

第2章 高齢者の就業行動が健康意識の推移に与える影響

1. 分析の目的

日本の高齢者は、高齢期の就業を、収入確保や自己実現の手段としてだけでなく、健康維持及び老化防止の機会としても捉えているとされている。内閣府が2015(平成27)年に日本、アメリカ、ドイツ、スウェーデンの4か国で60歳以上の高齢者を対象に行った第8回「高齢者の生活と意識に関する国際比較調査」によると、高齢者が就業を希望する理由については、日本では、「収入がほしいから」が49.0%と最も多くなっているが、それに次いで多いのは「働くのは体によいから、老化を防ぐから」が24.8%であり、他の調査国であるスウェーデン(16.9%)、アメリカ(14.9%)、ドイツ(14.8%)よりも多くなっている。

本章では、中高年者縦断調査のデータを用いて、高齢者の就業行動が健康意識の推移に与える影響について分析する。具体的には、高齢者の就業行動と健康意識の相関関係について確認した上で、前年の就業行動が健康意識の維持や改善へ与える影響及び、就業行動が60代の長期的な健康維持へ与える影響について分析を行う。

2. データと分析手法

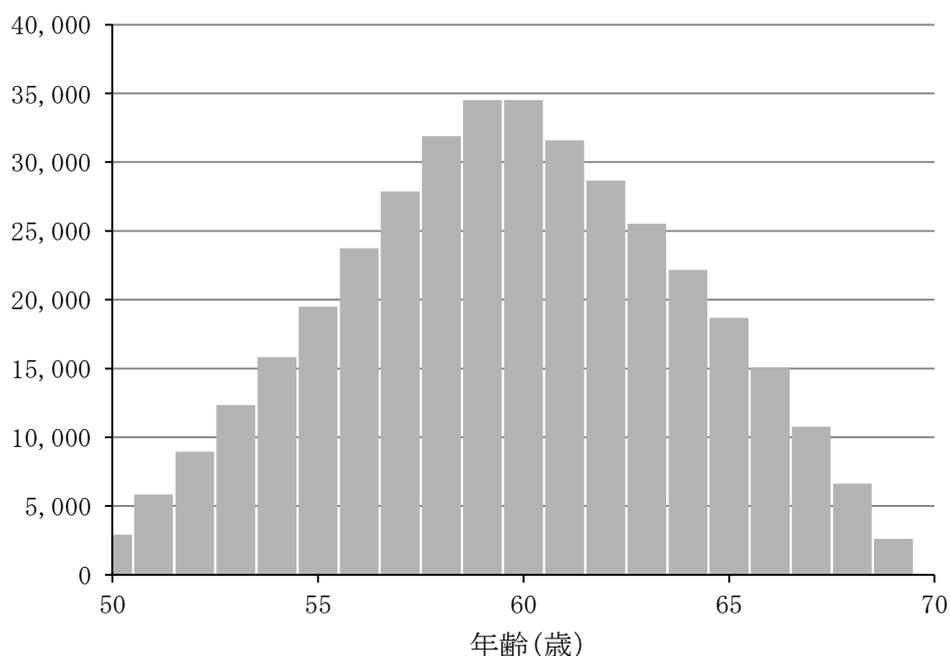
(1) データと分析対象

本章における分析では、中高年者縦断調査の第1回調査（2005年）から第11回調査（2015年）までのデータを用いた。同調査では、2005（平成17）年10月末時点で50歳から59歳であった全国の男女を調査対象としている¹。

本章の第2節及び第3節において記述統計・分析の対象としたのは、第1回調査から第11回調査までの11回すべての調査に回答があった20,101人分のデータ（221,111件）である²。

同調査はパネルデータであるため、調査開始当時50歳だった人については60歳時点までのデータを、調査開始当時59歳だった人については69歳時点までのデータを収録している。このため、年齢別のデータ数は図1のような山型の分布となっており、59歳と60歳のデータが最も多くなっている一方、50歳と69歳のデータは少なくなっている。

