

平成 30 年 3 月 23 日

【照会先】

政策統括官付参事官付世帯統計室

縦断調査管理官	後藤 敬一郎
室長補佐	成井 裕子
コーホート分析専門官	中村 真理子（内線 7550）
（代表電話）	03(5253)1111
（直通電話）	03(3595)2323

## 中高年者縦断調査（中高年者の生活に関する継続調査）特別報告の概況

目次	頁
はじめに	1
調査の概要	1
結果の概要	
1 中高年者の就業継続と介護	3
2 高齢者の就業行動が健康意識の推移に与える影響	7
3 高齢者の公的年金受給額及び配偶関係別就業確率の観察	9
4 住宅と中高年期の労働供給	11
参考	13
用語の定義	14

この結果は、厚生労働省のホームページにも掲載されています。  
アドレス（ [http://www.mhlw.go.jp/toukei\\_hakusho/toukei/](http://www.mhlw.go.jp/toukei_hakusho/toukei/) ）

# はじめに

本報告は、平成 17 年より毎年調査・公表している「中高年者縦断調査」のデータが、平成 27 年調査（第 11 回調査）で 10 年間分蓄積され、調査対象者も全員 60 歳以上となったことから、パネルデータの特性を生かした団塊の世代を含む中高年世代の行動変容について、独立行政法人労働政策研究・研修機構の協力を得てまとめたものである。

## 調査の概要

### 1 調査の目的

この調査は、団塊の世代を含む全国の中高年者世代の男女を追跡して、その健康・就業・社会活動について、意識面・事実面の変化の過程を継続的に調査し、行動の変化や事象間の関連性等を把握し、高齢者対策等厚生労働行政施策の企画立案、実施等のための基礎資料を得ることを目的として、平成 17 年度を初年として実施しているものである。

### 2 調査の対象

平成 17 年 10 月末現在で 50～59 歳である全国の男女を対象とし、厚生労働省が国民生活基礎調査を基に調査客体を抽出した。

### 3 調査の時期

調査の周期 毎年 1 回（11 月の第一水曜日）

### 4 調査の事項

家族の状況、健康の状況、就業の状況、住居・家計の状況 等

### 5 調査の方法

第 5 回調査までは、調査員による配布・回収、第 6 回調査以降は郵送により行った。

## 6 利用上の注意

(1) 調査回における対象者の年齢は以下のとおりである。

第1回調査	(平成17年 2005年)	50～59歳
第2回調査	(平成18年 2006年)	51～60歳
第3回調査	(平成19年 2007年)	52～61歳
第4回調査	(平成20年 2008年)	53～62歳
第5回調査	(平成21年 2009年)	54～63歳
第6回調査	(平成22年 2010年)	55～64歳
第7回調査	(平成23年 2011年)	56～65歳
第8回調査	(平成24年 2012年)	57～66歳
第9回調査	(平成25年 2013年)	58～67歳
第10回調査	(平成26年 2014年)	59～68歳
第11回調査	(平成27年 2015年)	60～69歳

(2) 表記について

本概況は、多変量解析の手法を使った分析を中心に構成されており、図表の数値については、原則として、統計的有意水準（信頼性）について危険率が10%以内のもののみ表示している。

