

## 2. 労働供給モデルの推計結果

### (1) 収入関数

図表 2-2-1 はヘックマンの 2 段階推定による収入関数の推計結果を示したものである。推計結果のパフォーマンス<sup>54</sup>を勘案し、推計対象としたサンプルは 58 歳以上のフルタイム、またはパートタイム労働者とした。なお、データの節で述べたように、被説明変数は賃金を含む公的年金以外の収入額であり、賃金以外の収入を含むサンプルが相当数含まれている点には留意が必要である。

フルタイム、パートタイム共に逆ミルズ比は強く有意であり、サンプル・セレクション・バイアスを考慮する必要性が示唆されている。フルタイムの逆ミルズ比の係数はマイナス有意であり、フルタイムの就業確率が低い属性を持つ人々の収入は低いことが示唆される。一方、パートタイムの逆ミルズ比はプラスに有意であり、パートタイムとして就業する確率が低い人々の収入は高い傾向にあるといえる。言い換えれば、収入関数には含まれないが生産性を高めるような属性<sup>55</sup>を持つ人々は、就業していればフルタイムを選択する可能性が高い。

フルタイム収入については、ほぼすべての説明変数が 1%水準で有意となった。年齢と年齢の二乗項の係数から、年齢はフルタイム労働者の収入に非線形の影響を与え、他の要因をコントロールした場合、推計対象とした年齢層では年齢が上がるに伴い収入は緩やかに下がって行く。前述の通り推計対象としたサンプルのうち相当数が 60 歳（または 61 歳）で定年を経験していることも、こうした収入低下の背景にあると考えられる。また、賃金および公的年金以外の収入がある場合平均して 7%弱収入を押し上げていた。調査が開始された 2005 年時点で働いていた会社の中規模企業であれば、58 歳以上の年齢でフルタイムとして働く平均して 9%弱、大規模企業であれば 20%強、小規模企業で働いていた場合と比べて高い。また学歴については、大卒と高卒では平均 13%程度の差があることが示された。過去に就いていた職種は、生産・労務管理職と比べて専門職や管理職の場合それぞれ 14%、19%程度高い。

パートタイム収入については、年齢や年齢二乗と収入の関係は有意にならないことから、これらを含めない説明変数の組で推計を行った結果を採用した。賃金および公的年金以外の収入が強く有意になり、係数の水準もフルタイム収入の場合より大きい。企業規模間の差は、中規模企業の方が小規模企業よりむしろ低く、大規模企業と小規模企業の間には有意な違いはないとの結果が得られた。学歴に応じた違いはフルタイムの場合より限定的である。また、フルタイムではマイナス有意であった定年経験ダミーが、パートタイムでは有意ではない点

<sup>54</sup> 期待収入と実際にもらっている金額との乖離などを用いてパフォーマンスを検証した。

<sup>55</sup> 就業確率と収入の両方に影響を与えうる観察できない属性としては例えば、勤勉さや知性、仕事に対する前向きな姿勢などが考えられる。

が注目される。

図表 2-2-1 ヘックマンの2段階推定法による収入関数（1段階目、2段階目）推計結果  
（フルタイム、パートタイム別）

1段階目	プロビットモデルによる就業状態決定関数			
	被説明変数:フルタイム就業ダミー		被説明変数:パートタイム就業ダミー	
	係数	漸近的z値	係数	漸近的z値
厚生年金受給資格ダミー	0.18 ***	3.45	-0.27 ***	-5.27
賃金・公的年金以外の収入ダミー	-0.70 ***	-32.41	0.10 ***	3.94
定年経験ダミー	-1.48 ***	-57.66	0.78 ***	28.14
・調査開始時点の企業規模ダミー (ベース=小規模)				
中規模	0.08 ***	3.47	-0.12 ***	-4.89
大規模	0.12 ***	5.38	-0.21 ***	-8.84
・学歴ダミー (ベース=高校卒業程度)				
中学卒業程度	-0.31 ***	-12.79	0.22 ***	8.88
大学卒業程度	0.15 ***	7.81	-0.09 ***	-4.10
・調査開始時点の職種ダミー (ベース=生産工程・労務管理職)				
専門職	0.23 ***	9.29	-0.22 ***	-8.37
管理職	0.12 ***	4.38	-0.20 ***	-6.78
事務職・販売職・サービス関連	0.00	0.11	-0.02	-0.77
保安関連・農林漁業・運輸、通信関連	0.08 ***	2.92	0.00	-0.13
配偶者の就業ダミー	0.14 ***	8.18	-0.09 ***	-4.34
親族への介護ダミー	-0.14 ***	-5.19	-0.03	-0.96
糖尿病通院ダミー	-0.22 ***	-8.77	0.15 ***	5.34
心臓病通院ダミー	-0.29 ***	-8.36	0.06	1.55
脳卒中通院ダミー	-0.27 ***	-4.96	-0.08	-1.24
高血圧通院ダミー	-0.06 ***	-3.34	0.03	1.32
脂質異常症通院ダミー	0.09 ***	3.55	-0.08 ***	-2.81
悪性新生物通院ダミー	-0.43 ***	-8.37	-0.03	-0.51
活動の困難ダミー	-0.31 ***	-9.89	-0.06	-1.64
住宅ローンダミー	0.45 ***	23.54	-0.23 ***	-11.19
親族への経済的な支援ダミー	0.32 ***	14.21	-0.19 ***	-7.44
調査開始時点の勤務先での継続雇用制度等ダミー(備考2参照)	0.12 ***	7.04	-0.12 ***	-6.41
有効求人倍率	0.09	1.28	-0.12	-1.44
2013年以降ダミー	-0.92 ***	-31.93	0.61 ***	18.83
2013年以降ダミー×定年経験ダミー	0.63 ***	16.57	-0.60 ***	-14.86
定数項	0.72 ***	10.24	-0.80 ***	-10.80

2段階目	OLSによる収入関数			
	被説明変数: 公的年金以外の収入 (対数値、フルタイム)		被説明変数: 公的年金以外の収入 (対数値、パートタイム)	
	係数	漸近的z値	係数	漸近的z値
年齢	0.23 ***	15.03		
年齢の二乗	-0.00 ***	-17.55		
賃金・公的年金以外の収入ダミー	0.07 ***	6.54	0.36 ***	14.63
定年経験ダミー	-0.13 ***	-9.52	-0.04	-1.53
首都圏居住ダミー	0.11 ***	19.23	0.15 ***	6.36
・調査開始時点の企業規模ダミー (ベース=小規模)				
中規模	0.09 ***	13.53	-0.10 ***	-3.89
大規模	0.20 ***	32.20	-0.06 **	-2.46
・学歴ダミー (ベース=高校卒業程度)				
中学卒業程度	-0.05 ***	-6.51	-0.04	-1.44
大学卒業程度	0.13 ***	23.83	0.10 ***	3.95
・調査開始時点の職種ダミー (ベース=生産工程・労務管理職)				
専門職	0.14 ***	18.63	0.07 **	2.34
管理職	0.19 ***	23.18	0.03	0.99
事務職・販売職・サービス関連	0.00	0.60	0.03	0.96
保安関連・農林漁業・運輸、通信関連	-0.11 ***	-12.33	0.07 **	2.13
定数項	-2.30 ***	-5.10	2.03 ***	29.68
λ	-0.18 ***	-12.16	0.27 ***	6.56
サンプル数		39,394		39,394
Censored obs		10,558		34,814
Uncensored obs		28,836		4,580
Wald chi2(17)		8774.33		351.10
Prob > chi2		0.00		0.00