図1 分析対象データの年齢分布



¹ 同調査の実施時期は、第1回調査は2005年11月2日であり、第2回以降は、11月の第1水曜日を調査期日としている。

² 第4節では、導入した分析方法である生存時間分析の特性を踏まえ、調査途中で脱落したデータも分析対象に含めている。

(2) 主な変数

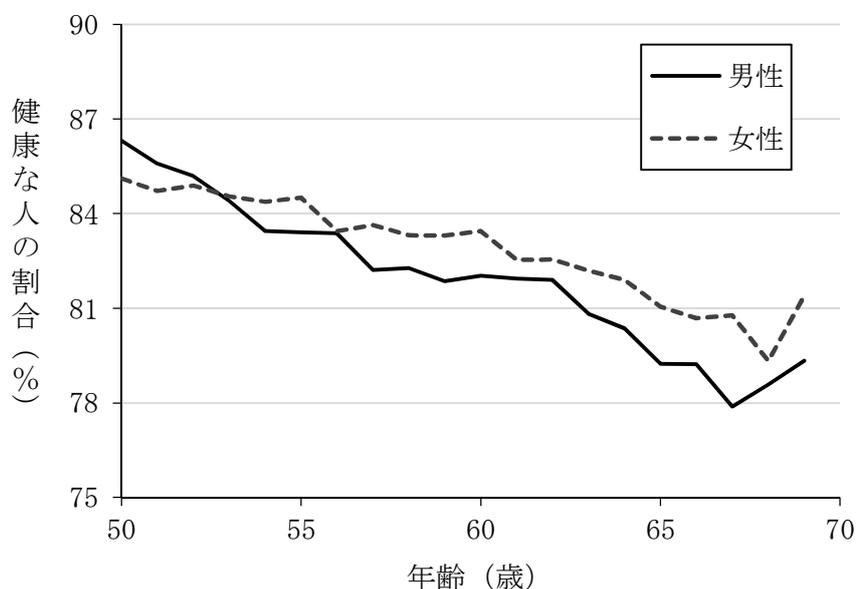
① 健康意識

健康意識については、中高年者縦断調査では、「あなたの現在の健康状態はいかがですか」という質問に対して、「大変良い」「良い」「どちらかといえば良い」「どちらかといえば悪い」「悪い」「大変悪い」の6段階で回答を求める項目を継続的に調査している。本章では、「大変良い」「良い」「どちらかといえば良い」と回答した場合は「健康」、「どちらかといえば悪い」「悪い」「大変悪い」と回答した場合は「不健康」と分類している。

このように、自らの健康状態を主観的に評価した指標は「主観的健康感」と呼ばれる。主観的健康感は、身体的な健康状態が第一決定要因であると同時に不安や環境などの心理・社会的要因とも関連しているとされている。また、高齢者の主観的健康感は、将来の生命予後やその後の死亡と有意に関連があることも示されている。

男女別の健康な人の割合の推移は図2の通りである。一般的に、加齢に伴い健康な人の割合は男女ともに減少する傾向にある。また、性別の差が健康意識に与える影響については、年齢によって異なる。女性の方が男性よりも健康である割合が高いが、その差は必ずしも大きくはない。

図2 健康な人の割合の推移：性別

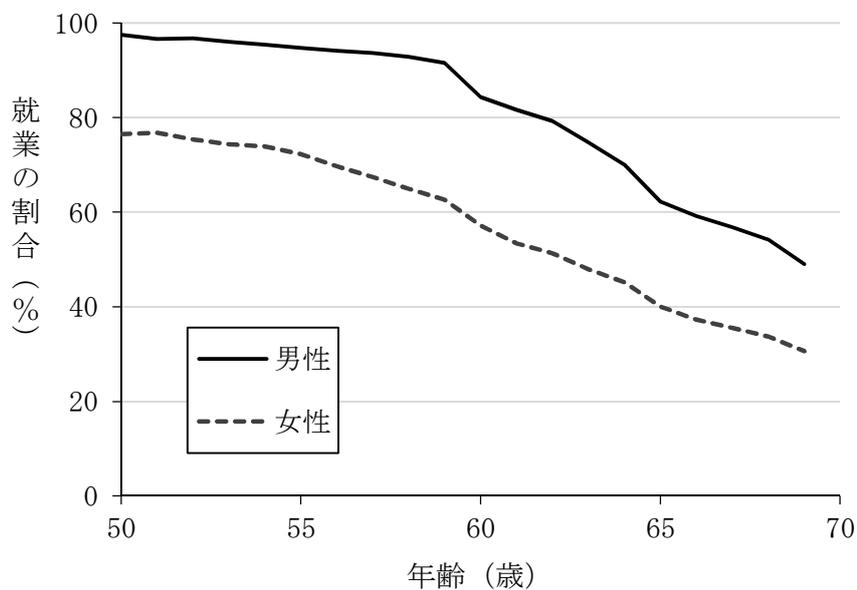


② 就業行動

就業行動については、中高年者縦断調査では、「あなたはふだん何か収入になる仕事をしていますか」という質問に対して、「仕事をしている」「仕事をしていない」の2者択一で継続的に回答を求めている。本章では、「仕事をしている」と回答した場合は「就業している」または「就業」、「仕事をしていない」と回答した場合は「就業していない」または「不就業」と分類している。

男女別の就業の割合の推移は図3の通りである。就業の割合は、男性が女性よりも大きくなっている。男女ともに加齢に伴い就業の割合は減少しており、女性は55歳から、男性は60歳から減少幅が大きくなる。特に、男性は59歳から60歳、64歳から65歳にかけて減少幅が大きくなっており、定年等による就業抑制の影響がうかがえる。