なお、図中の星印については、統計的有意水準を表している。

凡例については、以下のとおりである。

***	1%水準で有意な結果
**	5%水準で有意な結果
*	10%水準で有意な結果

(3) 表章記号の規約

計数のない場合	—
比率が微少（0.05未満）の場合	0.0

(4) 本概況の数値は小数点以下第2位を四捨五入しているため、内訳の合計が総数に合わない場合がある。

※ 詳細な内容については、「中高年者縦断調査（中高年者の生活に関する継続調査）特別報告」を参照されたい。

# 結果の概要

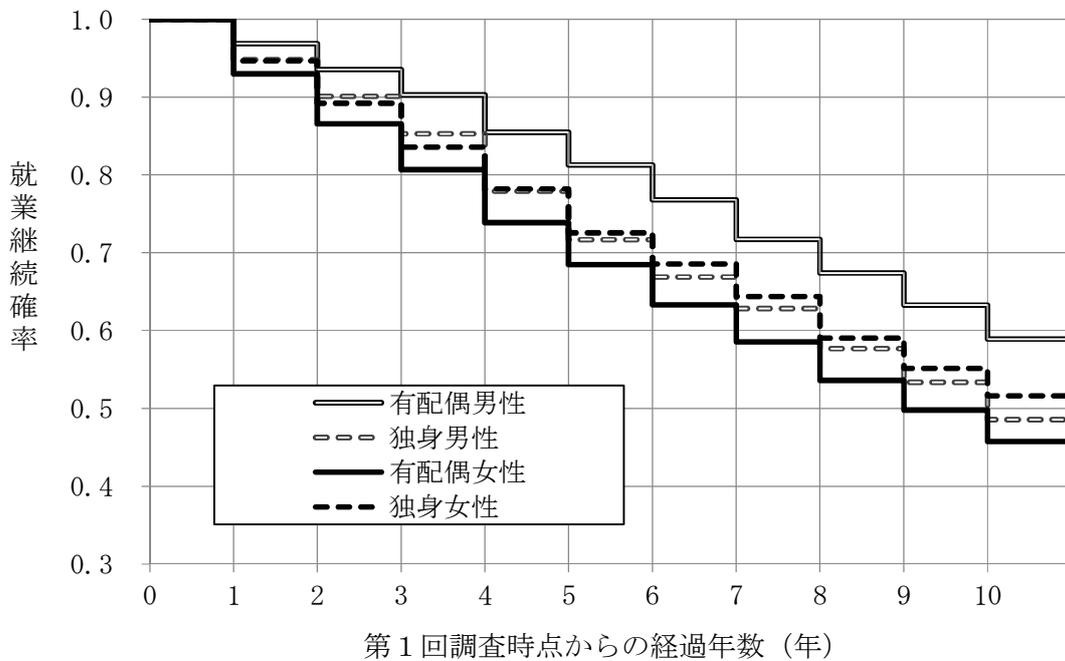
## 1 中高年者の就業継続と介護

### (1) 中高年者の就業継続の動向

中高年者のうち、就業継続確率が高いのは有配偶男性、低いのは有配偶女性

第1回調査時点で就業している者を対象に、就業継続確率について、生存時間分析の一種である Kaplan・マイヤー法による推定を行った。男女別、配偶関係別に就業継続確率を比較すると、就業継続確率が最も高いのは有配偶男性、最も低いのは有配偶女性であった。(図1-1)

図1-1 第1回調査時に就業している者の就業継続確率の推定結果  
：男女別、第1回調査時点の配偶関係別



注：「第1回調査時点からの経過年数」は、第1回調査時が0年目に該当する。

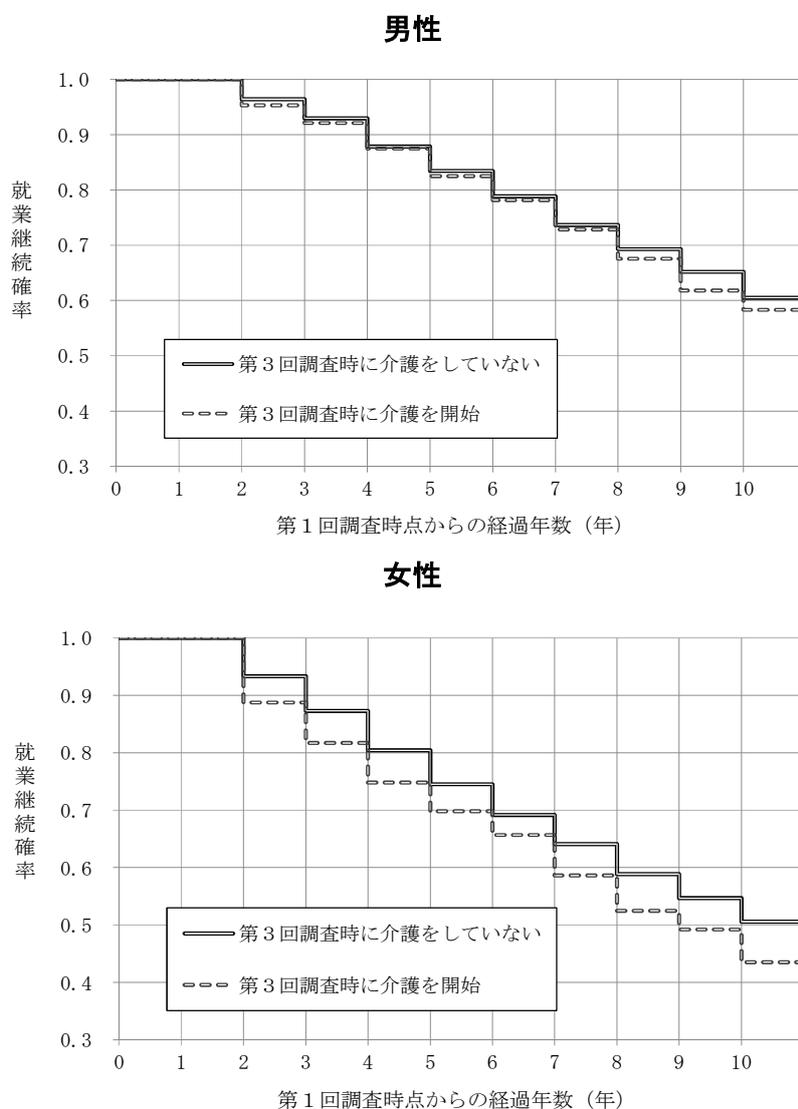
## (2) 介護の開始と就業継続確率

### 就業している中高年者が介護を開始すると就業継続確率が低くなる傾向 介護の開始後に就業継続確率が低くなる傾向があるのは男性より女性

第1回調査時点と第2回調査時点で就業しており、かつ介護・育児をしていない者を対象として、第3回調査時点の介護の実施の有無別に就業継続確率の推定を行った。

第3回調査時に介護をしていない者に比べ、第3回調査時に介護を開始した者の就業継続確率が低くなる傾向がみられる。また、第3回調査時に介護をしていない者と第3回調査時に介護を開始した者との就業継続確率の差は、男性より女性の方が大きい。(図1-2)

