	0.645 (0.203) ***	0.709	1.005	2005-2014 monthly data 2SLS
Test of Weak Instruments		F= 6.544 ***			
Test of Overidentification	0.214				
Test of Exogeneity	F= 3.733 *				

注) 括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準 1%、5%及び 10%で有意であることを示す。

(4) 失業率関数

性・年齢階級別完全失業率を被説明変数、年齢階級別有効求人倍率を説明変数とする関係式を推定する。失業率関数の推定に当たっては、労働力率推定の際と同様、被説明変数である完全失業率をロジット変換している。ロジット変換前の完全失業率を U (%)、変換後の完全失業率を u とすると、変換の方法は(16)式の通りである。

$$u = \ln(U/(100-U)) \quad \dots (16)$$

したがって、推定する失業率関数の関数形は(17)式の通りである。

$$u_{ij}(t) = \text{const.} + m_{ij}AK_j(t) + \varepsilon(t) \quad \dots (17)$$

ただし、

u_{ij} : 第 i 性・第 j 年齢階級の完全失業率

AK_j : 第 j 年齢階級の有効求人倍率

ε : 攪乱項

推定に使用したデータは、完全失業率が総務省「労働力調査」、有効求人倍率が厚生労働省「一般職業紹介状況（職業安定業務統計）」より得ている。ただし、年齢階級別有効求人倍率（年計）は、パートを含む常用のものであり、就職機会積み上げ方式のデータを使用している。推定期間は概ね 2005～2014 年であり、説明変数の外生性が満たされたため、推定方法は OLS（最小二乗法）である。

なお、説明変数である年齢階級別有効求人倍率の将来値は、2.3 節(3)における式より内生的に決定される。

表 10 失業率関数の推定結果

	定数項	求人倍率	年次ダミー	Adjusted R-squared	D.W.	推定期間/ 推定方法
男性						
15-19歳	-1.571 (0.207) ***	-0.866 (0.254) **	yes	0.699	1.554	2006-2014 OLS
20-24歳	-2.067 (0.148) ***	-0.356 (0.160) *	yes	0.421	1.285	2006-2014 OLS
25-29歳	-2.349 (0.075) ***	-0.319 (0.078) ***	no	0.637	1.701	2005-2014 OLS
30-34歳	-2.687 (0.059) ***	-0.373 (0.062) ***	no	0.795	1.995	2005-2014 OLS
35-39歳	-2.891 (0.060) ***	-0.405 (0.067) ***	no	0.797	1.668	2005-2014 OLS
40-44歳	-2.876 (0.064) ***	-0.606 (0.082) ***	yes	0.874	1.174	2005-2014 OLS
45-49歳	-2.935 (0.098) ***	-0.678 (0.140) ***	no	0.714	1.087	2005-2014 OLS
50-54歳	-2.854 (0.065) ***	-0.765 (0.098) ***	no	0.869	1.934	2005-2014 OLS
55-59歳	-2.671 (0.080) ***	-0.762 (0.123) ***	no	0.806	1.292	2005-2014 OLS
60-64歳	-2.238 (0.076) ***	-0.970 (0.121) ***	no	0.875	2.300	2005-2014 OLS
65歳以上	-3.127 (0.085) ***	-0.575 (0.123) ***	yes	0.824	1.196	2006-2014 OLS
女性						
15-19歳	-1.873 (0.307) ***	-0.888 (0.374) **	yes	0.401	1.430	2005-2014 OLS
20-24歳	-2.337 (0.088) ***	-0.290 (0.096) **	yes	0.534	1.234	2005-2014 OLS
25-29歳	-2.639 (0.044) ***	-0.205 (0.049) ***	no	0.702	0.977	2006-2013 OLS
30-34歳	-2.500 (0.157) ***	-0.617 (0.200) *	yes	0.591	1.049	2008-2014 OLS
35-39歳	-2.798 (0.108) ***	-0.308 (0.122) **	yes	0.447	1.175	2005-2014 OLS
40-44歳	-2.758 (0.073) ***	-0.594 (0.093) ***	no	0.816	1.520	2005-2014 OLS
45-49歳	-2.889 (0.123) ***	-0.705 (0.180) ***	yes	0.723	1.196	2005-2014 OLS
50-54歳	-3.052 (0.106) ***	-0.712 (0.161) ***	yes	0.669	1.327	2005-2014 OLS
55-59歳	-3.344 (0.083) ***	-0.318 (0.130) **	yes	0.676	0.976	2005-2014 OLS
60-64歳	-2.940 (0.139) ***	-0.885 (0.222) ***	no	0.624	1.256	2005-2014 OLS
65歳以上	-4.126 (0.080) ***	-0.336 (0.129) *	no	0.592	2.512	2009-2013 OLS

注) 括弧内は標準誤差。***、**及び*は、それぞれ有意水準 1%、5%及び 10%で有意であることを示す。

3. シナリオ

3.1. 経済成長率及び物価上昇率

内閣府「中長期の経済財政に関する試算」（2016年1月21日経済財政諮問会議提出）のベースラインシナリオにおける実質経済成長率、GDPデフレーター変化率及び消費者物価変化率の試算値（2014～2017年及び2017～2024年の年平均値）を使用する（表11）。このベースラインシナリオは、性・年齢階級別労働力率が足元の水準で将来横ばいであることが想定されており、3.2節で説明する労働参加現状ケースとほぼ同じ想定である¹⁶。

本研究では民間最終消費支出を内生化しているため、外生的に与えるのは、実質経済成長率から決定される実質GDPのうち民間最終消費支出を除いたものである。表11で想定される将来の実質GDPから労働参加現状ケースの場合の将来の民間最終消費支出を除いたものを、将来における政府最終消費支出、総固定資本形成（民間及び公的）、在庫品増加（民間及び公的）、財貨・サービスの輸出及び輸入の合計値と想定し、3.2節で説明する労働参加進展ケースの場合に外生変数として使用する¹⁷。

表11 マクロ経済成長率及び物価変化率の想定

実質経済成長率(%、年平均)		内閣府試算対象期間			JILPT想定	2014-20	2020-30	2014-30
	実績 2005-14	2014-17	2017-24	2019-24	2024-30			
ベースラインシナリオ	0.4	1.0	0.9	0.9	0.7	0.9	0.8	0.8

総人口1人当たり実質経済成長率(%、年平均)		内閣府試算対象期間			JILPT想定	2014-20	2020-30	2014-30
	実績 2005-14	2014-17	2017-24	2019-24	2024-30			
ベースラインシナリオ	0.4	1.4	1.4	1.4	1.4	1.3	1.4	1.4

消費者物価指数変化率(%、年平均)		内閣府試算対象期間			JILPT想定	2014-20	2020-30	2014-30
	実績 2005-14	2014-17	2017-24	2019-24	2024-30			
ベースラインシナリオ	0.3	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2

GDPデフレーター変化率(%、年平均)		内閣府試算対象期間			JILPT想定	2014-20	2020-30	2014-30
	実績 2005-14	2014-17	2017-24	2019-24	2024-30			
ベースラインシナリオ	-0.7	1.4	0.5	0.5	0.5	0.9	0.5	0.7

注) 実績値及び内閣府試算は、内閣府「中長期の経済財政に関する試算」（2016年1月21日経済財政諮問会議提出）、総務省「人口推計」、及び国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口(2012年1月出生・死亡中位推計)」より算出。2025年以降は、2019～2024年における総人口1人当たり実質経済成長率、消費者物価指数変化率及びGDPデフレーター変化率の年平均値でそれぞれ推移すると想定。

¹⁶ 正確には、ベースラインシナリオにおける労働力の想定は、内閣府「政府経済見通し」で示されている性・年齢階級別労働力率の2016年度値まで変化し、それ以降横ばいで推移するというものである。

¹⁷ したがって、労働参加現状ケースでは、実質GDPが表11の想定によって決まり、内生的に解かれる民間最終消費支出を差し引くことで、事後的に政府最終消費支出、総固定資本形成（民間及び公的）、在庫品増加（民間及び公的）、財貨・サービスの輸出及び輸入の合計値が求められる。

3.2. 労働力供給ブロックの外生変数

(1) 労働市場参加が進む程度に応じたケースの設定

労働力供給ブロックの各変数の将来における想定値は、労働市場参加が進む程度によって以下のケースを設けている。労働力率関数の説明変数の将来想定は、表 12 の通りである。

【労働力率を外生変数とする場合】

(a) 労働参加現状ケース

2014 年の性・年齢階級別労働力率のまま将来一定で推移する。

(b) 労働参加進展（外生）ケース

各種雇用政策が適切に講じられて女性の労働市場参加が進む。女性の労働力率が、労働政策研究・研修機構（2016）の経済再生・労働参加進展シナリオの推計値まで上昇する。なお、推計値が公表されていない中間年は、直線補間で推計する。男性の労働力率は 2014 年のまま将来一定で推移する。

【女性の労働力率を内生変数とする場合】

(c) 労働参加進展（内生）ケース

各種雇用政策が適切に講じられて女性の労働市場参加が進む。女性の労働力率関数の説明変数の将来値が、労働政策研究・研修機構（2016）の経済再生・労働参加進展シナリオの場合と同様と想定する。男性の労働力率は 2014 年のまま将来一定で推移する。

説明変数のうち前期失業率及び実質賃金については表 12 に掲載されていないが、これらはモデルにおいて内生的に決定される。ただし、実質賃金の分母である消費者物価指数は、3.1.節における想定に基づいている。