注: \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意

- (備考) 1. 厚生労働省「中高年者縦断調査(個人票)」を用いて推計。  
2. 2005年の調査で「あなたの勤め先には以下の制度(「再雇用制度」、「勤務延長制度」等)など  
はありますか」という質問に対し、「制度がある」と回答した場合に1をとるダミー変数。  
なお、回答者が「知らない」と答えた場合は0とみなした。

## (2) 就業形態選択関数

### ① 誘導型の就業形態選択関数

最初に就業形態選択関数を誘導型の多項ロジットモデル(順序や数値で比較できない複数個の選択肢が存在すると想定)で推計する。ここではすべてのデータをプールして扱い、個人固有の効果については考慮に入れていない。また、図表 2-2-2 では非就業をベースとした係数と併せて就業状態ごとの限界効果(説明変数が1単位変化した時の影響の大きさ)の推計結果も示す。

結果を俯瞰すると、フルタイム就業については、推計に用いたほとんどの説明変数が統計的に有意な説明力を持つことがわかる。そのうち限界効果が大きいものに注目すると、定年経験があると同就業確率を 27%pt 押し下げるが、2013年以降に限定すると押し下げ幅は 20%

ptに縮小している。また、通院している場合や親族の介護をしていると就業確率は低下するが、中でも病気が脳卒中と悪性新生物の場合の押し下げ幅が大きいとの結果が得られた。住宅ローンがあれば就業確率は引上げ、賃金・公的年金以外の収入があれば引下げられるのも予想された結果と考えられる。2005年時点の職種は、「生産工程・労務作業の仕事」と比較して「専門的・技術的な仕事」や「管理的な仕事」でフルタイム就業を継続する確率を押し上げている。企業側の要因としては、勤め先に継続雇用制度があれば60歳を過ぎても3%pt程度フルタイム就業確率は高くなった。なお厚生年金受給資格の有無はフルタイム就業には関係しないが、パートタイム就業確率を5%pt程度押し下げ、就業希望のない非就業確率を5%pt程度押し上げていた。

逆に非就業については、定年経験が就業希望ありの確率を9%pt、就業希望なしの確率を16%pt押し上げており、定年制度の存在の影響は大きい。2013年以降はそれ以前と比較してそれぞれ2%pt、5%pt押し上げ幅が小さくなっている。このほか、疾病による通院の影響が有意に就業の確率を上げるほか、住宅ローンがあると非就業、就業希望なしを選択する確率が13%pt押し下げとなる結果が得られた。

全体として、各説明変数は期待される向きで有意となり、2013年度以降の政策変更も就業確率の上昇、非就業確率の低下につながったことが示された。

図表 2-2-2 誘導型の就業選択関数（多項ロジットモデル）推計結果

	フルタイム就業			パートタイム就業			非就業(就業希望あり)			非就業(就業希望なし)	
	係数	限界効果	漸近的z値	係数	限界効果	漸近的z値	係数	限界効果	漸近的z値	限界効果	漸近的z値
年齢	-0.42	0.03	0.52	0.18	0.13 **	2.43	-2.81	-0.28 ***	-6.59	0.12 **	2.26
年齢の二乗	0.00	0.00	-1.52	0.00	0.00 **	-2.04	0.02	0.00 ***	6.79	0.00	-1.53
厚生年金受給資格ダミー	-0.19	0.02	0.91	-0.51	-0.05 ***	-3.56	-0.32	-0.01	-0.89	0.05 **	2.51
定年経験ダミー	-1.74	-0.27 ***	-40.34	-0.70	0.03 ***	4.62	-0.09	0.09 ***	16.86	0.16 ***	23.33
2013年以降ダミー	-0.21	-0.01	-1.34	-0.27	-0.02 **	-2.21	-0.15	0.00	0.12	0.03 ***	3.24
2013年以降ダミー×定年経験ダミー	0.49	0.07 ***	6.59	0.23	0.00	-0.47	0.05	-0.02 ***	-2.86	-0.05 ***	-4.94
親族への介護ダミー	-0.38	-0.05 ***	-6.30	-0.29	-0.02 **	-1.97	0.05	0.03 ***	5.21	0.04 ***	5.34
糖尿病通院ダミー	-0.26	-0.05 ***	-5.93	-0.04	0.01 *	1.76	0.05	0.02 ***	3.14	0.02 ***	2.60
心臓病通院ダミー	-0.35	-0.06 ***	-5.24	-0.16	0.00	-0.05	0.09	0.03 ***	4.11	0.03 ***	3.24
脳卒中通院ダミー	-0.94	-0.13 ***	-7.40	-0.67	-0.03 *	-1.95	0.09	0.07 ***	6.92	0.09 ***	7.14
高血圧通院ダミー	0.04	0.01 *	1.90	-0.08	-0.02 ***	-3.16	0.05	0.01	1.40	0.00	-0.15
脂質異常症通院ダミー	0.22	0.03 ***	3.81	0.05	-0.01	-1.51	0.12	0.00	0.19	-0.02 ***	-2.94
悪性新生物通院ダミー	-0.84	-0.11 ***	-6.39	-0.69	-0.04 ***	-2.63	-0.02	0.05 ***	5.50	0.09 ***	7.57
・学歴ダミー (ベース=高校卒業程度)											
中学卒業程度	-0.19	-0.06 ***	-7.33	0.23	0.05 ***	7.01	0.11	0.01 ***	2.62	0.00	-0.27
大学卒業程度	0.08	0.03 ***	4.25	-0.09	-0.02 ***	-2.78	-0.11	-0.01 ***	-2.69	0.00	0.42
・調査開始時点の職種ダミー (ベース=生産工程・労務管理職)											
専門職	0.44	0.08 ***	10.34	-0.04	-0.04 ***	-5.41	0.03	-0.02 ***	-2.70	-0.03 ***	-3.91
管理職	0.19	0.06 ***	6.71	-0.21	-0.04 ***	-5.19	-0.18	-0.02 ***	-3.41	0.00	0.44
事務職・販売職・サービス関連	-0.03	0.01	1.47	-0.10	-0.01	-0.93	-0.23	-0.02 ***	-3.43	0.01 **	2.05
保安関連・農林漁業・運輸・通信関連	0.31	0.06 ***	6.43	0.09	0.00	-0.49	-0.22	-0.04 ***	-5.34	-0.02 **	-2.05
住宅ローンダミー	1.05	0.11 ***	16.61	0.74	0.01 **	2.24	0.67	0.00	0.84	-0.13 ***	-17.32
賃金・公的年金以外の収入ダミー	-0.75	-0.11 ***	-16.18	-0.43	-0.01	-0.90	-0.08	0.04 ***	8.00	0.08 ***	14.01
調査開始時点の勤務先での継続雇用制度等ダミー(備考3参照)	0.00	0.03 ***	5.44	-0.22	-0.03 ***	-5.63	-0.27	-0.02 ***	-5.75	0.02 ***	4.26
有効求人倍率	0.32	0.06 **	2.51	0.32	0.04	1.57	-0.51	-0.08 ***	-4.04	-0.02	-0.81
定数項	27.79			-1.79			93.56				
サンプル数	27,790										
LR chi2(69)	8,631										
Prob > chi2	0										
擬似決定係数	0.122										