図1-2 第1回調査、第2回調査のいずれの時点でも就業しており、かつ介護・育児をしていない者の就業継続確率の推定結果：第3回調査時の介護の有無別



- 注：1) 「第1回調査時点からの経過年数」は、第1回調査時が0年目に該当する。  
2) 図1-2の集計対象は第1回調査と第2回調査のいずれの時点においても就業を継続している者であるため、0年目(第1回調査時)、1年目(第2回調査時)の就業継続確率は1となる。ここでは第3回調査時の介護の実施状況別にその後の就業継続確率を推定しているため、2年目以降の値に注目した。

### (3) 介護の実施と離職確率（多変量解析による推定）

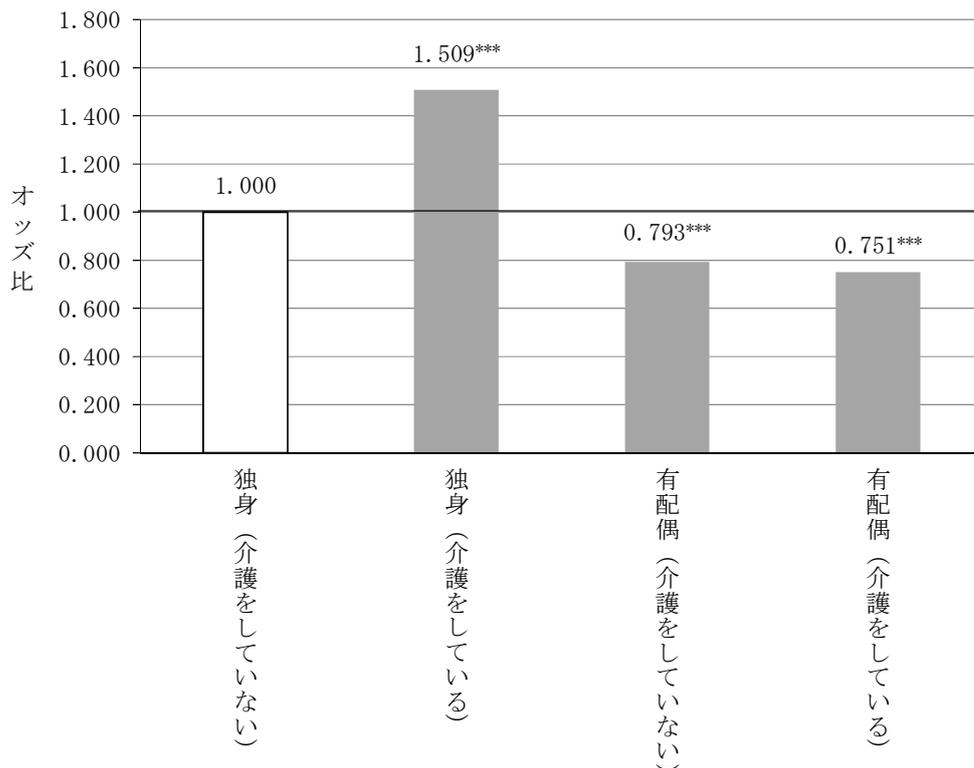
男性の場合、独身で介護をしていない者に比べ、独身で介護をしている者は約 1.5 倍離職確率が高い。一方、介護の実施の有無に関わらず、有配偶者の離職確率は低い傾向

ここまでの結果（図 1-1、図 1-2）から、性別と配偶関係によって就業継続確率が異なっていること、そして、介護の開始後の就業継続確率には男女差があることが観察された。しかし、図 1-2 は第 3 回調査時点での介護の実施の有無別に就業継続確率を比較したにすぎない。配偶関係と介護の実施状況が離職確率といかに関係しているかをより詳細に描出するため、多変量解析を行った。

男女別に個人の属性（年齢、教育水準、就業形態）を統制した上で配偶関係と介護の実施状況と離職確率の間の関連について、生存時間分析の一種である離散時間ロジット・モデルによる推定を行った。

男性の場合、独身で介護をしていない者に比べ、独身で介護をしている者の離職確率は 1.509 倍であった。一方、有配偶で介護をしていない者の離職確率は 0.793 倍、有配偶で介護をしている者では 0.751 倍であった。（図 2-1）