なお、労働参加進展（内生）ケースで使用する女性の労働力率関数の説明変数の将来想定に関する記述（以下の(2)～(9)）は、参考までに労働政策研究・研修機構（2016）の掲載内容を抜粋したものである。

(2) 高校進学率、大学・短大進学率の将来想定

労働参加進展（内生）ケースにおける進学率は、労働政策研究・研修機構（2014）における想定を踏襲し、過去のトレンドに基づいて将来推計を行っている。近年の高い上昇率が将来も継続するとは考え難いため、基本的に過去 20 年程度のトレンドに基づくロジスティック曲線によって将来想定値を推計している。結果として、2030 年における女性の高校進学率は 97.2%、女性の大学・短大進学率は 61.9%となる。

表 12 労働市場参加ケースの想定

	労働参加進展(内生)		労働参加進展(外生)	労働参加現状	
	女性の労働市場への参加が進むケース		女性の労働市場への参加が進むケース	労働市場への参加が進まないケース (2014年労働力率固定ケース)	
ド 基 本 的 な 変 化 の 変 数	高校進学率(女性)	ロジスティック曲線を当てはめて2030年まで延長			
	大学・短大進学率(女性)	2014年以降は、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口(2012年1月推計)」における出生率(中位、5年毎)を使用(中間年は、直線補間)			
若 年 対 策	有配偶出生率	フリーター対策・ニートの就職など進路決定に伴い若年層の労働市場参加が促進されると想定して、女性15-19歳、20-24歳、25-29歳、30-34歳の労働力率について、2020年に0.01~0.17ポイントアップを想定(中間年は、直線補間)。2021年以降は、直線による補外推計			
	フリーター対策・ニートの就職など進路決定による労働力率の向上	両立環境の整備に伴い出産・育児理由の離職が減少すると想定して、継続就業率が高まる結果、女性(有配偶)30-34歳の労働力率について、2020年に1.9ポイント、2030年に1.4ポイントアップを想定。労働時間短縮、妻の正規雇用化、夫の意識変化などに伴う男性の家事分担割合の増加で2011年の13.2%から2030年に37.2%相当まで男性の家事分担割合が上がるよう直線補間し、その効果だけ妻の家事分担割合が減少すると想定			
女 性 の 対 策 の M 字 カ ー ブ	両立環境整備による継続就業率の向上	2014年の54.2%からトレンド延長(2030年に65.2%)。2017年までは保育の受け皿整備による待機児童解消分を考慮			
	男性の家事分担比率	女性の65-69歳の労働力率について、短時間勤務制度普及などにより、2030年で0.4ポイント(女)アップすると想定(中間年は直線補間)			
高 齢 対 策	保育所幼稚園在籍児童比率				
	短時間勤務制度普及などによる継続就業率の向上				
策 ワ ー ク ラ イ フ バ ラ ン ス 関 連 施 策 な ど 其 他 の 説 明 バ ラ ン ス	フルタイム・短時間雇用者の加重平均	2014年の月間154.9時間から2030年に150.0時間まで短縮	同左	2014年の月間154.9時間から将来も一定	
	平均労働時間	フルタイム	2014年の月間177時間から2020年に175.5時間、2030年に171.9時間になるように減少(中間年は直線補間)	同左	2014年の月間177時間で一定
		短時間雇用者	2014年の月間88.5時間から2030年110.6時間になるように増加(中間年は直線補間)	同左	2014年の月間88.5時間で将来一定
	短時間雇用者比率	2030年に40.3%(短時間雇用者比率にロジスティック曲線を当てはめて求められたもの)となるよう直線補間	同左	2014年の短時間雇用者比率(29.8%)で一定	
	世帯主の将来期待資産比率(男性45~49歳資産/男性20~24歳資産)	2014年の値(1.870)で一定			

注) 労働政策研究・研修機構(2016)より一部転載。

(3) 有配偶出生率の将来想定

労働参加進展(内生)ケースにおける有配偶出生率の分子である出生率に、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計」(2012年1月出生・死亡中位推計)の推計値を使用している。ただし、出生率は5年ごとに公表されているため、中間年については直線による補間推計を行っている。一方、分母である有配偶女性比率には、国立社会保障・人口問題研究所「日本の世帯数の将来推計(全国推計)(2013年1月推計)」から算出される値を採用する。

(4) 男性の家事分担比率の将来想定

労働参加進展(内生)ケースでは、労働時間短縮、妻の正規雇用化、夫の意識変化等に伴い、男性の家事分担比率が高まることを想定している。2030年の男性家事分担比率の想定値には、労働政策研究・研修機構(2008、2014)と同じ37.2%を採用している。この想定値は、男女共同参画会議・少子化と男女共同参画に関する専門調査会(2005)「少子

化と男女共同参画に関する社会環境の国際比較報告書」で行われている男性の家事分担比率の国際比較におけるスウェーデン(37.7%)並の水準である。なお、このスウェーデンにおける男性家事分担比率(5歳未満の子どもがいる夫婦について、妻はフルタイム就業者の家事・育児時間、夫は総数の家事・育児時間から算出)の数値は、1991年のものである。

(5) 保育所・幼稚園在籍児童比率の将来想定

労働参加進展(内生)ケースでは、保育所・幼稚園在籍児童比率は、保育所及び幼稚園が整備されることを想定し、労働政策研究・研修機構(2014)と同様、過去15年程度のトレンド等に基づいて推計している。ただし、「日本再興戦略」では、2013及び2014年度で約20万人分の保育の受け皿を整備し、これと合わせて2013～2017年度で約40万人分の保育の受け皿を整備することを目標としていることから、2017年までは保育所・幼稚園在籍児童比率の分子を待機児童の解消分だけ増加させている。待機児童解消分を考慮すると、2030年時点においても単純なトレンド延長推計値の水準を上回る。結果として、2030年の保育所・幼稚園在籍児童比率は、65.2%になる。

(6) 世帯主の将来期待賃金比率の将来想定

労働参加進展(内生)ケースにおける世帯主の将来期待賃金比率は、近年ははっきりとした傾向が確認されず、労働政策研究・研修機構(2014)の想定と同様、足元実績値(本研究では2014年)で将来は一定と想定している。

(7) 短時間雇用者比率の将来想定

労働参加進展(内生)ケースでは、多様な雇用の受け皿が整備されることに伴い、短時間雇用者比率が将来高まると想定する。ただし、同比率が今後直線的に伸びるとは考え難いため、労働政策研究・研修機構(2014)同様、過去15年程度のトレンドに基づくロジスティック曲線によって得る値を将来値とする。結果として、2030年の値は40.3%となり、中間年は、2014年実績から直線補間で推計している。なお、労働参加進展(外生)ケースにおける短時間雇用者比率は、2014年実績値で一定としている。

(8) 労働時間の将来想定

表12に掲載されている労働時間の将来値は、労働力需要関数の説明変数として使用される。労働力需要関数の推定にあたっては、一般労働者の産業別労働時間(月間)を使用しているが、労働時間の将来値は、産業計のフルタイム労働者及び短時間労働者の加重平均値の変化率で延長推計している¹⁸。

¹⁸ 一般労働者の労働時間をフルタイム労働者及び短時間労働者の加重平均値の変化率で延長推計している理由は、今後は正社員が大半を占める一般労働者の働き方が変わると想定しているからである。将来は、

労働参加現状ケースでは、労働時間が2014年時点から一定で推移すると想定している。一方、労働参加進展（外生・内生）ケースにおける労働時間の想定は、労働政策審議会の分科会で審議された政策目標を考慮し、将来において次のように変化するものとする。

フルタイム労働者の月間労働時間の将来想定値（労働参加進展（外生・内生）ケース）には、まず、年次有給休暇取得率が上昇するとして、それによる労働時間の減少分を考慮する。労働政策審議会の分科会で審議された政策目標では2020年までに年次有給休暇取得率を70%まで引き上げることとしている。そこで、同取得率が2020年に70%、2030年に本研究独自の想定であるが100%まで上昇するものとする。中間年は、直線補間である。

年次有給休暇取得率上昇による労働時間の減少分は、厚生労働省「就労条件総合調査（2014年）」における一日の所定労働時間数（産業計・企業規模計、労働者平均）及び年次有給休暇の取得数（産業計・企業規模計）を用いて算定する。2014年における年次有給休暇の取得数は9.0日であり、2020年には付与日数18.5日の70%である13.0日まで増加すると想定し、一日の所定労働時間数7時間44分×4.0日分だけ1年の労働時間が減少し、月平均で2.5時間減少するものとする。同様に、2030年に取得率100%まで増加すると想定すると、月間労働時間は6.1時間減少する（表13）。

表13 年次有給休暇取得率向上による労働時間減少効果

	有給休暇 取得率	付与日数	取得日数		労働時間減少分		1日の所定内 労働時間
				増分	時間/年	時間/月	
	%	日	日	日			
2014	48.8	18.5	9.0				7時間44分
2020	70.0	18.5	13.0	4.0	30.5	2.5	
2030	100.0	18.5	18.5	9.5	73.5	6.1	

注) 1. 労働政策研究・研修機構（2016）より転載。

2. 2014年値（産業計・企業規模計）は厚生労働省「就労条件総合調査」によるものであり、調査対象は常用労働者数が30人以上の民営企業。

短時間労働者の月間労働時間は、近年減少傾向にあるが、今後は多様な就業形態、つまりフルタイム労働者との中間的な働き方をする労働者が増えることを想定し、2014年におけるフルタイム労働者及び短時間労働者の労働時間の差の25%が解消して110.6時間（2030年）まで増加するとしている（労働参加進展（外生・内生）ケース）。これは、労働政策研究・研修機構（2014）と同様の考え方に基づいている。