図3 就業の割合の推移：性別



③ 就業行動と健康意識の関係

本章では就業行動が健康意識の推移に与える影響について分析を行うが、その前段として、就業行動と健康意識の関連性について比較するため、就業行動別にみた健康な人の割合の推移について考察する。

図4は、男性における就業行動別にみた健康な人の割合の推移を示したものである。一貫して就業者が健康である割合は不就業者よりも高くなっている。就業者と不就業者の間の健康である割合の差は、50代では約20ポイント程度あるが、60歳以降では10ポイント程に縮小している。前出の図3に示すとおり60歳までは男性の就業率が90%以上であるが、60歳以降は減少していることとあわせて考察すると、50代では健康ではないために就業していない方が一定の割合を占めている一方、60歳以降の定年等による引退や就業抑制によって、健康な不就業者が増加していることを反映しているものと考えられる。

図4 就業行動別にみた健康な人の割合の推移：男性

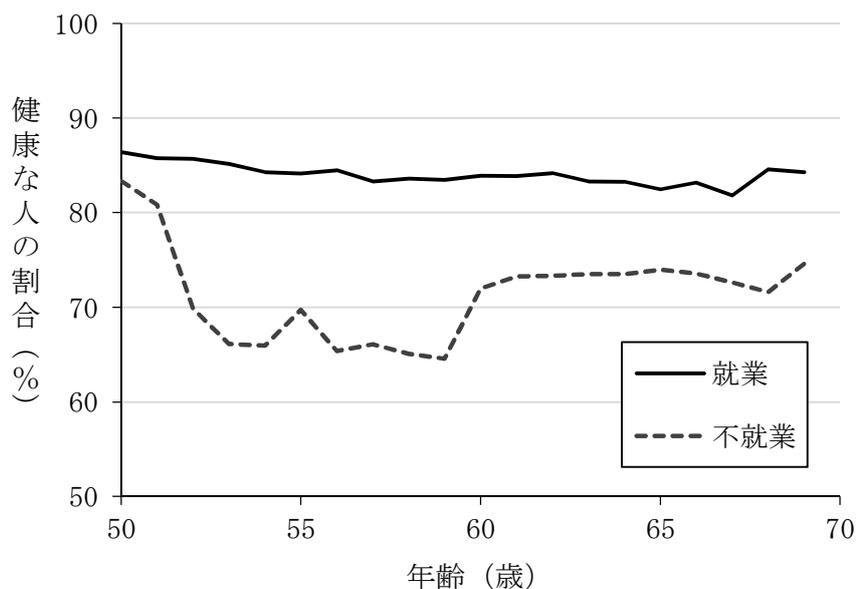
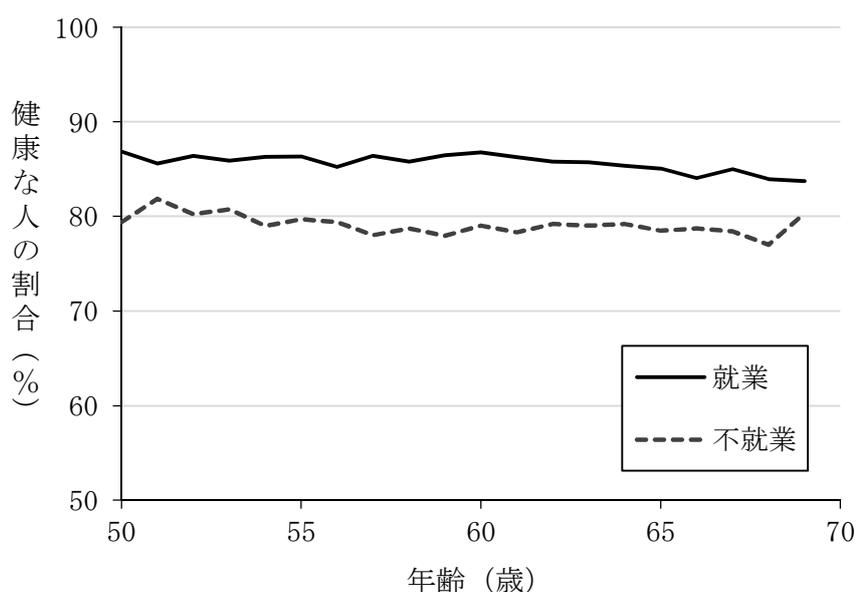


図5は、女性における就業行動別にみた健康な人の割合の推移を示したものである。女性においても、就業者が健康である割合は不就業者よりも高くなっているが、就業者と不就業者の健康である割合の差は約5～10%程度で推移しており、その差は男性と比べると小さい。また、年齢による変化のトレンドは確認されず、男性にみられたような60歳以降の定年等による就業抑制の影響も確認されなかった。