図 2-1 配偶関係と介護の実施状況別にみた離職確率（オッズ比）：男性



注：1）離散時間ロジット・モデルによる推定結果（年齢、教育水準、就業形態を統制済の値）。

2）統計的有意水準： \*\*\* 1%水準（基準は独身で介護をしていない者）

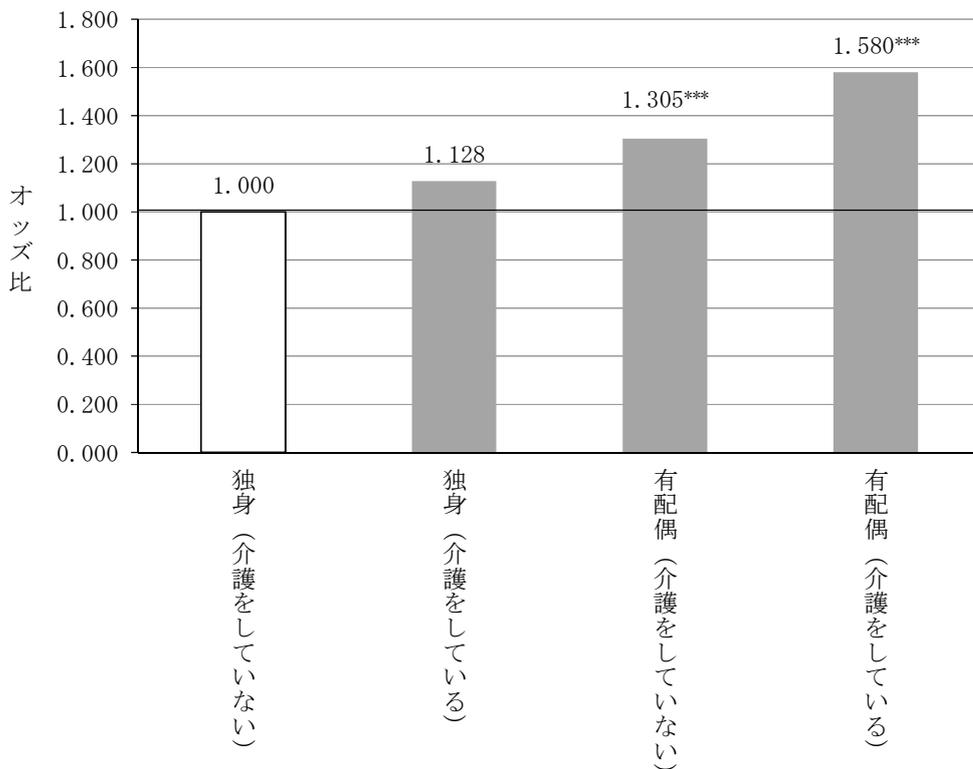
3）詳細は参考表（13 頁）を参照。

女性の場合、独身で介護をしていない者と独身で介護をしている者の離職確率に統計的に有意な差は見られない。一方、独身で介護をしていない者に比べ、有配偶で介護をしていない者は約1.3倍、有配偶で介護をしている者は約1.6倍離職確率が高い傾向

女性の場合、独身で介護をしていない者と独身で介護をしている者の離職確率に統計的に有意な差は見られなかった。一方、独身で介護をしていない者に比べ、有配偶で介護をしていない者の離職確率は1.305倍、有配偶で介護をしている者の離職確率は1.580倍であった。(図2-2)

男性では、独身で介護をしている者の離職確率が最も高かったのに対し、女性では有配偶で介護をしている者の離職確率が最も高い(図2-1、図2-2)。

図2-2 配偶関係と介護の実施状況別にみた離職確率(オッズ比):女性



注: 1) 離散時間ロジット・モデルによる推定結果(年齢、教育水準、就業形態を統制済の値)。

2) 統計的有意水準: \*\*\* 1%水準(基準は独身で介護をしていない者)

3) 詳細は参考表(13頁)を参照。

## 2 高齢者の就業行動が健康意識の推移に与える影響

1年前に就業していない者より、就業している者の方が、「健康」を維持している確率が高い。また、「不健康」が「健康」へ改善される確率も高い

表1-1、表1-2は、男性を対象に、ある年次に健康意識が「健康」若しくは「不健康」であった者が、翌年「健康」若しくは「不健康」を維持していたのか、「健康」から「不健康」へ、「不健康」から「健康」へと変化したのかを示した表である。表1-1はある年次（表中ではt歳と表示）に就業していた者を対象に、表1-2はある年次に就業していなかった者を対象に集計を行った。

男性の場合、ある年次に就業していた者で「健康」であった者が、翌年も「健康」を維持している確率は92.0%、就業していなかった者では89.2%であった。一方、ある年次に就業していた者で「不健康」から「健康」へと改善がみられた者は39.1%であったのに対し、就業していなかった者では26.0%であった。（表1-1、表1-2）

表1-1 健康意識に関する遷移確率行列（男性）：t歳時点で就業

		t+1 歳		
		不健康	健康	計
t 歳	不健康	6,492 60.9%	4,176 39.1% ※ 健康改善	10,668 100.0%
	健康	4,472 8.0%	51,216 92.0% ※ 健康維持	55,688 100.0%
	計	10,964 16.5%	55,392 83.5%	66,356 100.0%

注：上段はサンプル数、下段は遷移確率を示している。

表1-2 健康意識に関する遷移確率行列（男性）：t歳時点で不就業

		t+1 歳		
		不健康	健康	計
t 歳	不健康	2,103 74.0%	738 26.0% ※ 健康改善	2,841 100.0%
	健康	735 10.8%	6,072 89.2% ※ 健康維持	6,807 100.0%
	計	2,838 29.4%	6,810 70.6%	9,648 100.0%