短時間労働者に短時間正社員のような働き方をする者が含まれ、かつ一定程度増加することを想定している。

以上の想定の下で得たフルタイム労働者及び短時間労働者の労働時間¹⁹を、短時間労働者比率（労働時間のデータは厚生労働省「賃金構造基本統計調査」（産業計・男女計）から得ているため、同統計調査のパート労働者比率を使用し、それが将来、(7)の短時間雇用者比率と同じ変化率で変化するものとして算定）で加重平均すると、平均労働時間は2014年の月間154.9時間から2020年に153.2時間、2030年には151.2時間まで減少することになる（労働参加進展（外生・内生）ケース）。

さらに、労働政策審議会の分科会で審議された労働時間に係る他の政策目標として、週間労働時間が60時間以上である雇用者の割合を2020年までに2008年（10%）比で半減させることが掲げられている。これに対応し、総務省「労働力調査」から週労働時間が60時間以上である雇用者割合が半減する分だけ平均労働時間が減少するとし、想定される労働時間の減少分を算定する。

「労働力調査」では、週間労働時間階級別に雇用者数（全産業）の情報を得ることが可能であるが、週間労働時間階級別の平均労働時間の情報は入手できない。そこで、国民の休日を除く年間50週の想定のもとで、各週間労働時間階級の階級値²⁰（週1時間未満は週1時間、週60時間以上は週60時間とした）に50/12を乗じたものを、当該階級の月間平均労働時間とする。次に、週間労働時間階級別の雇用者構成比をウェイトとし、各階級の月間平均労働時間の加重和を算出することで、雇用者全体の平均労働時間とする。

2020年の週間労働時間階級別の雇用者構成比は、2008年の構成比をベースとし、週60時間以上の雇用者の半分が1労働時間階級下の週49～59時間に移動すると仮定する。このように推計された雇用者全体の平均労働時間の2008～2020年の変化率は、-0.73%である。この値は、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の平均労働時間ベースで考えると、1.2時間の減少に相当する（2008年159.1時間×（-0.0073）、表14）。そこで、2020年にこの労働時間の減少が実現すると想定し、フルタイム労働者及び短時間労働者の労働時間の加重平均値から差し引いている。2012～2020年までの中間年における減少分は直線補間であり、2020年以降は一定とした。

この操作を行うことにより、最終的に、労働参加進展（（外生・内生））ケースでは、労働者全体の平均労働時間は2014年の月間154.9時間から2020年に152.0時間、2030年には150.0時間まで減少する。

¹⁹ フルタイム労働者の労働時間には、一般労働者の総実労働時間を使用している。一方、短時間労働者の労働時間は、短時間労働者の所定内労働時間に実労働日数を乗じたものを使用している。したがって、短時間労働者の労働時間に所定外労働時間が含まれていない点には、注意が必要である。

²⁰ 階級値には、各階級の中央値を使用している。

表 14 長時間労働抑制による労働時間減少効果

	週1時間未 満・その他	週1～4 時間	週5～9 時間	週10～14 時間	週15～29 時間	週30～34 時間	週35～39 時間	週40～48 時間	週49～59 時間	週60 時間以上
週間労働時間別雇用者構成比(%)										
2008	0.26	0.48	1.99	2.57	13.09	8.00	7.13	42.06	14.47	9.95
2009	0.28	0.50	2.07	2.59	13.58	8.22	7.39	42.67	13.45	9.25
2010	0.30	0.48	1.97	2.70	13.67	7.81	7.56	42.49	13.58	9.43
2012	0.41	0.52	2.07	2.66	13.75	7.80	7.63	42.53	13.48	9.15
2020	0.26	0.48	1.99	2.57	13.09	8.00	7.13	42.06	19.45	4.97
各階級の平均労働時間(時間/月)										
	4.2	10.4	29.2	50.0	91.7	133.3	154.2	183.3	225.0	250.0
全雇用者の平均労働時間(時間/月)										
			2008年から の変化率 (%)							
2008	170.1									
2020	168.9		-0.73							
「賃金構造基本統計調査」ベース での平均労働時間(時間/月)										
			変化分 (時間)							
2008	159.1									
2020	157.9		-1.2							

注) 1. 労働政策研究・研修機構(2016)より転載。

2. 2008～2012年の週間労働時間別雇用者構成比(全産業)は、総務省「労働力調査」による。
3. 2020年の構成比は、2008年をベースとし、週60時間以上の半分が1階級下の週49～59時間に移動すると仮定。
4. 各階級の平均労働時間は、週間労働時間の階級値及び年間50週の想定から推計。ただし、週1時間未満は週1時間、週60時間以上は週60時間として計算。
5. 全雇用者の平均労働時間は、週間労働時間別雇用者構成比をウェイトとし、各階級の平均労働時間を加重平均。
6. 2008年から2020年への全雇用者の平均労働時間の変化率を用いて、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」ベースでの2020年における平均労働時間を推計。

(9) 直接的政策効果の将来想定

表12の労働参加進展(内生)ケースには、労働力率関数の説明変数としてそのパラメータを推定しておらず、シフト要因として同関数の定数項を押し上げる直接的な政策効果を考えているものが含まれている²¹。

1つはフリーター・ニート対策による若年者の労働力率向上効果であり、もう1つは、両立環境の整備による女性の継続就業率向上効果、及び短時間勤務制度等の普及による高齢者の継続就業率向上効果である。フリーター対策とは、フリーターの正規雇用化を図ることであるが、労働力率の向上効果もある。

本研究では、雇用政策が適切に実施されなければ労働市場に参入しない、あるいは退出してしまうであろう対象が、労働市場に参入あるいは留まることによる労働力率の向上分

²¹ 労働政策研究・研修機構(2016)では、マッチング効率改善によって高卒及び大卒就職率が上昇し、若年層の就業が促進される政策効果を考慮しているが、本研究では考慮していない。

を政策効果と考えている。しかし、本来、これらの雇用政策の効果には、労働市場への参入を促進・継続するだけでなく、さらに就業を達成・継続する分も含まれるべきである。本研究で労働力率の向上効果のみしか考慮しないことによって、その一部が失業する想定になっている分だけ就業率の向上効果を過小評価することになるが、その影響は極めて小さいものと考えている。

ア フリーター対策

「日本再興戦略」では、若者フリーターの数を 2020 年に 124 万人まで減少させることを成果目標としている²²。総務省「労働力調査」によれば、フリーター数は、2003 年に 217 万人でピークを迎えた後、2014 年では 179 万人となっている。

今後も、人口減少の影響によって一定程度は減少するものと考えられるが、政策効果として追加的に減少するフリーター数を以下のように推計する。まず、2014 年の性・年齢階級別フリーター数を同年における性・年齢階級別人口で除した比率を算出する。次に、同比率を 2020 年における性・年齢階級別人口（「日本の将来推計人口（2012 年 1 月出生・死亡中位推計）」、「日本の世帯数の将来推計（全国推計）（2013 年 1 月推計）」）に乘じ、これを政策効果がない場合における 2020 年の性・年齢階級別フリーター数と考える。この結果、政策効果がない場合の 2020 年のフリーター数は 167 万人となり、成果目標 124 万人との差である 44 万人が政策効果によって追加的に減少するフリーター数である。

さらに政策効果による就業状態・性・年齢階級別フリーター減少数は、先に求めた政策効果がない場合における 2020 年の性・年齢階級別フリーター数、及び成果目標 124 万人を 2014 年におけるフリーターの性・年齢階級別構成比で配分したものの差とする。就業状態・性・年齢階級別フリーター減少数を 2014 年の性・年齢階級別人口で除し、2020 年において労働力率が向上する政策効果と考える（表 15）。なお、本研究では、男性の労働力率を外生変数として扱うので、女性の政策効果のみ考慮する。

²² フリーターの定義は、厚生労働省『平成 15 年版労働経済の分析』に基づいている。フリーターとは、15～34 歳かつ卒業者に限定した者のうち、①現在就業している者は勤め先における呼称がパート又はアルバイトである者、②現在求職中の者(完全失業者)については、パート又はアルバイトの仕事を希望する者、③求職中でもなく、家事も通学もしていない者については、就業を希望し、パート又はアルバイトの仕事を志望する者である。なお、女性については①～③の条件に加えて未婚者に限定している。

表 15 フリーター対策による労働力率向上効果

	計				就業者			
	男性		女性(無配偶他)		男性		女性(無配偶他)	
	15-24歳	25-34歳	15-24歳	25-34歳	15-24歳	25-34歳	15-24歳	25-34歳
2020年における政策効果による減少数(万人)	8	11	10	14	7	10	9	13
2020年における労働力率向上分(%)					1.14	1.36	1.59	3.77
	失業者				非労働力人口			
	男性		女性(無配偶他)		男性		女性(無配偶他)	
	15-24歳	25-34歳	15-24歳	25-34歳	15-24歳	25-34歳	15-24歳	25-34歳
2020年における政策効果による減少数(万人)	1	1	1	1	0	0	0	0
2020年における労働力率向上分(%)	0.13	0.09	0.17	0.29	0.04	0.03	0.04	0.07