注:\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意。

- (備考) 1. 厚生労働省「中高年者縦断調査(個人票)」を用いて推計。  
 2. 60歳以上のサンプルに限定して推計。  
 3. 2005年の調査で「あなたの勤め先には以下の制度(「再雇用制度」、「勤務延長制度」等)などはありますか」という質問に対し、「制度がある」と回答した場合に1をとるダミー変数。なお、回答者が「知らない」と答えた場合は0とみなした。

## ② 構造型の就業形態選択関数

誘導型の就業形態選択関数では年金額や賃金額に基づく変数が含まれていないため、在職老齢年金制度による年金停止額の変化が各就業状態の選択に与える影響などをシミュレーションすることはできない。そこで、年金額や賃金額に基づく変数を用いつつ、ランダム効果<sup>56</sup>を想定した多項ロジットモデルで、構造型の就業形態選択関数を推定する。

推計した多項ロジットモデルでは、4つの就業状態のうち非就業、就業希望なしのパラメータをベースとしているため、その他の就業状態に関して推計されるパラメータは非就業、就業希望なしのパラメータとの差として識別される。他方、変数の中には非就業（就業希望なし）状態の価値関数に入らないものもあり、これらについてはパラメータを直接識別できる。

最初に年齢及び年齢二乗項の結果を見ると、フルタイム就業については年齢のパラメータが比較的大きなマイナス、年齢二乗のパラメータはプラスであるが10%水準で有意ではなく、年齢が上がるほど非就業と比べてフルタイム就業を選ばなくなる傾向がみられる。他方パートタイムについては、年齢、年齢二乗項ともに有意ではない。失業状態でのパラメータはフルタイムと同一符号かつ有意な結果が得られており、フルタイムと同様、年齢が上がるほど非就業と比べて失業を選ばなくなる（職探しせずに非就業になりやすい）結果になった。

次に各就業状態への機会費用については、フルタイム、パートタイムでは符号はマイナス、かつ有意となり、各就業状態を選択することで得られなくなった収入額が相対的に大きいほど、60代はその就業状態を選択しなくなることが推察される。例を挙げると、フルタイム（パートタイム）就業の機会費用が、最大収入額との対比で10%pt下がったと想定すると、フルタイム（パートタイム）で働くことの潜在的な価値は0.268（0.300）上昇する。こうした潜在的な価値の変化は、他の就業状態を選んだ時に得られる価値との比較で、フルタイム（パートタイム）就業の魅力が高めることになり、結果的にフルタイム（パートタイム）就業を選ぶ確率が上昇することになる<sup>57</sup>。また、機会費用の係数（絶対値）は、パートタイム、フルタイムの順に大きいものの差は小さく、在職老齢年金制度を始めとする制度上の要因などで、潜在的に得られたはずの総収入額に対して、実際の収入額が1%下落することのマイナスの影響が、パートタイムとほぼ同程度、フルタイムでもみられることが示された。

さらに、定年を経験したかどうかのダミー変数はフルタイム、パートタイム、失業すべてで負に有意であり、働いていた会社で定年を迎えたことで、就業・失業問わず労働力人口に留まる価値が低下することが明確である。但し、いずれの就業状態でも2013年以降ダミーと定年経験ダミーの交差項の係数がプラスに有意、すなわち2013年調査以降には定年経験

<sup>56</sup> 説明変数と独立した個人固有の効果と言い換えられる。

<sup>57</sup> 他方、非就業（就業希望有）については、機会費用は就業選択にプラスに有意な結果となったが、最大収入額が大きい人は機会費用も高い傾向にあることから、そうした人は仕事を探し続けることにより大きな価値を見出している可能性がある」と解釈できる。

ダミー変数の係数（絶対値）はそれ以前より小さくなっており、定年経験が就業の価値に及ぼす負の影響が軽減されている。この背景には、2013年4月の改正高年齢者雇用安定法の施行と特別支給の老齢厚生年金の報酬比例部分の支給開始年齢引上げ（60歳から61歳に）がある可能性が存在すると考えられる<sup>58</sup>。こうした変化の背景には、企業側が定年を過ぎた60代をより積極的に活用するための環境整備を進めたことにより、年金額や年齢など他の条件が同一でも、以前より就業の価値が高まったことや、労働供給側（60代）にとって年金をもらえる年齢が繰り上がったため、長く就業することの相対価値が上がったことの双方が考えられる。なお、誘導型の結果と整合的に、50代当時の勤め先に継続雇用制度があると、フルタイムの就業価値を相対的に押し上げ、パートタイムと非就業（就業希望あり）の価値を押し下げる結果となり、企業での環境整備が進むと60代にとってはフルタイム就業を続ける価値が相対的に高まる、との含意が得られた。

次に本人の健康状態、家族の介護をしているかどうかについて検証する。家族の介護をしている場合には、非就業と比較して有意にフルタイム就業の価値が低いが、パートタイムや失業については有意な差がみられないことから、フルタイム就業に関しては介護が何らの制約となっている可能性がある。疾患による通院の有無については、悪性新生物、脳卒中及び心臓病による通院でフルタイムでは顕著にマイナスに有意、糖尿病でも5%水準でマイナス有意の結果が得られた。こうした傾向はパートタイムでもほぼ同じであるが、失業については悪性新生物を除く疾病で、非就業と有意な違いがないことが示唆された。疾患の内容に応じて影響には違いがみられるものの、健康状態の悪化は就業の価値を引き下げるとの結果となった。

学歴については、高校卒業を基準として、大学卒業ダミーがフルタイムについてプラス有意、同じく中学卒業ダミーがマイナス有意であるが、パートタイムや非就業（就業希望あり）では有意にならず、フルタイムのみ、学歴による違いが顕著であることが示唆される。また、調査開始時点で就いていた仕事の内容と就業選択の関係を、「生産工程・労務作業の仕事」をベースとして検証すると、「専門的・技術的な仕事」、「管理的な仕事」、及び「保安、農林漁業、運輸・通信の仕事」ではよりフルタイム就業を選択する傾向が顕著との結果が得られたが、パートタイムや失業では、就業希望のない非就業とは有意な差がみられなかった。したがって、フルタイム就業については、既存研究でも指摘されたように、仕事の内容に応じて引退年齢が異なる可能性が考えられる。

最後に家計の資産負債状況の代理変数として、持ち家の住宅ローンが残っているか否かも

---

<sup>58</sup> 2013年以降はマクロの経済状況が改善し、有効求人倍率の上昇などに伴い、60代の就業にもプラスの効果があったことも考えられるが、こうしたマクロ経済要因は有効求人倍率をコントロールすることで調整されているため、交差項の係数は主に制度変更などの構造要因を反映していると解釈する。