注：上段はサンプル数、下段は遷移確率を示している。

表2-1、表2-2は、女性を対象に、表1-1、表1-2と同様の集計を行った結果である。

女性の場合、ある年次に就業していた者が「健康」であった者が、翌年も「健康」を維持している確率は92.6%、就業していなかった者では91.2%であった。一方、ある年次に就業していた者が「不健康」から「健康」へと改善がみられた者は41.5%であったのに対し、就業していなかった者では31.3%であった。(表2-1、表2-2)

男女ともに、1年前に就業していない者より、就業している者の方が、「健康」を維持している確率が高く、「不健康」が「健康」へ改善される確率も高い。

**表2-1 健康意識に関する遷移確率行列(女性): t歳時点で就業**

		t+1 歳		
		不健康	健康	計
t 歳	不健康	4,251 58.5%	3,021 41.5% ※ 健康改善	7,272 100.0%
	健康	3,368 7.4%	41,869 92.6% ※ 健康維持	45,237 100.0%
	計	7,619 14.5%	44,890 85.5%	52,509 100.0%

注：上段はサンプル数、下段は遷移確率を示している。

**表2-2 健康意識に関する遷移確率行列(女性): t歳時点で不就業**

		t+1 歳		
		不健康	健康	計
t 歳	不健康	5,106 68.7%	2,324 31.3% ※ 健康改善	7,430 100.0%
	健康	2,425 8.8%	25,269 91.2% ※ 健康維持	27,694 100.0%
	計	7,531 21.4%	27,593 78.6%	35,124 100.0%

注：上段はサンプル数、下段は遷移確率を示している。

### 3 高齢者の公的年金受給額及び配偶関係別就業確率の観察

男性の場合、配偶者の有無別にみると、公的年金の受給額に関わらず、配偶者ありの就業確率が高い傾向

男性の場合、配偶者の有無別にみると、公的年金の受給額に関わらず、いずれの年次においても、配偶者ありの就業確率が高い傾向がみられた。

なお、就業して一定の賃金を得ている場合に厚生年金の支給が停止される在職老齢年金制度があることにより、就業していることで公的年金受給額が低く出ている場合があるほか、就業確率は、社会・経済の影響もあることに留意する必要があるが、公的年金の受給額が低いほど、就業確率が上昇する傾向があり、いずれの年次においても共通して観察される。(表3-1)

表3-1 公的年金の受給額別にみた就業確率：60～64歳の男性

		(%)							
		2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年
配偶者あり	受給していない	91.8	88.9	94.4	95.6	96.0	97.2	96.3	96.8
	5万円未満	94.2	92.3	95.2	93.8	92.2	93.8	94.8	97.1
	5万円以上10万円未満	86.2	82.7	90.6	91.3	90.5	91.7	90.9	90.9
	10万円以上15万円未満	85.3	81.7	83.5	84.8	84.9	82.7	84.9	81.9
	15万円以上20万円未満	73.2	75.4	77.4	76.2	75.9	80.8	76.1	74.6
	20万円以上25万円未満	68.5	62.5	69.5	67.5	67.6	67.1	62.5	73.8
	25万円以上30万円未満	63.1	61.3	65.1	60.8	58.4	62.2	58.2	62.3
	30万円以上35万円未満	62.4	61.2	60.6	61.5	54.5	59.5	60.5	57.1
	35万円以上40万円未満	41.9	55.3	54.0	51.2	60.6	50.6	48.0	42.1
	40万円以上45万円未満	61.1	52.9	54.4	50.0	38.6	51.1	49.1	54.3
	45万円以上50万円未満	59.1	56.5	52.9	36.0	51.8	44.7	27.3	64.7
	50万円以上	75.0	81.3	63.6	53.1	65.0	68.2	57.1	44.4
	不詳	82.8	79.0	33.4	41.1	36.9	44.8	38.2	32.6
配偶者なし	受給していない	78.4	76.1	89.3	88.5	86.2	87.4	91.3	87.7
	5万円未満	80.0	78.4	80.0	84.2	75.6	80.9	69.8	80.6
	5万円以上10万円未満	71.4	69.6	72.1	77.8	80.3	71.6	84.7	82.0
	10万円以上15万円未満	59.5	66.1	80.0	70.6	64.8	63.9	65.8	67.2
	15万円以上20万円未満	73.3	54.1	67.4	55.1	54.7	59.4	56.1	56.8
	20万円以上25万円未満	31.8	45.0	55.6	53.2	46.6	53.2	40.4	35.9
	25万円以上30万円未満	60.0	33.3	51.9	61.8	31.8	40.9	38.9	52.9
	30万円以上35万円未満	66.7	43.8	45.5	38.9	50.0	43.8	53.8	27.3
	35万円以上40万円未満	25.0	66.7	42.1	57.1	58.3	40.0	40.0	40.0
	40万円以上45万円未満	0.0	50.0	33.3	22.2	33.3	28.6	50.0	50.0
	45万円以上50万円未満	100.0	100.0	0.0	50.0	-	50.0	0.0	-
	50万円以上	0.0	33.3	66.7	66.7	33.3	0.0	0.0	66.7
	不詳	47.1	59.1	24.7	19.0	22.2	20.6	20.0	21.6