注) 労働政策研究・研修機構(2016)より転載。

ただし、就業者としてのフリーターは、すでに労働力率にカウントされているため、政策効果による労働力率向上分には含めない。就業者フリーターの正規雇用化は、年齢間賃金格差の縮小にも寄与するものとする。失業者としてのフリーター減少分についても、説明変数である完全失業率(1期前)が改善されることによって、労働力率関数を通して労働力率を上昇させる効果に含まれると考えられるため、政策効果による労働力率向上分には含めない。したがって、非労働力人口としてのフリーターが労働市場に参入することによる労働力率向上分のみ追加的な政策効果とする。

2020年までの中間年における政策効果は、直線による補間推計を行う。2021年以降については、2020年と同水準の政策効果を見込み、2020年の値で一定とする。

イ ニート対策

労働政策審議会の分科会で審議された政策目標では、地域若者サポートステーションによるニートの就職等進路決定者数を2011~2020年度の総計で10万人にすることとしている。一方、厚生労働省職業能力開発局によれば、2013年の実績では、進路決定者数は19702人であり、このうち約83%が就職決定者である。そこで、本研究では、2013年度の就職決定者数の水準を2020年まで一定程度に維持できると考え、毎年1万6千人の就職が決定すると想定する。

総務省「労働力調査」によれば2014年におけるニート(若年無業者)の総数は56万人である。2002年以降、ニートの総数は、60万人前後で横ばいに推移しており、その年齢構成についても大きな変動は確認されない。

2014年におけるニートの性・年齢階級別構成を一定とし、先に想定した2020年における就職決定者数を性・年齢階級別に分割する。分割された性・年齢階級別就職決定者数を2014年の性・年齢階級別人口で除し、2020年において労働力率が向上する政策効果と考える(表16)。なお、本研究では、男性の労働力率を外生変数として扱うので、女性の政策効果のみ考慮する。

2020年までの中間年については、毎年1万6千人の就職決定者を見込んでいるため、

2020年における政策効果と同水準で推移する。2021年以降の政策効果についても、毎年1万6千人の就職決定者を想定し、2020年の政策効果と同じ水準で推移すると考える。

表 16 ニート対策による労働力率向上効果

	15-19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳
2020年における進路決定者数(万人)				
男性	0.14	0.23	0.29	0.34
女性(有配偶)	0.00	0.00	0.03	0.03
女性(無配偶他)	0.09	0.17	0.14	0.14
2020年における労働力率の向上分(%)				
男性	0.05	0.07	0.08	0.09
女性(有配偶)	0.00	0.00	0.02	0.01
女性(無配偶他)	0.03	0.06	0.07	0.10

注) 労働政策研究・研修機構(2016)より一部転載。

ウ 両立環境の整備による継続就業率の向上²³

女性(有配偶)の30~34歳について、両立環境の整備によって出産・育児理由による離職が解消され、継続就業率が上昇する分だけ労働力率が押し上げられると考える。両立環境が整備されない場合(本研究で想定する両立環境整備による労働力率押し上げ効果を考慮しない場合)におけるt期(年)の労働力率を R_t^b %(非労働力率を NR_t^b %)、出産・育児理由による離職割合を γ 、t期の出産・育児理由による離職割合の減少分を δ_t 、非労働力人口に占める前職が雇用者であった者の割合を κ とすると、両立環境が整備される場合におけるt期の労働力率 R_t^a %(非労働力率を NR_t^a %)は(18)式のように表される²⁴。 NR_t^b が、非労働力人口 nr に占める前職が雇用者である無業者のうち出産・育児理由による離職者数 nr_e^b の割合 $\gamma\kappa$ が減少する分だけ減少し、 NR_t^a になる。 δ_t は両立環境の整備によって減少する変数であり、0~1の値をとる。両立環境が整備されていないモデル計算の初期時点(t=2012年)では $\delta_t=1$ であり、このとき $R_t^a=R_t^b$ ($NR_t^a=NR_t^b$)となる。

²³ 両立環境の整備による継続就業率の向上効果は、労働政策研究・研修機構(2014)と同様の想定である。

²⁴ 非労働力人口(前職離職や前期無業等)の状況はモデル計算の初期時点で固定し、失業者の動向は考慮していない。

$$\begin{aligned}
R_t^a &= 100 - NR_t^a \\
&= 100 - NR_t^b \frac{nr_e^b \delta_t + nr_e^o + nr_n}{nr_e} \frac{nr_e}{nr} \quad \dots (18) \\
&= 100 - NR_t^b (1 + \gamma \kappa (\delta_t - 1)) \\
&= R_t^b + \gamma \kappa (\delta_t - 1) (R_t^b - 100)
\end{aligned}$$

ただし、 nr_e^b : 前職が雇用者である無業者のうち出産・育児理由による離職者数

nr_e^o : 前職が雇用者である無業者のうち出産・育児以外の理由による離職者数

nr_e : 前職が雇用者である無業者数 ($nr_e = nr_e^b + nr_e^o$)

nr_n : 前期も無業であった等他の無業者数²⁵

nr : 非労働力人口 ($nr = nr_e + nr_n$)

$$\gamma = \frac{nr_e^b}{nr_e}、\kappa = \frac{nr_e}{nr}$$

総務省「就業構造基本調査（2012年）」における30～34歳の女性（前職が雇用者である無業者²⁶）の全離職理由に占める出産・育児理由による離職者割合が47.9%であることから、 $\gamma = 0.479$ とする。また、30～34歳の女性の無業者に占める前職が雇用者である無業者割合が57.1%であることから、 $\kappa = 0.571$ とする。

一方、国立社会保障・人口問題研究所「第14回出生動向基本調査」によれば、子の出生年が2005～2009年における女性の第1子、第2子及び第3子の出産前後の継続就業割合は、それぞれ38.0%、72.8%及び82.9%である。これを基に出生順位によらず出産前後の継続就業割合の平均値を算出すると、52.6%となる。したがって、統計調査間の定義や年次の違い、及び第4子以降の存在があるため正確には対応づけられないが、概ね出産前後の継続就業割合が52.6%（出産前後の離職割合が47.4%）の時には、全離職者に占める出産・育児理由による離職者割合が47.9%（再掲、「就業構造基本調査（2012年）」）であったことになる。

女性の第1子出産前後の継続就業割合については、「日本再興戦略」において2020年に55%まで引き上げることが成果目標とされており、この継続就業割合が2020年以降も維持されると想定する。この割合を基に、第2子及び第3子の出産前後の継続就業割合は2005～2009年における実績値で一定として2020年以降の女性の出産前後の継続就業割合の平均値を算出すると、63.0%（出産前後の離職割合は37.0%）となる²⁷。し

²⁵ 前職が自営業主及び家族従業者である無業者数は明示的に考慮しておらず、前期も無業であった等他の無業者数に含めている。

²⁶ 2007年10月以降に前職を辞めた離職非就業者。

²⁷ ここでは、将来も第1子、第2子及び第3子の出生数の割合が変化しないと想定しているが、実際は第2子、第3子と比べ第1子の出生数の割合が高くなると見込まれるため、より正確には出産前後の継続

たがって、出産前後の継続就業割合の増加分から算出される出産前後の離職割合の減少分は、 $\delta^* = 37.0 \square 47.4$ となる²⁸。

γ 及び κ は将来も一定であり、 δ_t は2012年の1から2020年には37.0/47.4まで減少すると想定する。中間年の δ_t は直線で補間推計し、2020年以降は一定とする。結果として、経済再生・労働参加進展シナリオでは、2020年に1.9%ポイント、2030年に1.4%ポイントの労働力率押し上げ効果がある²⁹。

エ 短時間勤務制度普及等による継続就業率の向上³⁰

女性（有配偶）の65～69歳については、短時間勤務制度の普及等によって制度未整備による離職が解消され、継続就業率が上昇する分だけ労働力率が押し上げられると考える。65～69歳の就業環境を整備する手段として、短時間勤務制度だけではないが、本研究では、データの制約上、前職が正規の職員・従業員であった者のみを対象に短時間勤務制度普及による労働力率上昇効果を考慮している。

前項ウの場合と同様に、短時間勤務制度が普及しない場合（本研究で想定する短時間勤務制度の普及等による労働力率押し上げ効果を考慮しない場合）におけるt期の労働力率を R_t^b %（非労働力率を NR_t^b %）、短時間勤務制度の未整備による離職割合を γ 、t期の短時間勤務制度の未整備による離職割合の減少分を δ_t 、非労働力人口に占める前職が雇用者であった者の割合を κ とすると、短時間勤務制度が普及する場合におけるt期の労働力率 R_t^a %（非労働力率を NR_t^a %）は(19)式のように表される³¹。 NR_t^b が、非労働力人口 nr に占める前職が正規の職員・従業員である無業者のうち短時間勤務制度未整備による離職者数 nr_e^b の割合 $\gamma\kappa$ が減少する分だけ減少し、 NR_t^a になる。 δ_t は短時間勤務制度の普及によって減少する変数であり、0～1の値をとる。短時間勤務制度が普及していないモデル計算の初期時点（t=2012年）では $\delta_t = 1$ であり、このとき $R_t^a = R_t^b$ （ $NR_t^a = NR_t^b$ ）となる。

就業割合の平均値は63.0%よりも若干高くなると予想される。

²⁸ 出産前後の継続就業割合は、25～29歳の女性のみを対象としたものではない。したがって、出産前後の離職割合の減少分 δ は、25～29歳以外の年齢階級も含む平均値である。

²⁹ 女性の第1子出産前後の継続就業割合が2020年以降一定で推移することを想定しているため、2020年と比較して両立環境整備による押し上げ効果を考慮しない場合の労働力率が高くなる2030年ほど両立環境整備による労働力率押し上げ効果は小さくなる。