図5 就業行動別にみた健康な人の割合の推移：女性



(3) 分析手法

本章では、これまでみてきた就業行動と健康意識の関連性を踏まえて、パネルデータの特徴を生かした2種類の分析を第3節及び第4節で行う。

第3節は、就業行動が健康維持・改善に及ぼす影響に関する分析である。遷移確率行列を用いて、前年の就業行動が健康意識の維持・改善に与える影響について考察する。

第4節は、就業行動が健康維持に及ぼす影響に関する生存時間分析である。第1回調査時点で健康である高齢者を対象に、健康が中断するまでの期間（＝健康維持の期間）の長さについて、各回の就業行動が及ぼす影響について分析することにより、就業行動の長期的な健康維持への影響について考察する。

各分析の分析手法や推計モデルについては、以下の各節の中で詳しく述べる。

3. 就業行動の健康維持・改善に与える影響に関する分析

(1) はじめに

前節では、各年齢における就業行動と健康意識に関連性があることを確認した。本節では、遷移確率行列を用いて分析することにより、前年の就業行動が健康意識の維持・改善に与える影響について考察する。

(2) 分析方法及び変数の定義

遷移確率行列は2時点間の状態の変化を示すものである。表1は、健康意識に関する遷移確率行列を示しており、ある年次（表中ではt歳と表示）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の遷移確率行列によると、ある年次において不健康だった者のうち、翌年でも不健康のままの割合（遷移確率）が63.1%、改善して健康になっている割合（遷移確率）が36.9%であり、ある年次において健康だった者のうち、翌年で不健康になっている割合（遷移確率）は8.2%、健康を維持している割合（遷移確率）が91.8%となっている。

以下では、ある年次に不健康だった者が翌年には健康になっている場合を「健康改善」、ある年次に健康だった者が翌年も健康でいる場合を「健康維持」と定義する。

本節では、最初に前年の就業行動別の健康意識に関する遷移確率行列について考察を行い、その後、前年の就業行動別にみた健康維持度・健康改善度の推移について考察する。

表1 健康意識に関する遷移確率行列

		t+1 歳		
		不健康	健康	計
t 歳	不健康	21,615 63.1%	12,637 36.9% ※ 健康改善	34,252 100.0%
	健康	13,441 8.2%	150,312 91.8% ※ 健康維持	163,753 100.0%
	計	35,056 17.7%	162,949 82.3%	198,005 100.0%

注：上段はサンプル数、下段は遷移確率を示している。

(3) 分析結果

表2-1から表2-4は男女別及び前年の就業行動別の健康意識に関する遷移確率行列をそれぞれ示したものである。表2-1、表2-3はある年次に就業している者を対象に、表2-2、表2-4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。

男性の場合は、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（健康維持の遷移確率、以下「健康維持率」という。）については、ある年次に就業していた者（92.0%）の方が、就業していなかった者の確率（89.2%）よりも2.8ポイント高くなっている。また、ある年次に就業していた者で「不健康」から「健康」へと改善される確率（健康改善の遷移確率、以下「健康改善率」という。）については、ある年次に就業していた者（39.1%）の方が、就業していなかった者の確率（26.0%）よりも13.1ポイント高くなっている。

表2-1 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2-2 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。

女性の場合は、健康維持率については、ある年次に就業していた者（92.6%）の方が、就業していなかった者の確率（91.2%）よりも1.4ポイント高くなっている。また、健康改善率については、ある年次に就業していた者（41.5%）の方が、就業していなかった者の確率（31.3%）よりも10.2ポイント高くなっている。

表2-3 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2-4 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。

続いて、就業が健康維持・健康改善へ与える影響について、経年推移も考慮して考察する。

まず、健康維持率の推移について考察する。図6及び図7は、前年の就業行動別にみた健康維持率の推移を男女別に示したものである。図6によると、男性については、ある年次に就業していた者の健康維持率は、就業していなかった者よりも概ね高く推移しているがその差は決して大きくない。また図7によると、女性についても、65歳まではある年次に就業していた者の健康維持率が就業していなかった者よりも高くなっている

が、その差は決して大きくなく、65歳以降はほぼ同水準となっている。これらの結果は、前年の就業行動における健康維持率のポイント差が男性は2.8ポイント、女性は1.4ポイントと一層小さくなっていることと対応している。