注：1) 公的年金受給額は2か月分の金額である。また、2008年の値には63歳と64歳、2009年の値には64歳の者が含まれていない。

2) 配偶関係不詳の者を除く。

**女性の場合、配偶者の有無別にみると、公的年金の受給額に関わらず、配偶者なしの就業確率が高い傾向**

女性の場合、配偶者の有無別にみると、公的年金の受給額に関わらず、いずれの年次においても、配偶者なしの就業確率が高い傾向がみられた。また、男性の場合と同様に公的年金の受給額が低いほど、就業確率が上昇する傾向がみられた。(表3-2)

**表3-2 公的年金の受給額別にみた就業確率：60～64歳の女性**

		(%)							
		2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年
配偶者あり	受給していない	55.1	53.9	87.5	88.5	91.3	88.8	91.3	90.9
	5万円未満	49.3	45.8	55.0	53.8	54.1	56.5	57.5	59.2
	5万円以上10万円未満	55.6	50.9	56.1	57.4	56.2	58.3	58.3	60.5
	10万円以上15万円未満	50.9	47.1	54.9	51.4	51.0	53.9	56.2	53.8
	15万円以上20万円未満	45.7	49.5	54.0	49.8	51.6	50.6	48.5	47.7
	20万円以上25万円未満	40.2	33.1	39.2	36.0	43.2	40.6	42.1	38.7
	25万円以上30万円未満	24.6	31.8	34.2	30.6	30.6	32.9	35.5	47.5
	30万円以上35万円未満	45.5	33.3	33.3	35.3	36.2	33.3	36.4	25.0
	35万円以上40万円未満	0.0	16.7	41.9	30.0	26.3	46.2	14.3	11.1
	40万円以上45万円未満	20.0	7.7	17.2	28.6	8.3	33.3	0.0	25.0
	45万円以上50万円未満	50.0	28.6	22.2	28.6	0.0	16.7	0.0	0.0
	50万円以上	33.3	42.9	43.5	44.4	80.0	33.3	0.0	100.0
	不詳	54.9	53.3	10.3	11.6	11.9	12.4	13.1	11.9
配偶者なし	受給していない	72.2	73.8	86.0	86.5	87.4	88.8	90.9	89.4
	5万円未満	78.0	65.7	80.6	80.0	77.3	74.7	73.8	80.7
	5万円以上10万円未満	73.0	71.7	82.0	77.3	79.7	87.6	78.0	71.0
	10万円以上15万円未満	59.7	58.9	62.3	70.7	62.9	60.4	60.7	69.0
	15万円以上20万円未満	66.0	60.2	62.4	64.1	63.5	63.8	66.1	67.6
	20万円以上25万円未満	49.4	49.2	57.5	53.8	52.3	47.6	50.4	50.5
	25万円以上30万円未満	36.5	44.7	43.7	38.8	30.7	33.3	36.8	42.6
	30万円以上35万円未満	23.5	26.5	35.0	33.3	46.4	41.9	61.1	30.8
	35万円以上40万円未満	20.0	0.0	28.6	43.8	11.1	21.4	40.0	33.3
	40万円以上45万円未満	0.0	-	0.0	33.3	0.0	33.3	66.7	75.0
	45万円以上50万円未満	-	0.0	50.0	50.0	100.0	0.0	0.0	0.0
	50万円以上	0.0	0.0	33.3	37.5	50.0	50.0	0.0	0.0
	不詳	52.9	63.6	17.1	17.4	12.4	22.0	12.3	17.2