³⁰ 短時間勤務制度普及等による継続就業率の向上効果は、労働政策研究・研修機構（2014）と同様の想定である。

³¹ 非労働力人口（前職離職や前期無業等）の状況はモデル計算の初期時点で固定し、失業者の動向は考慮していない。

$$\begin{aligned}
R_t^a &= 100 - NR_t^a \\
&= 100 - NR_t^b \frac{nr_e^b \delta_t + nr_e^o + nr_n}{nr_e} \frac{nr_e}{nr} \quad \dots (19) \\
&= 100 - NR_t^b (1 + \gamma \kappa (\delta_t - 1)) \\
&= R_t^b + \gamma \kappa (\delta_t - 1) (R_t^b - 100)
\end{aligned}$$

ただし、 nr_e^b ：前職が正規の職員・従業員である無業者のうち短時間勤務制度未整備による離職者数

nr_e^o ：前職が正規の職員・従業員である無業者のうち短時間勤務制度未整備以外の理由による離職者数

nr_e ：前職が正規の職員・従業員である無業者数 ($nr_e = nr_e^b + nr_e^o$)

nr_n ：前期も無業であった等の無業者数³²

nr ：非労働力人口 ($nr = nr_e + nr_n$)

$$\gamma = \frac{nr_e^b}{nr_e}, \quad \kappa = \frac{nr_n}{nr}$$

労働政策研究・研修機構による「『団塊の世代』の就業と生活ビジョン」フォローアップ調査（2008年実施）における60歳以上の就業継続に必要な措置として「短時間勤務ができるようにすること」と回答した女性（2006年調査時に60歳定年制の企業に雇用されていた正社員）の割合が14.1%であることから、短時間勤務制度等普及しない場合に離職すると考えられる女性の割合を $\gamma = 0.141$ とする³³。

また、総務省「就業構造基本調査（2012年）」における65～69歳の女性の無業者に占める前職が正規の職員・従業員である無業者割合が、4.1%であることから、 $\kappa = 0.041$ とする。

γ 及び κ は将来も一定であり、 δ_t は2012年の1から2030年には0まで減少すると想定する。つまり、65～69歳の短時間勤務制度未整備による離職が、2030年にはなくなると想定している。中間年の δ_t は、直線で補間する。結果として、労働参加進展(内生)シナリオでは、2030年に女性0.4%ポイントの労働力率押し上げ効果がある。

³² 前職が自営業主、家族従業者及び非正規の職員・従業員である無業者数は明示的に考慮しておらず、前期も無業であった等の無業者数に含めている。

³³ 60歳以上の就業継続に必要な措置として短時間勤務ができるようにすることと回答した者の数を60歳以上の就業継続に必要な措置別回答者数の合計で除して算出している。この問いは複数回答が可能であるため、60歳以上の就業継続に必要な措置別回答者数の合計は実際の回答者数を上回る。

4. 女性の労働参加進展の状況

女性の労働市場参加が進む程度に応じて、将来（2030年）の労働力人口や就業者数がどのように変化するかを概観する。図2は、女性の年齢階級別労働力率の変化を示したものである（詳細は付表A及びBを参照のこと）。労働参加進展ケースは、各種雇用政策が適切に講じられることを想定しているため、2014年と比較すると労働力率のM字カーブの谷に当たる年齢層及び高齢者層を中心に2030年までに労働力率が上昇する。とりわけ、労働参加進展（外生）ケースでは、M字カーブの谷が解消されている。

労働参加進展（内生）ケースにおける労働力率の伸びが、労働参加進展（外生）ケースと比較して小さい要因として、以下の3点が考えられる。1つ目は、労働参加進展（外生）ケースは労働政策研究・研修機構（2016）において実質経済成長率を年率2%程度と想定して推計された結果を用いているのに対し、労働参加進展（内生）ケースでは本研究において年率1%程度と想定して推計していることである。経済成長率の上昇は、労働力需要を増加し、賃金を上昇させる方向に作用するため、労働参加を促進する効果をもつ。本研究では、女性の労働市場参加が進む程度によらず、実質経済成長率を年率1%程度と想定しているため、労働参加進展（外生）ケースで外生的に与えている女性の労働力率の想定は経済規模から見れば高すぎる点には注意が必要である。2つ目は、労働参加進展（外生）ケースは概して2012年までの実績値を用いて推定された方程式によって推計されたものであるのに対し、労働参加進展（内生）ケースは概して2014年までの実績値を用いて推定された方程式によって推計していることである。ただし、どちらの方程式を用いた方が将来の女性の労働力率を高く推計しうるかは一概には言えない。3つ目は、労働参加進展（外生）ケースでは男性の家事分担比率が女性の労働力率に与える影響を示すパラメータを労働政策研究・研修機構（2008）のプロビット分析の結果から得ているのに対し、労働参加進展（内生）ケースでは中野（2015）のプロビット分析の結果から得ていることである。いずれのケースも男性の家事分担比率は将来同じように上昇することを想定しているが、パラメータは前者に比べ後者の方が小さいため、女性の労働力率を押し上げる効果が後者の方が小さい。

図3は、女性（年齢階級計）の労働力人口及び労働力率の変化を示したものである。2030年の女性の労働力人口は、2014年の2824万人から労働参加現状ケースで2488万人に減少する（336万人減）。一方、女性の労働参加が進む労働参加進展（内生）ケースでは2631万人（193万人減）、労働参加進展（外生）ケースでは2820万人（4万人減）とそれぞれ労働参加現状ケースよりも減少幅は小さくなる。2030年の女性の労働力率は、2014年の49.2%から労働参加現状ケースで45.7%、労働参加進展（内生）ケースで48.3%と低下するが、労働参加進展（外生）ケースでは51.7%に上昇する。

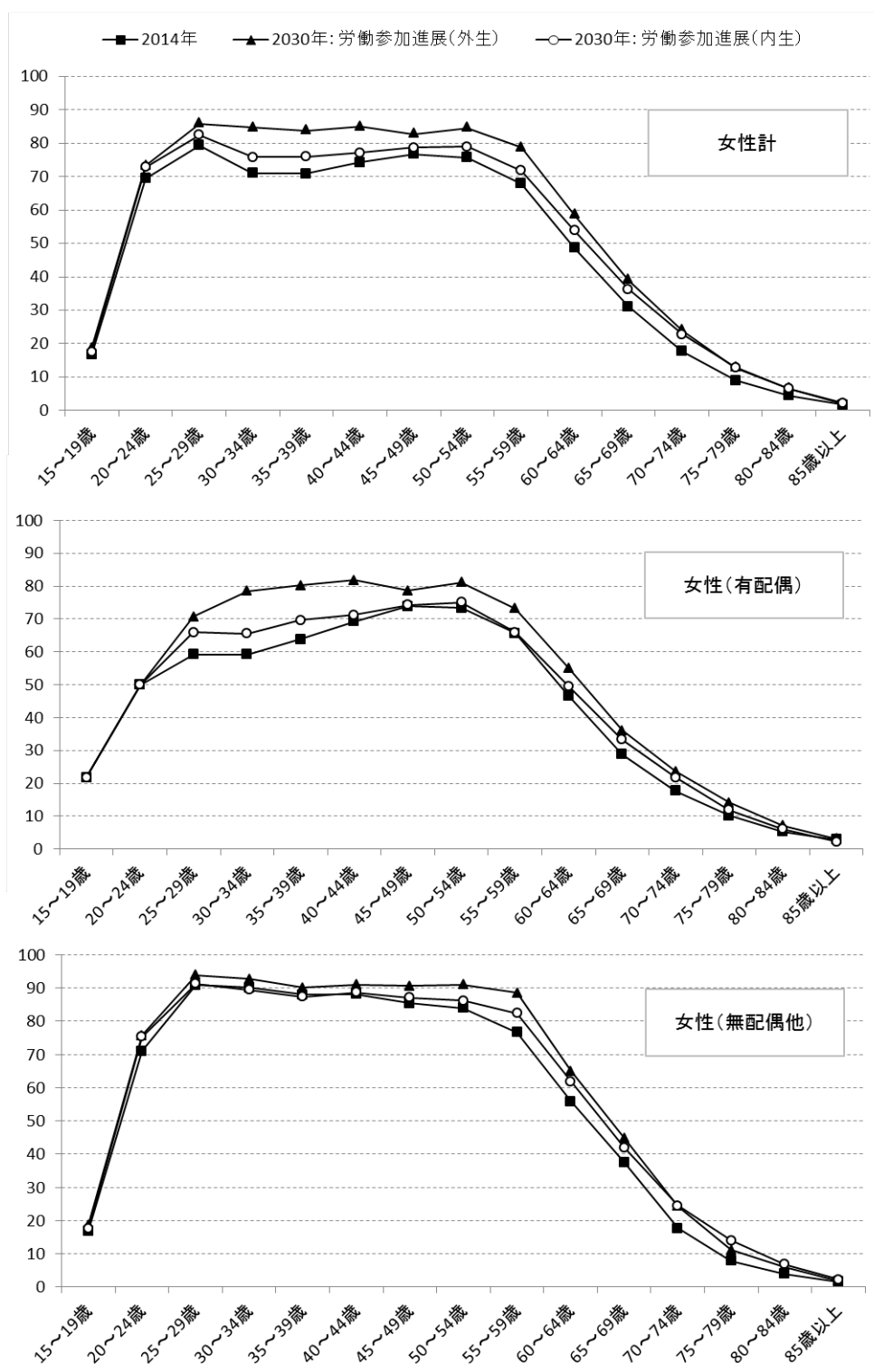


図2 女性の年齢階級別労働力率（単位：％）

注）2014年は、総務省「労働力調査」の実績値。2030年：労働参加進展（外生）は、労働政策研究・研修機構（2016）の経済再生・労働参加進展シナリオの推計結果。2030年：労働参加進展（内生）は、本研究における推計値。