説明変数に加えたところ、フルタイム・パートタイム・失業のいずれでも有意にプラスとなり、ローン返済が残っている世帯では、60代でも、労働力人口に残り続ける傾向があることが明らかになった。また、賃金・公的年金以外の収入があるとフルタイム・パートタイムともに就業状態の価値が有意に低下している。さらに、勤務していた先の企業規模に注目すると、小規模企業と比べて規模が大きいほど、60代になってから就業や失業状態の価値が大幅に低くなるとの結果も得られた。

図表 2-2-3 構造型の就業選択関数（多項ロジットモデル）推計結果

	フルタイム就業		パートタイム就業		非就業(就業希望あり)		非就業(就業希望なし)	
	係数	漸近的z値	係数	漸近的z値	係数	漸近的z値	係数	漸近的z値
年齢	-2.97 ***	-2.95	-1.14	-1.30	-5.13 ***	-6.51		
年齢の二乗	0.01	1.56	0.00	0.56	0.04 ***	5.94		
フルタイムを選択することの機会費用 (在職老齢年金制度による停止額÷最大収入額)	-2.68 ***	-5.19						(ベースに設定したため 記載なし)
パートタイムを選択することの機会費用 (フルタイム期待賃金額-パートタイム期待賃金額)÷最大収入額)			-3.00 ***	-7.02				
失業を選択することの機会費用 (最大収入額-年金と失業保険給付の大きい方)÷最大所得額)					0.38 *	1.75		
定年経験ダミー	-7.88 ***	-31.49	-3.86 ***	-16.83	-1.57 ***	-8.53		
2013年以降ダミー	-0.56 ***	-3.30	-0.48 ***	-2.86	-0.30 *	-1.95		
2013年以降ダミー×定年経験ダミー	1.54 ***	8.44	0.79 ***	4.77	0.27 *	1.82		
親族への介護ダミー	-0.46 ***	-2.86	-0.22	-1.40	0.07	0.53		
糖尿病通院ダミー	-0.44 **	-2.04	0.04	0.18	0.11	0.69		
心臓病通院ダミー	-0.99 ***	-3.88	-0.67 ***	-2.71	-0.12	-0.58		
脳卒中通院ダミー	-1.34 ***	-3.71	-0.90 ***	-2.77	0.14	0.52		
高血圧通院ダミー	0.10	0.73	-0.20	-1.45	0.06	0.50		
脂質異常症通院ダミー	0.33 *	1.83	0.07	0.37	0.11	0.77		
悪性新生物通院ダミー	-1.74 ***	-6.12	-1.43 ***	-5.26	-0.39 *	-1.82		
・学歴ダミー (ベース=高校卒業程度)								
中学卒業程度	-0.73 **	-2.41	0.36	1.27	0.18	0.85		
大学卒業程度	0.58 **	2.43	0.03	0.12	-0.05	-0.28		
・調査開始時点の職種ダミー (ベース=生産工程・労務管理職)								
専門職	1.68 ***	5.59	0.41	1.44	0.28	1.29		
管理職	0.81 **	2.53	-0.08	-0.25	-0.30	-1.27		
事務職・販売職・サービス関連	0.06	0.22	-0.10	-0.35	-0.34	-1.56		
保安関連・農林漁業・運輸・通信関連	0.82 **	2.34	0.42	1.24	-0.16	-0.62		
住宅ローンダミー	1.73 ***	8.74	1.20 ***	6.24	1.04 ***	6.35		
賃金・公的年金以外の収入ダミー	-1.32 ***	-11.19	-0.85 ***	-7.46	-0.02	-0.20		
調査開始時点の勤務先での継続雇用制度等ダミー(備考2参照)	0.36 *	1.79	-0.36 *	-1.87	-0.39 ***	-2.65		
有効求人倍率	0.41	1.06	0.61	1.62	-0.87 **	-2.51		
首都圏近郊ダミー	0.83 ***	3.36	0.39	1.63	0.41 **	2.27		
・企業規模ダミー(2005年時点の勤務先) (ベース=小規模)								
中規模企業	-0.59 **	-2.10	-0.76 ***	-2.89	-0.48 **	-2.33		
大規模企業	-1.10 ***	-3.95	-1.21 ***	-4.59	-0.77 ***	-3.79		
定数項	143.25 ***	4.49	61.65 **	2.19	180.27 ***	7.16		
サンプル数					26,013			
対数尤度					-19,490			

注: \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意。

- (備考) 1. 厚生労働省「中高年者縦断調査(個人票)」を用いて推計<sup>59</sup>。  
 2. 2005年の調査で「あなたの勤め先には以下の制度(「再雇用制度」、「勤務延長制度」等)など  
 はありますか」という質問に対し、「制度がある」と回答した場合に1をとるダミー変数。  
 なお、回答者が「知らない」と答えた場合は0とみなした。

<sup>59</sup> 技術的な点であるが、本稿では多項ロジット推定を行う際に必要としばしば指摘されている IIA 検定 (Independence of Irrelevant Alternatives) を行っていない。IIA 検定の必要性に関する議論としては、例えば[26]参照。

以上をまとめると、経済的要因のうち、総収入額が低くなる要因、例えばフルタイムの年金停止額やパートタイムとフルタイムの期待賃金差などはいずれも、その水準が大きいほど、就業選択には大きなマイナスの影響を与えることが明らかになった。住宅ローンがあれば就業価値は押し上げられる一方、公的年金や賃金以外の所得の存在はその価値を押し下げた。総じてみれば、総収入額が十分でない、ローン返済があるなど経済面でのネガティブな要因で、60代がやむなく就業を選択している可能性は考えられる。

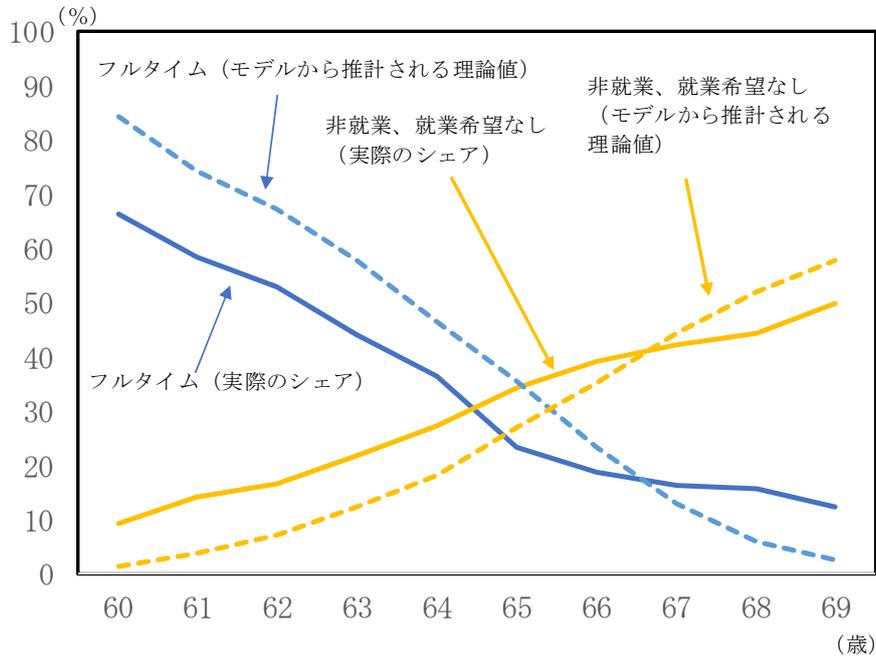
他方、重大な疾患がなく健康であれば就業選択の価値は押し上げられ、専門性の高い職種についていればフルタイムで働くことの価値が相対的に大きく高まるなどの結果は、60代男性がポジティブな要因で働くことの価値を見出している証左とも解釈できる可能性がある。