注：1) 公的年金受給額は2か月分の金額である。また、2008年の値には63歳と64歳、2009年の値には64歳の者が含まれていない。

2) 配偶関係不詳の者を除く。

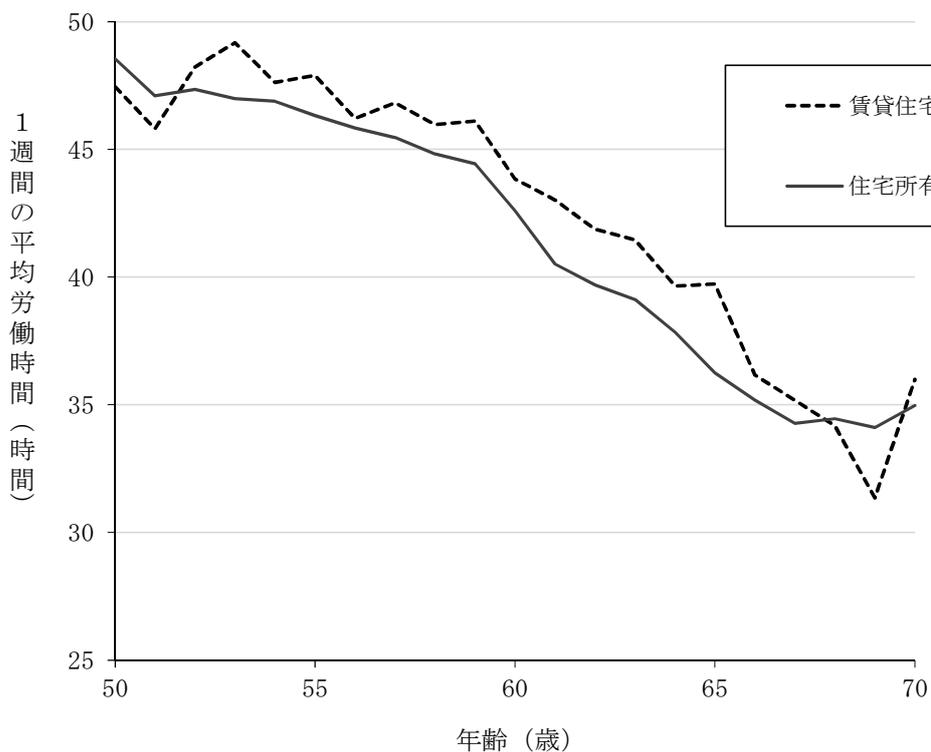
#### 4 住宅と中高年期の労働供給

##### (1) 住宅の所有の有無別にみた就業者の1週間の平均労働時間

###### 男性の場合、賃貸住宅居住者より住宅所有者の就業者の1週間の平均労働時間が短い傾向

男性について、住宅の所有の有無別に、就業者の1週間の平均労働時間をみると、50歳代から60歳代を通じて、賃貸住宅居住者より住宅所有者の1週間の平均労働時間が短い傾向がみられた(図3)。

図3 住宅の所有の有無別にみた年齢各歳別就業者の平均労働時間：男性



注：年齢には、調査実施年の年末時点の年齢を用いている。

## (2) 住宅の所有が労働時間に与える影響の推定（多変量解析による分析）

男性の場合、賃貸住宅居住者より住宅所有者の労働時間が2.5%短い

更に、住宅所有者で住宅ローンがない場合、賃貸住宅居住者より労働時間が3.6%短い

（※多変量解析の結果の詳細、分析手法については報告書を参照。）

男性の場合、図3から、賃貸住宅居住者より住宅所有者の1週間の平均労働時間が短い傾向があることがわかった。しかし、住宅所有者と賃貸住宅居住者の間では、本人の収入や年齢、有配偶率や子どもがいる比率、介護状況など、個人の属性が異なっているため、住宅の所有が就業行動に与える影響を推定するには、個人の属性を統制した分析を行う必要がある\*。

個人の属性（本人の収入、年齢、結婚経験の有無、同居している子どもの有無等）の影響を統制した分析では、賃貸住宅居住者より住宅所有者の労働時間が2.5%短く、更に、住宅所有者で住宅ローンがない場合には、賃貸住宅居住者より労働時間が3.6%短いという結果が得られた。（表4）

\* 例えば、住宅所有者より賃貸住宅居住者の方が婚姻率は低い。詳細は報告書を参照。

表4 労働時間に対する住宅所有の影響の効果の推定結果：男性

	固定効果推定 労働時間（対数）		
	モデル1	モデル2	モデル3
住居所有ダミー	-0.025 *		
	[0.014]		
住居所有（住宅ローンあり）		-0.006	
		[0.018]	
住居所有（住宅ローンなし）			-0.036 *
			[0.019]
本人の収入（対数）	0.088 ***	0.060 ***	0.095 ***
	[0.002]	[0.003]	[0.002]
年齢	-0.015 ***	-0.012 ***	-0.017 ***
	[0.001]	[0.001]	[0.001]
既婚ダミー	0.016	0.022	0.021
	[0.013]	[0.020]	[0.016]
同居の子どもの有無	0.000	-0.009	0.005
	[0.004]	[0.006]	[0.005]
別居の子どもの有無	0.013 ***	0.019 ***	0.009 *
	[0.004]	[0.006]	[0.005]
介護の有無ダミー	0.007	0.001	0.014 **
	[0.005]	[0.008]	[0.006]
定数項	4.385 ***	4.245 ***	4.443 ***
	[0.042]	[0.062]	[0.053]
就労形態ダミー	Yes	Yes	Yes
年固定効果	Yes	Yes	Yes
サンプルサイズ	70,203	26,305	49,710
決定係数R <sup>2</sup>	0.203	0.126	0.204
推定に使用した対象者数	8,795	4,747	7,560

注：1) それぞれ男性のサンプルについて、モデル1は全サンプル、モデル2は賃貸住宅居住者と住宅所有者（住宅ローンあり）、モデル3は賃貸住宅居住者と住宅所有者（住宅ローンなし）について集計。  
 2) 就労形態ダミーとは、正規就業の場合を0、非正規雇用・自営の場合を1とした変数である。  
 3) 表中[ ]は、標準誤差である。  
 4) 統計的有意水準：\*\*\* 1%、\*\* 5%、\* 10%