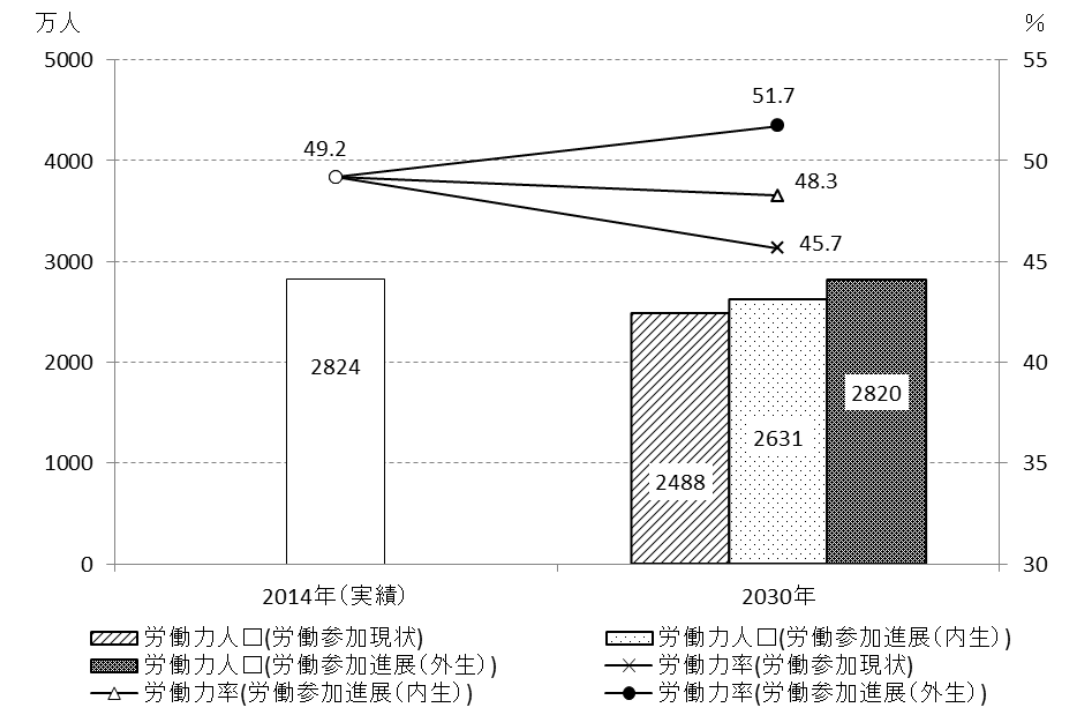


図3 女性（年齢階級計）の労働力人口及び労働力率（右軸）

注) 2014年は、総務省「労働力調査」の実績値。2030年：労働参加現状は、労働政策研究・研修機構（2016）のゼロ成長・労働参加現状シナリオの推計結果。2030年：労働参加進展（外生）は、労働政策研究・研修機構（2016）の経済再生・労働参加進展シナリオの推計結果。2030年：労働参加進展（内生）は、本研究における推計値。

図4は、女性（年齢階級計）の就業者数及び就業率の変化を示したものである。2030年の女性の就業者数は、2014年の2729万人から労働参加現状ケースで2415万人（314万人減）、労働参加進展（内生）ケースでは2559万人（170万人減）とそれぞれ減少する。一方、労働参加進展（外生）ケースでは2743万人（14万人増）と2014年よりも増加する。2030年の女性の就業率は、2014年の47.6%から労働参加現状ケースで44.3%、労働参加進展（内生）ケースでは46.9%にそれぞれ低下するが、労働参加進展（外生）ケースでは50.3%に上昇する。

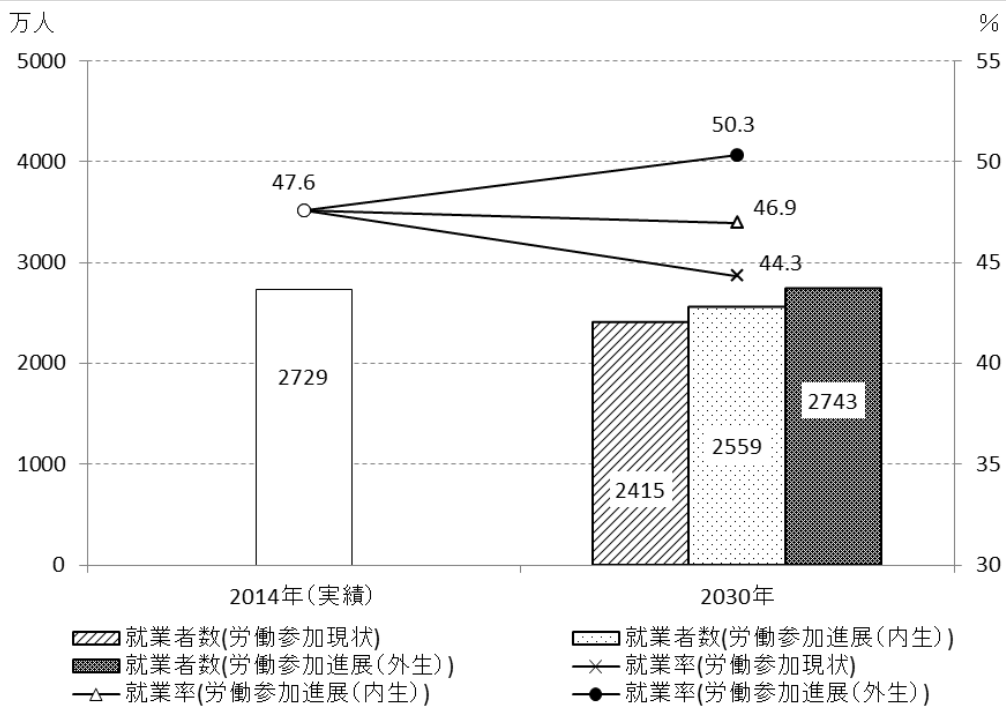


図4 女性（年齢階級計）の就業者数及び就業率（右軸）

注）2014年は、総務省「労働力調査」の実績値。2030年は、本研究における推計値。

男性の年齢階級別労働力率は、いずれのケースも2014年水準のまま将来一定で共通の想定であるため、男性の労働力人口の変化にケース間の違いは生じない。2030年の男性（年齢階級計）の労働力人口は、2014年の3763万人から3312万人（451万人減）に減少する。また、2030年の男性の労働力率は、2014年の70.4%から66.1%に低下する。

図5は、男女計（年齢階級計）の労働力人口及び労働力率の変化を示したものである。2030年の男女計の労働力人口は、2014年の6587万人から労働参加現状ケースで5800万人に減少する（787万人減）。一方、女性の労働参加が進む労働参加進展（内生）ケースでは5943万人（644万人減）、労働参加進展（外生）ケースでは6132万人（455万人減）とそれぞれ労働参加現状ケースよりも減少幅は小さくなる。2030年の男女計の労働力率は、いずれのケースについても2014年の59.4%から低下するが、労働参加現状ケースで55.5%、労働参加進展（内生）ケースで56.8%であるのに対し、労働参加進展（外生）ケースでは58.6%と緩やかに低下する。

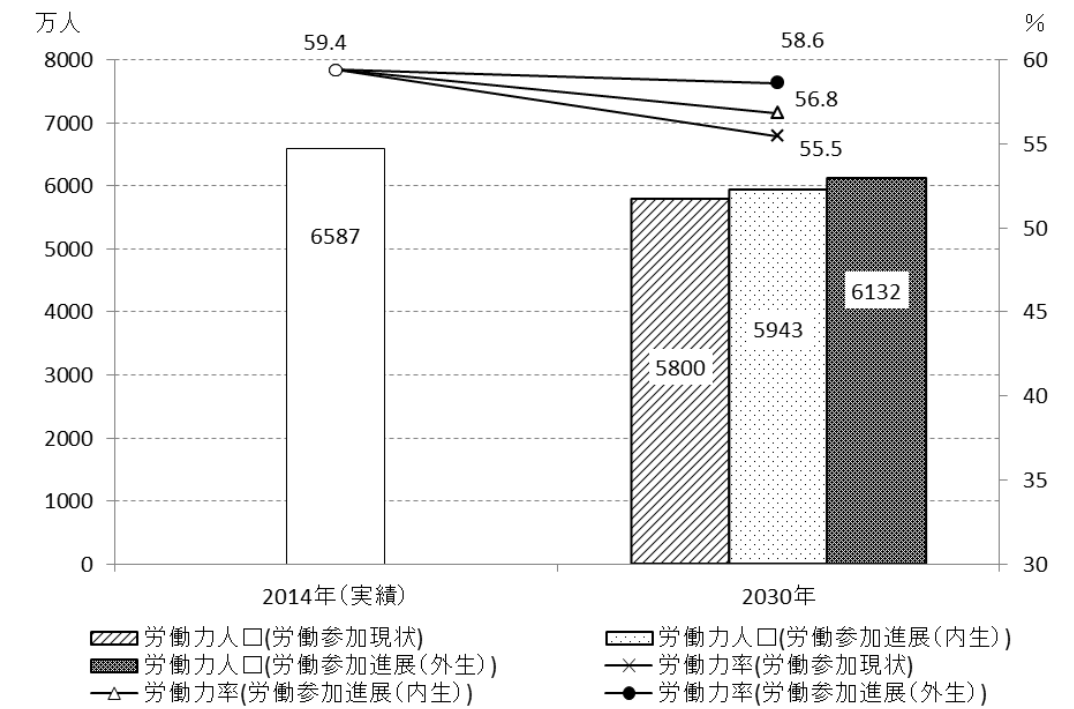


図5 男女計（年齢階級計）の労働力人口及び労働力率（右軸）

注) 2014年は、総務省「労働力調査」の実績値。2030年：労働参加現状は、労働政策研究・研修機構（2016）のゼロ成長・労働参加現状シナリオの推計結果。2030年：労働参加進展（外生）は、労働政策研究・研修機構（2016）における経済再生・労働参加進展シナリオの女性労働力率の推計結果を用いて本研究にて推計。2030年：労働参加進展（内生）の女性の労働力率は、本研究における推計値。