また、50代の時に働いていた会社に定年制があれば、就業に加え失業を選択する価値も押し下げられる結果となった一方、継続雇用制度があればフルタイム就業を続ける確率が押し上げられたことから、企業側の制度要因も大きい。さらに、高齢者就業を促す施策の推進は、定年制による就業へのマイナスの影響を一部相殺する効果を持っていたことが明らかになった。

### ③ 年齢別就業選択確率の推計

推定された構造モデルのパラメータを使って、年齢別に理論上予想される就業形態別の選択確率を推計し、データから観察された就業状態別のシェアと比較したのが図表 2-2-4 である。モデルに基づく 60 歳時点のフルタイム選択確率は、実際のシェアより 2 割弱高く、特に 65 歳以上では実際よりも大幅な低下を続け、66 歳を過ぎて逆転する。逆に、パートタイムでは、理論値が実際のシェアを下回るが 64 歳以降はほぼ一致する。非就業は、加齢に伴うシェアの増加ペースが、実績値より理論値で速い。こうした現実のデータと理論値のギャップが生じる主な理由の一つとして、他の説明変数で捉えられない年齢要因が強めに推計されていることが指摘できる。このため、年齢に応じた就業状態の変化が大き目に推定されているものの、①就業選択確率と非就業（就業希望なし）の選択確率が理論値では 66 歳、実績でも 65 歳で逆転、②パートタイム選択確率と失業選択確率は相対的に低水準、③パートタイム選択確率は理論値・実績共に 66 歳まで微増し以降低下、失業選択確率は年齢にかかわらずほぼ一定、など全体としてはモデルのパラメータは実際の就業行動の変化の特徴を適切に捉えた推計結果になっていると考えられる。

図表 2-2-4 構造型の就業選択関数の推計結果に基づく  
推定就業選択確率の年齢別推移と実際のシェア



構成比(現行制度下の推定就業確率、再掲)

	フルタイム	パートタイム	非就業 (就業希望あり)	非就業 (就業希望なし)
60 歳	84.2 %	3.6 %	10.8 %	1.4 %
61 歳	74.4 %	7.1 %	14.7 %	3.8 %
62 歳	67.2 %	9.5 %	16.2 %	7.2 %
63 歳	57.8 %	12.7 %	17.2 %	12.3 %
64 歳	46.4 %	17.9 %	17.4 %	18.3 %
65 歳	35.5 %	20.2 %	17.1 %	27.1 %
66 歳	23.4 %	23.6 %	17.8 %	35.3 %
67 歳	13.0 %	23.5 %	19.2 %	44.4 %
68 歳	6.1 %	21.7 %	20.2 %	52.1 %
69 歳	2.7 %	17.9 %	21.7 %	57.7 %

構成比(すべての企業に2005年時点で継続雇用制度等が導入されていた場合の推定就業確率)

	フルタイム	パートタイム	非就業 (就業希望あり)	非就業 (就業希望なし)
60 歳	99.1 %	0.6 %	0.3 %	0.0 %
61 歳	97.8 %	1.6 %	0.6 %	0.0 %
62 歳	95.3 %	3.3 %	1.2 %	0.2 %
63 歳	89.9 %	7.0 %	2.5 %	0.6 %
64 歳	79.7 %	13.8 %	4.7 %	1.8 %
65 歳	72.3 %	17.9 %	6.0 %	3.8 %
66 歳	55.8 %	25.9 %	9.4 %	8.9 %
67 歳	38.3 %	31.6 %	13.2 %	16.8 %
68 歳	21.6 %	33.7 %	17.6 %	27.1 %
69 歳	10.5 %	31.4 %	21.6 %	36.5 %

(備考) 図表 2-2-3 の推計結果を用いて試算。

#### ④ シミュレーション

この項では、構造型の就業選択関数の推定で合理的な結果が得られていることを前提に、説明変数として用いている様々な要因が変化した場合、各就業状態の選択にはどの程度影響を及ぼしたかを試算する。さらに、就業者が直面している制度的な要因、具体的には年金制度と継続雇用制度など 60 代の雇用に関連する制度の過去の変更がどの程度就業選択に影響したかを推計し、続いてこうした制度が存在しなかったと仮定した場合、就業選択にどの程度の変化が見込まれるか、試算を行う。

##### 1) 様々な仮定の下での試算

図表 2-2-5 は主な説明変数について、様々な仮定の下での就業選択確率への影響を整

理したものである。各種の疾患に罹って通院する確率が 10%pt 下がると、フルタイムを選択する確率は 0.7%pt から 0.4%pt 程度上昇し、就業希望の有無を問わず非就業を選択する確率はほぼ変わらないか、ほとんどのケースで低下する。疾病の中でも罹患率が高い糖尿病で通院している人は全体の 10%いるが、仮にこれが半分になれば、フルタイムを選択する確率が 0.4%pt 程度押し上げられることになる。親族の介護の限界効果はさらに小さく、実際に介護を行っている人の割合も 10%を下回っていることから、介護負担が軽減されることの効果はそれほど大きくないものの、今後は介護に携わる 60 代男性も増えていき、就業選択への影響も重要度を増していく可能性がある。

健康状態や介護と比べて、就業選択に相対的に大きな影響を与えるのが年金制度の変化や職場で定年を経験したかどうかといった制度的な要因である。在職老齢年金制度による年金停止額が小さくなり、最大収入額との対比で 10%pt 下落すると、フルタイム就業確率を 3.6%pt 押し上げる一方、パートタイム就業確率を 1.9%pt 押し下げる結果となった。基本統計量（図表 2-1-9）の平均値を用いて計算すると、フルタイム就業者のフルタイムとしての期待賃金額が 28.4 万円で、公的年金満額が 11.2 万円、両者の和が 39.6 万円であることから、仮に年金停止額が 1 万円減少すれば、機会費用は 2.53%pt 下がることになり、結果として 0.91%pt のフルタイム就業確率の上昇につながる。フルタイムの期待賃金や公的年金満額が平均以下の人にとっては、停止額の縮小は就業確率により大きな影響を及ぼすことが予想される。