図6 前年の就業行動別にみた健康維持率の推移：男性

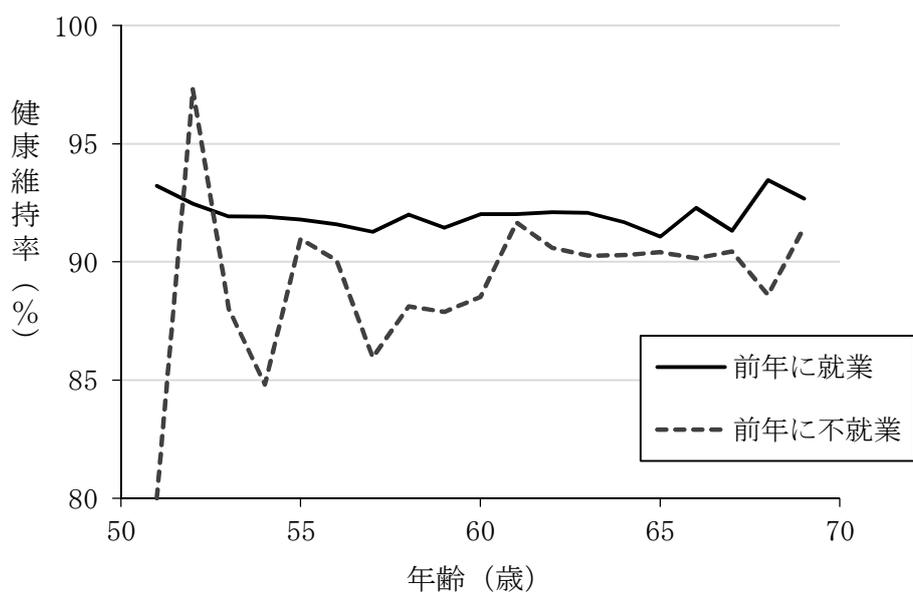
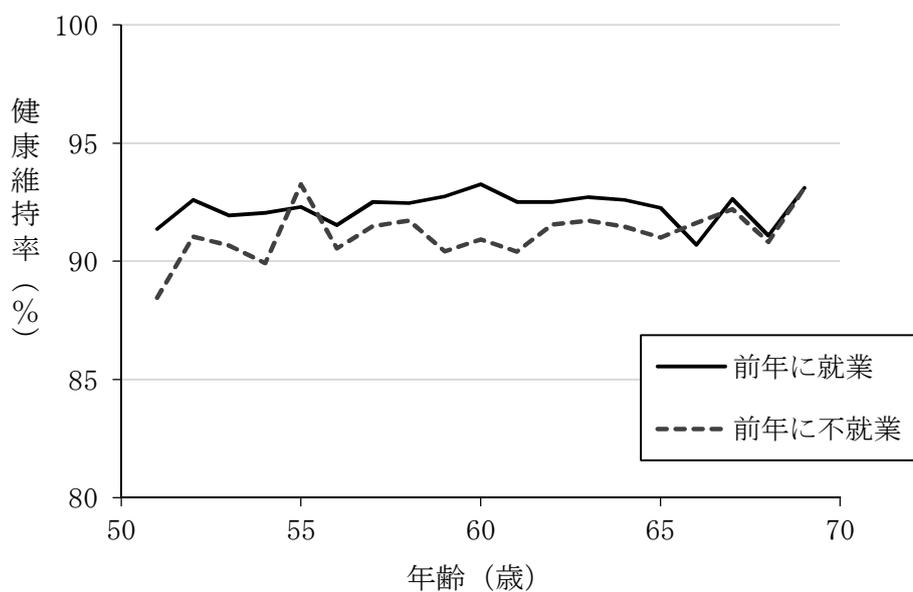


図7 前年の就業行動別にみた健康維持率の推移：女性



次に、健康改善率の推移について考察する。図8及び図9は、前年の就業行動別に見た健康改善率の推移を男女別に示したものである。これらによると、男女ともに、ある年次に就業していた者の健康改善率は、就業していなかった者よりも概ね高く推移している。これらの結果は、全体の遷移確率行列における前年の就業行動における健康改善率のポイント差が男性で13.1ポイント、女性で10.2ポイントと比較的大きいことと対応している。