# 参 考

## 1 集計対象の条件および集計数

図表番号	集計条件	集計数	
		対象者数 (人)	サンプル数
図 1-1	第 1 回調査時に就業をしており、かつ配偶関係が不詳ではなかった者	(総数) 27,107 (男性) 15,272 (女性) 11,835	/
図 1-2	第 1 回、第 2 回調査のいずれの時点においても就業しており、かつ介護・育児をしておらず、第 3 回調査時の介護状況が不詳ではなかった者	(総数) 17,389 (男性) 10,165 (女性) 7,224	
図 2-1 図 2-2	第 1 回、第 2 回調査のいずれの時点においても就業しており、第 3 回以降の調査に回答している者 注：調査対象者が 1 度調査に協力するたびに 1 サンプルのデータとなるよう形式を変換し、情報に欠損のないサンプルのみを用いた。	(総数) 21,742 (男性) 12,505 (女性) 9,237	(図 2-1) 69,348 (図 2-2) 48,946
表 1-1 表 1-2 表 2-1 表 2-2	第 1 回調査から第 11 回調査に連続で回答している者 注：調査対象者が 1 度調査に協力するたびに 1 サンプルのデータとなるよう形式を変換し、情報に欠損のないサンプルのみを用いた。	(総数) 20,101	(表 1-1) (男性) 66,356 (表 1-2) (男性) 9,648 (表 2-1) (女性) 52,509 (表 2-2) (女性) 35,124
表 3-1 表 3-2	第 4 回調査から第 11 回調査に連続で回答している者	(総数) 20,701 (男性) 9,515 (女性) 11,186	/
図 3 表 4	第 1 回調査から第 11 回調査に連続で回答している男性 注：調査対象者が 1 度調査に協力するたびに 1 サンプルのデータとなるよう形式を変換し、情報に欠損のないサンプルのみを用いた。	(総数) 9,247	

## 2 参考表

図 2-1、図 2-2 離職の発生確率の推定結果（離散時間ロジット・モデル）

		男性	女性
教育水準	大学卒業	0.904 ***	0.880 ***
就業形態	正規の職員	1.000	1.000
	パート・アルバイト	1.021	0.887 **
	派遣社員，契約・嘱託	1.155 ***	1.014
	自営業主ほか	0.353 ***	0.484 ***
配偶関係と介護状況	独身で介護をしていない	1.000	1.000
	独身で介護をしている	1.509 ***	1.128
	有配偶で介護をしていない	0.793 ***	1.305 ***
	有配偶で介護をしている	0.751 ***	1.580 ***

注：1) 値はオッズ比。男性，女性いずれについても年齢を統制済。対象は第 3 回調査から第 11 回調査。分析の詳細は報告書を参照。

2) 統計的有意水準： \*\*\* 1%，\*\* 5%

# 用語の定義

## 1 就業継続

第1回調査以降、「仕事をしている」と継続して回答している状態をいう。

## 2 離職

「就業継続」していた者が、「仕事をしていない」と初めて回答した場合をいう。

例えば、第3回調査まで「仕事をしている」と回答し続けていた者が、第4回調査で「仕事をしていない」と回答した場合、第4回調査で「離職」が発生したとみなす。

## 3 生存時間分析

あるイベントの発生パターンとその要因に関する分析手法の総称。生存分析、ハザード分析、期間分析ともいわれる。

## 4 カプラン・マイヤー法

あるイベントが発生し得る期間の開始から終了までの時間の長さの順にケースをならべ、経過時間ごとにイベントが発生しない確率、つまりは生存率の算出を行い、その生存率の値を掛け合わせることで、経過時間ごとの生存率を求める方法である。

## 5 離散時間ロジット・モデル

生存時間分析のうち、時間の測定単位が連続的（際限なく細かい）とは仮定できず、離散的（序数的）である場合に利用される分析手法。

## 6 オッズ比

基準カテゴリに対する相対的なイベントの発生確率を示す。オッズ比が1より値が小さい場合、基準カテゴリよりイベントの発生確率が低く、1より大きいと発生確率が高いことを意味する。

## 7 健康意識

「健康」

調査日現在の健康状態について、「大変良い」「良い」「どちらかといえば良い」と回答した者をいう。

「不健康」

調査日現在の健康状態について、「大変悪い」「悪い」「どちらかといえば悪い」と回答した者をいう。

## 8 遷移確率行列

2時点間の状態の変化を示す行列で、ここでは、ある年齢（ $t$ 歳時点）で健康であった人が1年後（ $t+1$ 歳時点）に変化があったかどうかを示す。

個人の属性別に遷移確率行列を作成することで、ある状態であった人がその状態のままである確率や、ある状態から別の状態へと変化する確率を比較することができる。

## 9 賃貸住宅居住者

賃貸住宅に住んでいる者をいう。社宅等は含まない。

## 10 固定効果推定

パネルデータを用いた統計分析の手法の一つで、調査においては直接測定されていない個人の効果を統制することができる。