図表 2-2-5-1 構造型の就業選択関数の推計結果に基づく推定就業選択確率の変化（試算）

項目	試算の前提	推定就業選択確率の変化幅			
		フルタイム	パートタイム	非就業 (就業希望あり)	非就業 (就業希望なし)
親族への介護	10%下落	0.31%pt	0.02%pt	-0.26%pt	-0.07%pt
フルタイムで働く機会費用比率が低下	10%下落	3.61%pt	-1.87%pt	-1.25%pt	-0.48%pt
糖尿病による通院	10%下落	0.41%pt	-0.19%pt	-0.23%pt	0.01%pt
心臓病による通院	10%下落	0.50%pt	0.15%pt	-0.35%pt	-0.29%pt
脳卒中による通院	10%下落	0.75%pt	0.29%pt	-0.76%pt	-0.28%pt
悪性新生物による通院	10%下落	0.70%pt	0.45%pt	-0.50%pt	-0.65%pt
勤め先に継続雇用制度等が存在	2005年時点ですべての 企業に存在	26.25%pt	-2.68%pt	-11.86%pt	-11.71%pt
住宅ローン	10%上昇	0.61%pt	0.06%pt	0.19%pt	-0.87%pt
在職老齢年金による年金停止	制度がなかった	2.09%pt	-0.95%pt	-0.89%pt	-0.26%pt

- (備考) 1. 図表 2-2-3 の推計結果を用いて試算。  
 2. 試算の前提部分の 10%下落（上昇）とは、構造型の就業選択関数に用いたサンプルの中で、当該項目に該当する確率が 10%pt 下落（上昇）した場合を意味する。  
 3. 継続雇用制度等とは、再雇用制度・勤務延長制度・再就職会社のあっせんのいずれかの制度を指す。

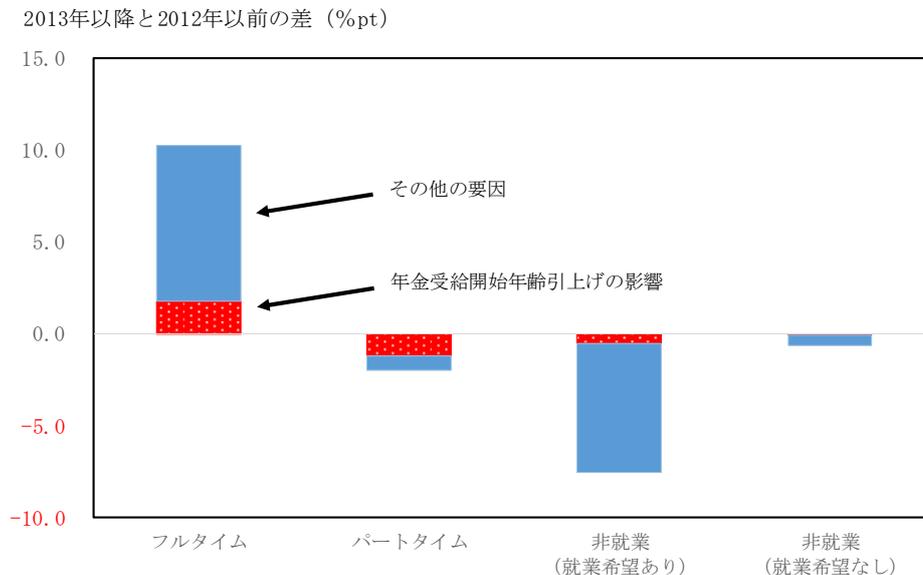
図表 2-2-5-2 構造型の就業選択関数の推計結果に基づく推定就業選択別人数の変化（試算）

項目	試算の前提	推定人数の変化幅			
		フルタイム	パートタイム	非就業 (就業希望あり)	非就業 (就業希望なし)
親族への介護	10%下落	+2.1万人	+0.1万人	▲1.7万人	▲0.4万人
フルタイムで働く機会費用比率が低下	10%下落	+24.2万人	▲12.6万人	▲8.4万人	▲3.2万人
糖尿病による通院	10%下落	+2.7万人	▲1.3万人	▲1.5万人	+0.0万人
心臓病による通院	10%下落	+3.3万人	+1.0万人	▲2.4万人	▲2.0万人
脳卒中による通院	10%下落	+5.0万人	+1.9万人	▲5.1万人	▲1.9万人
悪性新生物による通院	10%下落	+4.7万人	+3.0万人	▲3.4万人	▲4.3万人
勤め先に継続雇用制度等が存在	2005年時点ですべての企業に存在	+176.4万人	▲18.0万人	▲79.7万人	▲78.7万人
住宅ローン	10%上昇	+4.1万人	+0.4万人	+1.3万人	▲5.8万人
在職老齢年金による年金停止	制度がなかった	+14.0万人	▲6.4万人	▲6.0万人	▲1.7万人

- (備考) 1. 図表 2-2-5-1 及び厚生労働省「労働力調査」により作成。  
 2. 60代の男性のうち、正規の職員・従業員、パート・アルバイト、労働者派遣事業所の派遣社員、契約社員、嘱託、完全失業者、非労働力人口に該当する人の総数(672万人、2015年労働力調査による)をベースに、構造型モデルを前提として試算を行った。  
 3. 継続雇用制度等とは、再雇用制度・勤務延長制度・再就職会社のあっせんいずれかの制度を指す。

調査期間中に行われた制度改正のうち、2013年4月に施行された「高年齢者等の雇用の安定等に関する法律」の一部改正及び、厚生年金の支給開始年齢引き上げの影響をみるため、2012年までの60歳の人々の平均就業確率と2013年以降の同確率を比較したところ、制度改正前後の平均就業確率はフルタイムで10.4%pt上昇、パートタイムで2.6%pt低下、非就業、就業希望ありが7.5%pt低下、同希望なしは0.3%pt低下と微減であった。こうした変化のうち、2013年に年金(報酬比例部分)の支給開始年齢が61歳に上がったことの影響は、推定されたパラメータを用いて試算すると、フルタイムで1.8%pt、パートタイムで▲1.2%pt、非就業、就業希望ありで▲0.5%pt、同希望なしが▲0.1%ptであった。年金の支給開始年齢の繰下げによるプラス影響は相応にみられたものの、フルタイム就業の選択確率が2桁の上昇だったことを考えると、年金制度改正の影響よりも、高年齢者雇用安定法の法改正など、その他の要因の寄与がより大きかったことが推察される(図表 2-2-6)。

図表 2-2-6 構造型の就業選択関数の推計結果に基づく 60 歳男性の推定就業選択確率の変化



(備考) 図表 2-2-3 の推計結果を用いて試算。

次に、まだ行われていない年金制度改正が実施されたり、再雇用制度等が浸透したりした場合の影響を、2つのケースを仮定して試算<sup>60</sup>する。

## 2) 在職老齢年金制度に関する仮定

仮に、在職中に年金を受給している場合の在職老齢年金制度による年金停止がなかったとすると、フルタイム就業の平均確率は現行制度下と比較して 2.1%pt 上昇し、代わりにパートタイム就業の平均確率が 0.95%pt 低下、非就業で就業希望ありの場合の確率も 0.89%pt 低下するとの試算結果となった(図表 2-2-5-1)。第 1 章第 2 節で述べたように、既存研究の多くで在職老齢年金制度の就業抑制効果が指摘されてきたが、今回の推計結果でも、程度は大きくないもののそれらと整合的に、在職老齢年金制度がフルタイムでの就業を抑制する効果があったことが示唆された<sup>61</sup>。