図6は、男女計（年齢階級計）の就業者数及び就業率の変化を示したものである。2030年の男女計の就業者数は、2014年の6351万人から労働参加現状ケースで5618万人（314万人減）と減少する。一方、女性の労働参加が進む労働参加進展（内生）ケースでは5770万人（170万人減）、労働参加進展（外生）ケースでは5953万人（14万人増）それぞれ労働参加現状ケースよりも減少幅は小さくなる。2030年の男女計の就業率は、いずれのケースについても2014年の57.3%から低下するが、労働参加現状ケースで53.2%、労働参加進展（内生）ケースでは55.2%に対し、労働参加進展（外生）ケースでは56.9%と緩やかに低下する。

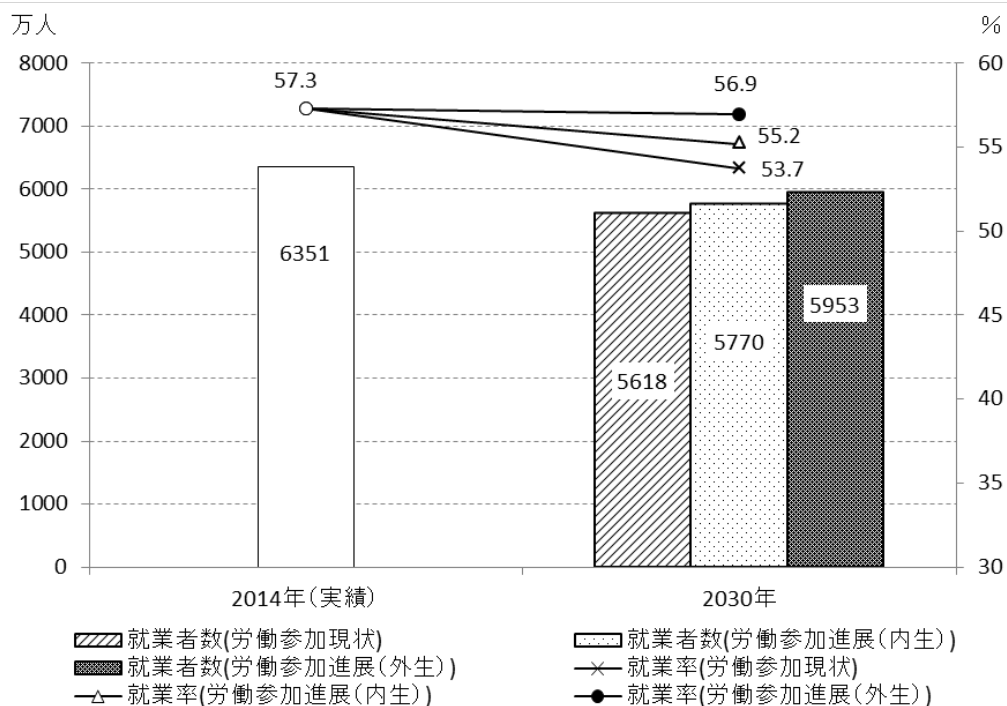


図6 男女計（年齢階級計）の就業者数及び就業率（右軸）

注）2014年は、総務省「労働力調査」の実績値。2030年は、本研究における推計値。

5. マクロ経済のシミュレーションの結果

ベースラインケースである労働参加現状ケースでは、実質 GDP 成長率が表 11 に基づいて外生的に与えられ、実質 GDP は 2014 年の 526.1 兆円（2005 年暦年基準）から年率 0.84% で増加し、2030 年には 601.2 兆円に達する。一方、モデルにおいて内生的に求められる実質民間消費支出は、2014 年の 310.4 兆円から 2030 年に 300.6 兆円まで減少し、実質 GDP に占めるそのシェアも低下する。

労働参加現状ケースよりも女性の労働市場参加が進む、具体的には 2030 年の女性労働力率が労働参加現状ケースよりも 2.6%ポイント高くなる労働参加進展（内生）ケースでは、2030 年の実質民間消費支出が 300.9 兆円、実質 GDP が 601.5 兆円と労働参加現状ケースよりもそれぞれ高くなるが、その差はごく僅かである。同様に、女性の労働市場参加が進んで 2030 年の女性労働力率が労働参加現状ケースよりも 6.0%ポイント高くなる労働参加進展（外生）ケースでは、2030 年の実質民間消費支出が 305.7 兆円、実質 GDP が 606.3 兆円と労働参加現状ケースをそれぞれ 1.7%及び 0.8%上回る。労働参加進展（外生）ケースにおける実質 GDP 成長率は年率 0.89%であり、労働参加現状ケースよりも 0.05%ポイント高まる。

労働参加進展ケースは労働参加現状ケースよりも実質 GDP が増加する結果となったが、

先行研究と比較すると、女性の労働参加が実質 GDP に与える影響は非常に小さい。もちろん、シミュレーションに用いているモデルが異なること、先行研究が実施された時点よりも 2014 年の方が女性の労働参加が進んでいるように日本の労働市場の状況が異なることが影響し、そもそもベースラインケースの想定・結果も異なるため、完全な比較は困難である。

表 17 実質 GDP 及び実質民間消費支出

	2014年 (実績)	2030年		
		労働参加 現状	労働参加 進展(内生)	労働参加 進展(外生)
実数(兆円)				
実質GDP	526.1	601.2	601.5	606.3
実質民間消費支出	310.4	300.6	300.9	305.7
他の支出項目	215.7	300.6		
労働参加現状ケースとの差(兆円)				
実質GDP			0.3	5.1
実質民間消費支出			0.3	5.1

	2014年 (実績)	2030年		
		労働参加 現状	労働参加 進展(内生)	労働参加 進展(外生)
2014~2030年の変化率(%)				
実質GDP		0.838	0.841	0.891
実質民間消費支出		-0.200	-0.193	-0.095
他の支出項目		2.096		
労働参加現状ケースとの差(%ポイント)				
実質GDP			0.003	0.053
実質民間消費支出			0.007	0.105

注) 2014 年は、内閣府「国民経済計算」の実績値(2005 年暦年基準)。2030 年は、本研究における推計値。

6. おわりに

本研究では、マクロ経済モデルを用いたシミュレーションによって、女性の労働参加がマクロ経済、とりわけ実質 GDP に与える影響を評価した。結果として女性の労働参加が進む場合には実質 GDP は増加するが、その影響は先行研究と比較すると小さなものとなった。

ただし、本研究には大きく分けて少なくとも 5 つの留保条件がある。1 つ目は、女性の労働参加の影響を可能な限り純粋に評価するため、現実には起こりうるであろう現象を排除する想定がなされている点である。たとえば、いずれのケースにおいても男性の労働力率が 2014 年から将来も一定で推移すると想定しているが、女性の労働参加が進むように

就業環境が整備される恩恵は女性だけが受けるとは限らず、男性の労働参加も促進させる可能性がある。また、女性労働力が男性と代替、あるいは補完関係にあっても、本研究では男性労働力は調整されない。

2 つ目は、労働参加と経済成長の想定が必ずしも整合的ではない点である。労働参加進展（外生）ケースは、労働政策研究・研修機構（2016）における経済再生・労働参加進展シナリオの女性の労働力率を外生的に与えているが、同シナリオには雇用政策とともに経済政策も実施し、経済成長が促進される効果が考慮されている。しかし、本研究では、経済政策によって経済成長が促進され、女性の労働参加が進む効果は考慮されていない。さらに、労働政策研究・研修機構（2016）における経済再生・労働参加進展シナリオの男性の労働力率は、2014年の水準よりも高くなっており、本研究の想定とは異なる。

3 つ目は、女性の労働参加が実質民間消費支出に与えるプロセスは描写されているものの、投資をはじめとする他の GDP の支出項目に与えるプロセスが描写されていない点である。たとえば、女性の労働参加の進展は、職場環境整備のための投資や新たな事業のための投資を誘発するかもしれない。

4 つ目は、雇用形態や雇用の質が考慮されていない点である。女性の労働参加が進む場合であっても、実際は非正規労働者として就業する、あるいは雇用の質の低い状況で就業する可能性もあるが、本研究では考慮されていない。

5 つ目は、女性の活用が労働生産性に与える影響が考慮されていない点である。女性の活用によって労働生産性にどの程度影響を与えうるかは業種や企業規模によって異なると推察されるが、研究の蓄積がほとんどなく、本研究では考慮されていない。

これらの留保条件の解消については、今後の課題としたい。

参考文献

- Daly, K. (2007) *Gender Inequality, Growth and Global Ageing*, Global Economics Paper No: 154, Goldman Sachs,
http://20-first.com/wp-content/uploads/2007_Goldman-Sachs_Gender-inequality-Growth-and-Global-Aging.pdf.
- OECD (2012) *Closing the Gender Gap: Act Now*, OECD Publishing.
- スタインバーグ, チャド・中根誠人 (2012) 「女性は日本を救えるか？」 IMF Working Paper, WP/12/248, International Monetary Fund,
<https://www.imf.org/external/japanese/pubs/ft/wp/2012/wp12248j.pdf>.
- 男女共同参画会議・少子化と男女共同参画に関する専門調査会（2005）『少子化と男女共同参画に関する社会環境の国際比較報告書』.
- 中野 諭(2015)「夫の家事分担比率が妻の労働参加に与える影響」労働政策研究・研修機構（2015）『労働力需給の推計のための基礎研究—「社会生活基本調査」

を用いたマイクロデータ分析』JILPT 資料シリーズ No.160, 第 1 章, 12
- 39 頁, 労働政策研究・研修機構.