図8 前年の就業行動別に見た健康改善率の推移：男性

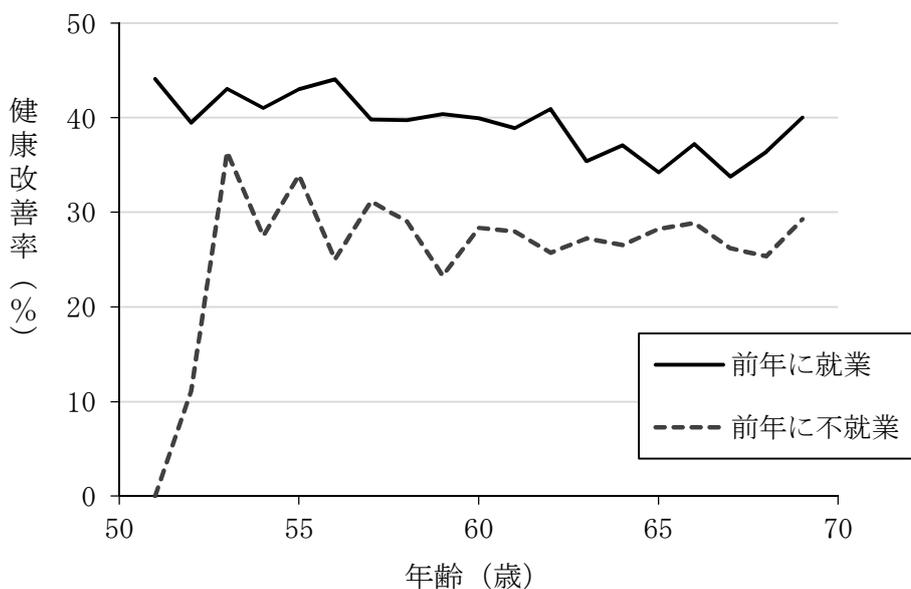
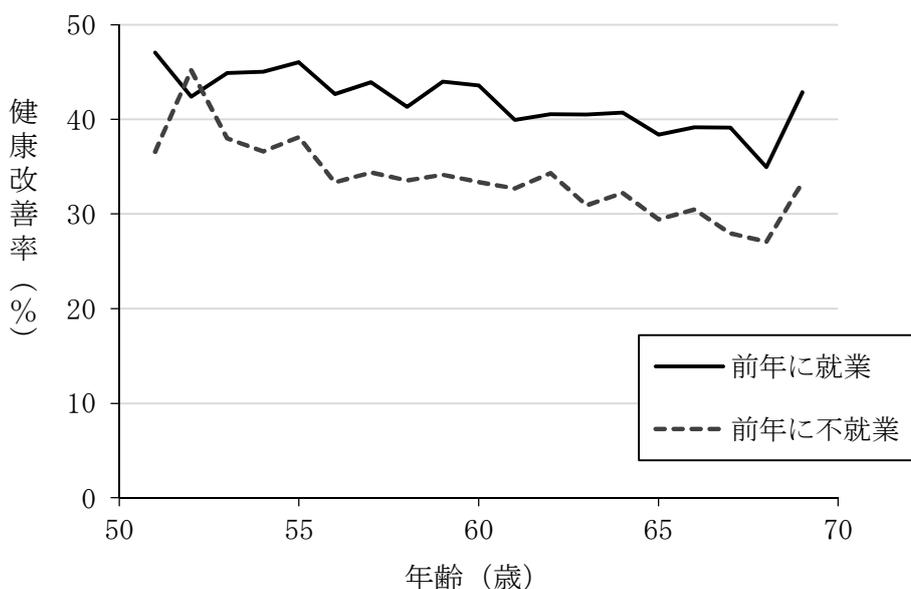


図9 前年の就業行動別に見た健康改善率の推移：女性



4. 就業行動と健康維持への影響に関する生存時間分析

(1) はじめに

中高年者縦断調査のようなパネルデータでは個人の動向の経年観察が可能であることから、各個人について特定のイベントが発生するまでの期間の長さを分析することが可能である。このような際に用いられるのが生存時間分析(Survival Analysis)である。

本節では、60歳時点で健康な男性³を対象に、「不健康」になることをイベントとして、60歳から健康が中断する時点までの期間(=健康維持の期間)の長さについて、60代前半の就業行動が及ぼす影響について分析することにより、男性高齢者の就業行動の長期的な健康維持への影響について考察する。

(2) 分析方法及び変数の定義

本分析では、60歳時点で「健康」な人が「不健康」になるまで(健康維持が中断するまで)の調査回数(=年数)を「生存時間」、ある調査回まで健康が継続する確率を「生存率」、この確率を示す関数を「生存関数」、それを図示したものを「生存曲線」という。

本分析では、就業行動の健康維持への影響について考察するため、男性高齢者について、60代前半の各年齢における就業者と不就業者の生存曲線を比較する。

(3) 分析結果

男性労働者の60代における健康維持率の推移を示す生存曲線について、60代前半(60歳~64歳)の各年齢における就業行動別に比較して示したKaplan-Maier生存曲線は表3~表7及び図10~図14のとおりである。

表3~表7では、各時点における就業した場合と不就業の場合の生存関数の差が統計的に有意かどうか吟味するために、両者が等しいという帰無仮説を検討するためのlog-rank検定、Wilcoxon検定の結果も示している。これによると、帰無仮説は、60歳については棄却されないが、61歳から64歳では1%水準で有意に棄却される。