制度がなかったと仮定した場合と、現行制度下の差を年齢別に詳しく見ると、フルタイムの就業確率での差は 60 歳の 2.1%pt から年齢が上がるに従って高まる傾向にあり、64 歳には 3.7%pt に達する。一方、付注 1 の通り、65 歳以上は在職老齢年金制度による年金停止が比較的起きにくいいため影響は小さい(図表 2-2-7)。パートタイムでも同様に 64

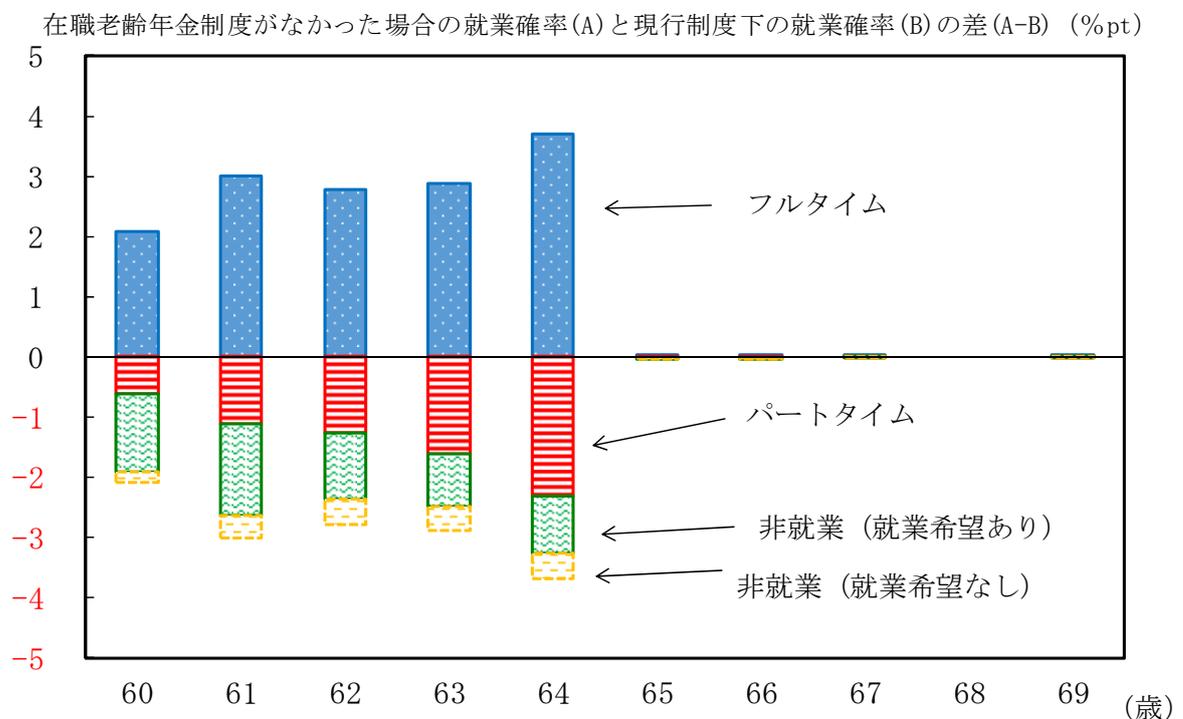
<sup>60</sup> 本文で紹介する 2 ケースのほか、付注 4 では、現実とは異なる特別支給の老齢厚生年金の受給開始パターンを仮定して就業確率を試算した。詳しくは付注 4 を参照。

<sup>61</sup> 一般的には、年金額の多寡は各人の過去の就業状況に依存しており、年金受給開始時または以降の外的要因に依存するものではない。この例外の一つが在職老齢年金制度と考えられ、同制度の設計が直接的に高齢者の就業に影響を及ぼしうる。

歳での影響が最大で、在職老齢年金制度がなかったとすると、相応のパートタイムの人々がフルタイム選択に変更する結果となった。

今後は、特別支給の厚生年金の支給開始年齢は 65 歳まで引き上げられるため、64 歳までの在職老齢年金制度はいずれなくなることが見込まれている。65 歳以上については、停止対象範囲が限られていることもあり、制度の存在による年齢別の影響は 60 代前半と同じ方向ではあるものの、高々 0.1%pt 未満である<sup>62</sup>。したがって、現行の在職老齢年金制度が 65 歳以上の就業選択に及ぼす影響は小さいと推察される<sup>63</sup>。

図表 2-2-7 構造型の就業選択関数の推計結果に基づく推定就業選択確率の変化  
(年齢別、在職老齢年金制度に関する試算)



(備考) 図表 2-2-3 の推計結果を用いて試算。

<sup>62</sup> 本稿で扱った「中高年者縦断調査」のデータでは、在職老齢年金制度で年金の支給停止対象となる 65 歳以上のサンプル（老齢厚生年金月額と総報酬月額相当額の合計が 47 万円（平成 22 年度の基準）を超えた人）の割合は 4%弱であった。なお、厚生労働省の資料によれば、65 歳以上の人々の中で在職老齢年金制度による年金支給の停止を受けている割合は平成 24 年度末時点で 1.2%（「年金制度を巡るこれまでの経緯等について」（平成 30 年 4 月 4 日第 1 回社会保障審議会年金部会資料））であるが、この数字は女性および 70 歳以上のデータを含んでいる。この点に鑑みれば、本稿の 4%弱という数字はある程度の妥当性を持つと考えられる。

<sup>63</sup> 本稿で用いた期待賃金のデータが、賃金分布の右裾で実際より低めに推計されている点には留意が必要である。例えば、本稿で用いたデータでは、65 歳以上のフルタイム期待賃金の上位 10%ラインは 30.3 万円であるが、厚生労働省「平成 22 年賃金構造基本統計調査」の所定内給与額の上位 10%ラインは 46.2 万円（65～69 歳の男性平均）である。