日本経済研究センター中期予測班(2015)『第 41 回中期経済予測-財政再建と人口トレン
ドの転換に挑む日本経済-将来世代支援型の社会保障改革を考える』.

労働政策研究・研修機構 (2008) 『労働力需給の推計-労働力需給モデル (2007 年版) に
よる将来推計』 JILPT 資料シリーズ No.34, 労働政策研究・研修機構.

----- (2014) 『労働力需給の推計-労働力需給モデル (2013 年度版)
による政策シミュレーション』 JILPT 資料シリーズ No.129, 労働政策研
究・研修機構.

----- (2016) 『労働力需給の推計-新たな全国推計 (2015 年版) を踏
まえた都道府県別試算』 JILPT 資料シリーズ No.166, 労働政策研究・研
修機構.

付表 A 女性の年齢階級別労働力率及び労働力人口

		労働力率(%)				労働力人口(万人)			
		2014年 (実績)	2030年			2014年 (実績)	2030年		
			労働参加 現状	労働参加 進展(内生)	労働参加 進展(外生)		労働参加 現状	労働参加 進展(内生)	労働参加 進展(外生)
女性	年齢計	49.2	45.7	48.3	51.7	2824	2488	2631	2820
	15～19歳	16.7	16.8	17.6	18.6	49	40	43	45
	20～24歳	69.4	68.9	72.8	73.2	209	180	191	192
	25～29歳	79.3	79.9	82.4	85.9	261	224	232	241
	30～34歳	71.0	72.5	75.8	84.6	262	216	226	252
	35～39歳	70.8	72.5	76.0	83.8	306	218	228	252
	40～44歳	74.3	75.7	77.1	84.9	358	240	244	269
	45～49歳	76.8	77.8	78.7	82.8	327	276	280	294
	50～54歳	75.7	77.1	79.0	84.6	293	310	318	341
	55～59歳	67.9	69.6	71.8	78.7	262	326	337	369
	60～64歳	48.7	49.9	53.9	58.6	226	208	225	244
	65～69歳	31.1	31.8	36.3	39.1	146	121	138	148
	70～74歳	17.7	17.7	22.8	24.0	74	63	81	85
	75～79歳	9.0	9.1	12.9	12.8	32	35	50	49
	80～84歳	4.4	4.5	6.6	6.5	13	19	27	27
85歳以上	1.8	1.9	2.3	2.0	6	11	13	11	
女性 (有配偶)	年齢計	50.7	46.4	49.0	54.5	1659	1275	1347	1498
	15～19歳	21.8	21.8	21.8	21.8	0	0	0	0
	20～24歳	50.0	50.0	50.0	50.0	11	13	13	13
	25～29歳	59.2	59.2	65.9	70.7	71	58	64	69
	30～34歳	59.2	59.2	65.5	78.5	135	101	111	133
	35～39歳	63.8	63.8	69.7	80.3	196	123	135	155
	40～44歳	69.3	69.3	71.2	81.8	246	145	149	171
	45～49歳	73.8	73.8	74.3	78.7	234	173	174	184
	50～54歳	73.3	73.3	75.0	81.1	220	191	196	212
	55～59歳	65.7	65.7	65.9	73.2	203	198	199	221
	60～64歳	46.7	46.7	49.6	55.1	169	127	135	149
	65～69歳	28.8	28.8	33.4	36.1	100	72	84	91
	70～74歳	17.7	17.7	21.8	23.7	49	40	49	54
	75～79歳	10.1	10.1	11.9	14.1	18	22	26	30
	80～84歳	5.3	5.3	6.1	7.1	6	10	11	13
85歳以上	3.0	3.0	2.2	3.2	1	3	2	4	
女性 (無配偶 他)	年齢計	47.3	44.9	47.5	48.9	1165	1213	1284	1322
	15～19歳	16.7	16.7	17.6	18.6	49	40	42	45
	20～24歳	71.0	71.0	75.3	75.8	198	168	178	179
	25～29歳	90.9	90.9	91.2	93.9	190	167	167	172
	30～34歳	90.1	90.1	89.4	92.7	127	115	115	119
	35～39歳	88.0	88.0	87.4	90.1	110	94	94	97
	40～44歳	88.2	88.2	88.6	91.0	112	95	95	98
	45～49歳	85.3	85.3	87.0	90.6	93	104	106	110
	50～54歳	83.9	83.9	86.2	91.0	73	119	122	129
	55～59歳	76.6	76.6	82.4	88.5	59	128	138	148
	60～64歳	55.9	55.9	61.8	65.0	57	82	90	95
	65～69歳	37.6	37.6	42.1	44.9	46	49	54	58
	70～74歳	17.7	17.7	24.5	24.4	26	23	32	32
	75～79歳	7.9	7.9	14.0	11.1	13	14	24	19
	80～84歳	3.9	3.9	6.9	6.0	7	9	17	14
85歳以上	1.6	1.6	2.3	1.7	5	7	10	8	

注) 2014年は、総務省「労働力調査」の実績値。2030年：労働参加現状は、労働政策研究・研修機構(2016)のゼロ成長・労働参加現状シナリオの推計結果。2030年：労働参加進展(外生)は、労働政策研究・研修機構(2016)の経済再生・労働参加進展シナリオの推計結果。2030年：労働参加進展(内生)は、本研究における推計値。

付表 B 女性の年齢階級別就業率及び就業者数

		就業率(%)				就業者数(万人)			
		2014年 (実績)	2030年			2014年 (実績)	2030年		
			労働参加 現状	労働参加 進展(内生)	労働参加 進展(外生)		労働参加 現状	労働参加 進展(内生)	労働参加 進展(外生)
女性	年齢計	47.6	44.3	46.9	50.3	2730	2415	2559	2743
	15～19歳	15.6	16.2	17.1	18.1	46	39	41	44
	20～24歳	65.8	65.3	69.2	69.6	198	171	181	182
	25～29歳	75.7	76.4	78.9	82.2	249	214	222	231
	30～34歳	68.0	69.9	73.3	81.8	251	208	218	244
	35～39歳	68.3	70.1	73.6	81.1	295	210	221	244
	40～44歳	71.8	73.5	75.1	82.6	346	233	238	262
	45～49歳	74.4	75.5	76.6	80.6	317	268	272	286
	50～54歳	73.4	75.3	77.3	82.8	284	303	311	333
	55～59歳	66.3	67.8	70.1	76.8	256	318	329	360
	60～64歳	47.6	49.0	53.0	57.6	221	205	221	240
65歳以上	14.3	11.6	14.5	15.0	267	245	305	317	
女性 (有配偶)	年齢計	46.9	45.2	47.8	53.1	1536	1242	1314	1461
	15～19歳	20.9	21.1	21.2	21.2	0	0	0	0
	20～24歳	47.2	47.4	47.5	47.5	10	12	12	12
	25～29歳	56.4	56.6	63.1	67.7	68	55	62	66
	30～34歳	57.0	57.1	63.3	75.9	130	97	108	129
	35～39歳	61.5	61.7	67.5	77.7	189	119	130	150
	40～44歳	66.9	67.2	69.3	79.5	238	140	145	166
	45～49歳	71.3	71.7	72.3	76.6	226	168	169	179
	50～54歳	71.4	71.6	73.5	79.4	214	187	192	207
	55～59歳	63.9	64.0	64.3	71.5	198	193	194	216
	60～64歳	45.7	45.9	48.8	54.2	165	124	132	147
65歳以上	10.3	14.7	17.2	19.1	98	145	170	188	
女性 (無配偶 他)	年齢計	45.5	43.4	46.1	47.5	1121	1173	1245	1282
	15～19歳	16.0	16.2	17.1	18.1	47	39	41	43
	20～24歳	66.9	67.2	71.5	71.9	187	159	169	170
	25～29歳	86.7	86.9	87.3	89.9	181	159	160	165
	30～34歳	86.6	86.9	86.4	89.6	122	111	111	115
	35～39歳	84.8	85.1	84.6	87.3	106	91	91	94
	40～44歳	85.2	85.6	86.2	88.5	108	92	93	95
	45～49歳	82.4	82.8	84.8	88.2	90	101	103	107
	50～54歳	81.6	82.0	84.4	89.1	71	116	119	126
	55～59歳	74.6	74.7	80.4	86.4	57	125	134	145
	60～64歳	54.7	54.9	60.8	64.0	56	80	89	93
65歳以上	10.5	8.9	12.0	11.5	96	100	135	129	

注) 2014年は、総務省「労働力調査」の実績値。2030年は、本研究における推計値。