このことから、61歳から64歳までの就業行動は、生存関数が示す生存率(健康維持の継続する確率)の推移に統計的に有意な影響を与えることを示している。

続いて、各年齢での就業行動別の生存関数を比較する。

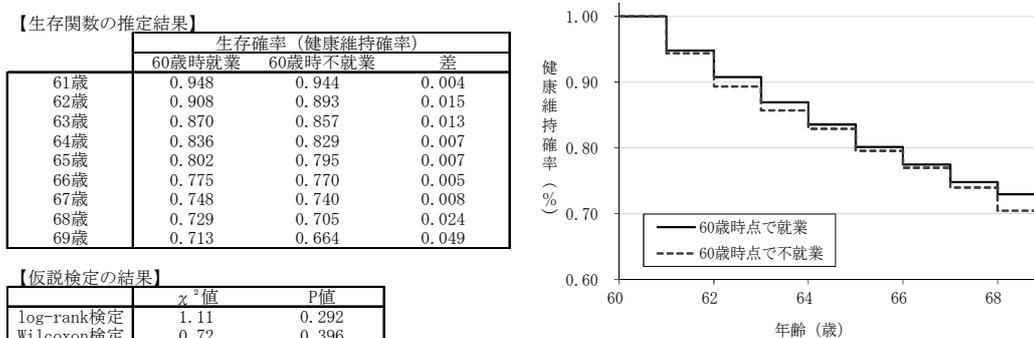
就業行動別の生存関数について、就業行動の基準となっている年齢における生存率(健康維持の継続する確率)を比較してみると、この時点ですでに、就業した場合の生存率(健康維持の継続する確率)は、不就業の場合のそれよりも高くなっている(両者の差は、就業行動の基準が61歳の場合は0.022、62歳の場合は0.039、63歳の場合は0.065、

³ 女性については、第3節にみられるとおり、前年の就業行動の健康維持への影響は限定的であり、長期的な効果が確認される可能性が低いと考えられる。また、女性については、男性にみられるような、定年等による引退や就業抑制による離職等が原因とみられる60代前半の就業行動の変化は明確には確認されない。これらのことから、本節では分析対象から女性を除外し、男性に限定している。

64 歳の場合は 0.066)。これは、健康を維持している者の方がより就業する傾向にあることを示していると考えられる。

続いて、その後の生存率（健康維持の継続する確率）の推移を考察すると、就業者と不就業者の健康維持確率の差は 60 代後半に至っても継続して確認され、特に 60 代の最後の時期にあたる 68 歳及び 69 歳になるとその差がさらに大きくなっている（69 歳時点での両者の差は、就業行動の基準が 61 歳の場合は 0.075、62 歳の場合は 0.076、63 歳の場合は 0.082、64 歳の場合は 0.079)。これは、60 代前半の就業行動が、その後の健康維持にも影響を与え、特に 60 代後半の健康維持に大きな影響を与えている可能性を示しているといえる。

**表 3・図 10 60 代男性の健康維持に関する生存関数の推定結果
: 60 歳時点の就業行動別**



**表 4・図 11 60 代男性の健康維持に関する生存関数の推定結果
: 61 歳時点の就業行動別**

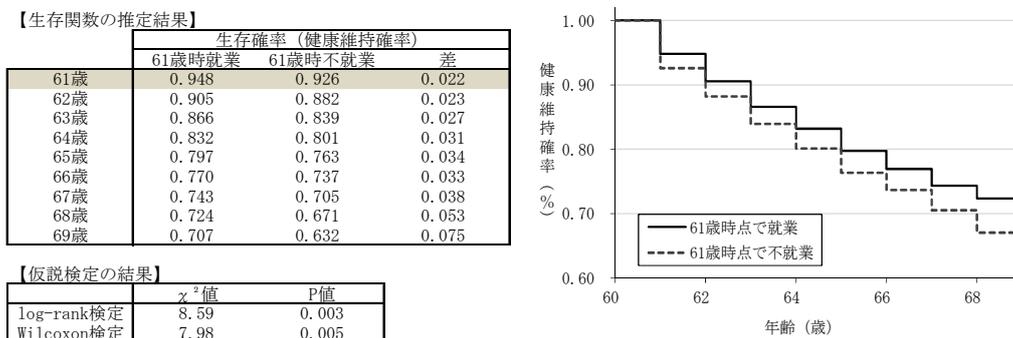


表5・図12 60代男性の健康維持に関する生存関数の推定結果
: 62歳時点の就業行動別

	生存確率 (健康維持確率)		
	62歳時就業	62歳時不就業	差
61歳	0.950	0.932	0.018
62歳	0.908	0.869	0.039
63歳	0.869	0.821	0.048
64歳	0.834	0.782	0.052
65歳	0.797	0.743	0.054
66歳	0.768	0.719	0.049
67歳	0.739	0.688	0.051
68歳	0.719	0.652	0.067
69歳	0.700	0.624	0.076

【仮説検定の結果】		
	χ^2 値	P値
log-rank検定	16.77	<0.001
Wilcoxon検定	17.95	<0.001

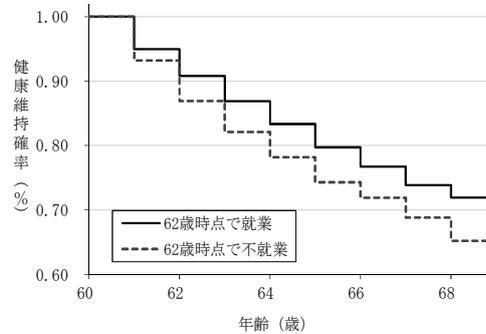


表6・図13 60代男性の健康維持に関する生存関数の推定結果
: 63歳時点の就業行動別

	生存確率 (健康維持確率)		
	63歳時就業	63歳時不就業	差
61歳	0.952	0.923	0.029
62歳	0.914	0.864	0.050
63歳	0.874	0.809	0.065
64歳	0.836	0.775	0.061
65歳	0.797	0.740	0.057
66歳	0.766	0.712	0.054
67歳	0.736	0.686	0.050
68歳	0.718	0.649	0.069
69歳	0.700	0.618	0.082

【仮説検定の結果】		
	χ^2 値	P値
log-rank検定	22.00	<0.001
Wilcoxon検定	25.51	<0.001

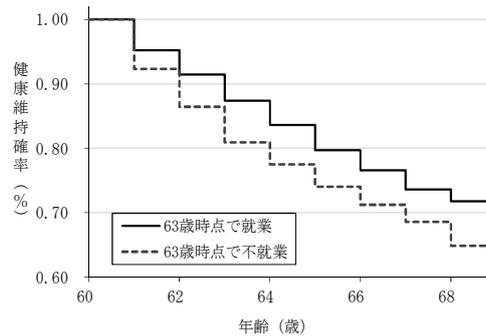
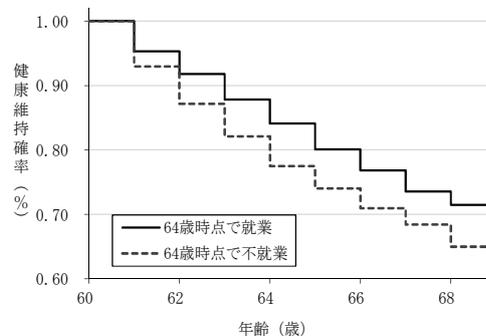


表7・図14 60代男性の健康維持に関する生存関数の推定結果
: 64歳時点の就業行動別

	生存確率 (健康維持確率)		
	64歳時就業	64歳時不就業	差
61歳	0.953	0.929	0.024
62歳	0.918	0.872	0.046
63歳	0.878	0.821	0.057
64歳	0.841	0.775	0.066
65歳	0.801	0.740	0.061
66歳	0.768	0.710	0.059
67歳	0.735	0.684	0.051
68歳	0.715	0.650	0.065
69歳	0.696	0.617	0.079

【仮説検定の結果】		
	χ^2 値	P値
log-rank検定	21.20	<0.001
Wilcoxon検定	24.12	<0.001



5. まとめ

本章では、中高年者縦断調査のデータを用いて、就業行動の健康意識の推移への影響について分析を行った。

第3節では、遷移確率行列を用いて、前年の就業行動が健康意識の推移（「健康維持」：健康→健康、「健康改善」：不健康→健康）に与える影響について分析した。分析の結果、ある年次に就業していた者は、就業していなかった者に比べて、健康維持率及び健康改善率のいずれについても高くなる傾向にあることが明らかになった。また、就業行動が健康改善率に与える影響の方が、健康維持率に与える影響よりも大きい傾向にあることも示された。

第4節では、60歳時点で健康な男性を対象に、生存時間分析を用いて、60代前半の就業行動が60代を通じた健康維持に与える影響について分析した。分析の結果、60代前半に就業している者は、就業していない者に比べて、より高い確率で60代を通じた健康維持が実現される傾向になることが明らかになった。また、60代後半の中でも特に68歳・69歳においてこのような傾向が大きくなっており、このことは、60代前半の就業行動が、60代後半以降の健康維持に継続的な影響を与えている可能性を示唆しているといえる。

以上から、高齢者の就業は、短期的にも長期的にも健康意識を維持・改善する効果がある可能性があることが示唆された。これは、多くの日本の高齢者が共有している「働くのは体によい」「働くのは老化を防ぐ」という認識と整合的であるといえる。

ただし、現時点では、中高年者縦断調査で追跡可能なのは60代までであり、また、現時点で収集している60代後半のデータ数もまだ少ないことに留意する必要がある。高齢者の就業行動と健康意識の推移の関連性について、より一般的に考察するためには、更なる継続的な調査が必要である。

6. 参考文献

石井太 (2014) 「中高年者の健康意識変化とその要因に関する分析」, 金子隆一 (編) 『縦断および横断調査によるライフコース事象の経時変化分析と施策への対応に関する研究 平成 24～25 年度総合研究報告書』, pp. 301-311.

石井太・福田節也 (2014) 「生存時間分析」, 平成 24～25 年度厚生労働科学研究費補助金政策科学推進事業・縦断および横断調査によるライフコース事象の経時変化分析と施策への対応に関する研究 (研究代表者: 金子隆一) (編) 「パネルデータ分析法ガイド」, pp. 15-28.

山内加奈子, 斉藤 功, 加藤匡宏, 谷川 武, 小林敏生 (2015) 地域高齢者の主観的健康感の変化に影響を及ぼす心理・社会活動要因 5年間の追跡研究. 日本公衆衛生雑誌 (62), pp. 537-547.