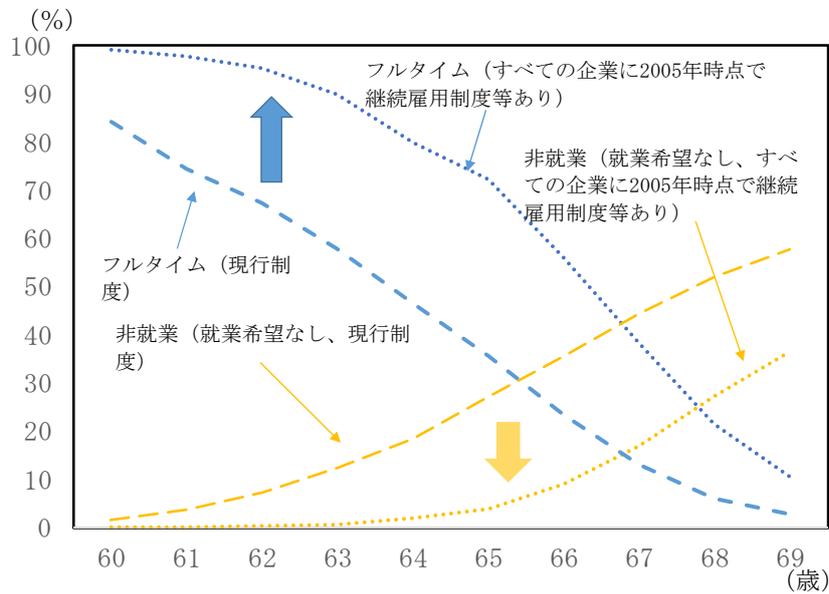
### 3) 継続雇用制度等に関する仮定

次に、企業の再雇用制度等、定年年齢を迎えた雇用者を継続雇用する制度（具体的には、「再就職会社のあっせん」、「再雇用（再任用）制度」、「勤務延長制度」のいずれかを指す。以下「継続雇用制度等」と表記）が早くから整備され、2005年時点ですべての企業に継続雇用制度等のいずれかが存在していたことを想定し、他の条件は変わらないと想定して年齢別にその影響を試算した。図表 2-2-8 の点線は図表 2-2-4 で示した理論上の就業確率、破線は 2005 年時点ですべての企業に継続雇用制度等があったと想定した場合の各就業確率の変化を示す。図から示唆されるように、継続雇用制度等があったと仮定すると、フルタイム就業確率は 60 歳時点でほぼ 100% に近く、モデルから推計された就業確率を 10%pt 以上上回る。年齢が上がるに従い、その他の要因の変化もあり継続雇用制度等が整っていてもフルタイム就業確率は下がって行くものの、両者のギャップは 60 代前半では 30%pt を超えるレベルとなった。逆にパートタイム就業確率については、60 代前半ではあまり差がないものの、60 代末になると継続雇用制度等がある場合の方が 10%pt 前後上回って推移し、短時間であってもより長く働き続ける人の割合が増えることを示唆している。対照的に、非就業の選択確率は低下するが、特に就業希望なしの選択確率は 67 歳までは年齢が上がるほど下がり方が大きいとの結果が得られた<sup>64</sup>。

---

<sup>64</sup> こうした結果は、継続雇用制度等が整備されたことから、人々の行動が現行制度下とは異なることまで考慮すると、さらに大きな変化につながる可能性もある。例えば、定年年齢に達しても継続雇用制度等によりより長く働くことを予定する人は、年金の繰下げ受給を申請するかもしれず、その場合には就業を選択する確率をさらに押し上げる可能性もある。

図表 2-2-8 構造型の就業選択関数の推計結果に基づく推定就業選択確率の年齢別推移  
 (現行制度の推定就業選択確率と 2005 年時点ですべての企業に継続雇用制度等が存在していた  
 場合の推定就業選択確率の比較)



構成比(現行制度下の推定就業確率、再掲)

	フルタイム	パートタイム	非就業 (就業希望あり)	非就業 (就業希望なし)
60 歳	84.2 %	3.6 %	10.8 %	1.4 %
61 歳	74.4 %	7.1 %	14.7 %	3.8 %
62 歳	67.2 %	9.5 %	16.2 %	7.2 %
63 歳	57.8 %	12.7 %	17.2 %	12.3 %
64 歳	46.4 %	17.9 %	17.4 %	18.3 %
65 歳	35.5 %	20.2 %	17.1 %	27.1 %
66 歳	23.4 %	23.6 %	17.8 %	35.3 %
67 歳	13.0 %	23.5 %	19.2 %	44.4 %
68 歳	6.1 %	21.7 %	20.2 %	52.1 %
69 歳	2.7 %	17.9 %	21.7 %	57.7 %

構成比(すべての企業に2005年時点で継続雇用制度等が導入されていた場合の推定就業確率)

	フルタイム	パートタイム	非就業 (就業希望あり)	非就業 (就業希望なし)
60 歳	99.1 %	0.6 %	0.3 %	0.0 %
61 歳	97.8 %	1.6 %	0.6 %	0.0 %
62 歳	95.3 %	3.3 %	1.2 %	0.2 %
63 歳	89.9 %	7.0 %	2.5 %	0.6 %
64 歳	79.7 %	13.8 %	4.7 %	1.8 %
65 歳	72.3 %	17.9 %	6.0 %	3.8 %
66 歳	55.8 %	25.9 %	9.4 %	8.9 %
67 歳	38.3 %	31.6 %	13.2 %	16.8 %
68 歳	21.6 %	33.7 %	17.6 %	27.1 %
69 歳	10.5 %	31.4 %	21.6 %	36.5 %

(備考) 図表 2-2-3 の推計結果を用いて試算。

### Ⅲ 終わりに

#### 1. 分析結果のまとめ

本稿では、60代が就業状態を選択する行動をモデル化し、就業行動にどのような要因が影響するのか、定量的に評価した。とりわけ、同時決定と考えられる就業状態と賃金・公的年金の関係については、内生性の存在による推計上の問題があることから、これを回避するため、主に構造型の就業選択モデルに基づき、多様な要素、すなわち賃金・公的年金のほか、公的年金・賃金以外の収入、親族への介護、健康状態、学歴、職業、継続雇用制度などが就業状態に与える影響を検証した<sup>65</sup>。

構造型の就業選択モデルの推計結果から得られた主な知見は以下の通りである。

第一に、60代の就業選択に影響を及ぼす要因として、大別して①収入要因と②企業側の要因が挙げられることが明らかになった。

収入要因については、年金停止額の大きさや、フルタイムかパートタイムかで得られる賃金の違いなどが、就業選択において明確に有意な影響を及ぼしている。具体的には、在職高齢年金制度による年金停止は、その度合いが大きくなるほど、人々にとってのフルタイム就業の価値を押し下げ、パートタイム就業や非就業を選択する確率を押し上げていた。また、パートタイム就業についても、その期待賃金額がフルタイムとして働いた場合の期待賃金額と比較して低いほど、パートタイム就業の価値を大きく押し下げ、フルタイム就業や非就業を選ぶ確率が高くなっていた。

企業側の要因としては、企業の人事制度やそれに関連する法制度などの就業選択への影響も明確に観察された。定年経験は就業・失業に関係なく、労働力人口に留まる価値を明確に低下させるものの、2013年以降、この低下幅は一定程度縮小した結果となった。縮小の背景としては、2013年4月の改正高年齢者雇用安定法の施行と特別支給の老齢厚生年金の報酬比例部分の支給開始年齢引上げが影響した可能性を指摘できる。両者は同じタイミングで実施されたが、年金制度の変更によるフルタイム就業確率の押し上げ効果は全体の一部にとどまり、改正高年齢者雇用安定法の施行に伴い、60代の就業に係る環境整備が企業で進んだ影響も大きかったことが示唆された。

このほか、重大な疾患を抱えずに健康であれば就業の価値は高く、専門性の高い職種に就いていればフルタイムで働く価値が他の職種と比べて高い、などといった示唆も得られた。

---

<sup>65</sup> 同時決定問題を避けるため、就業に大きな影響を与えると考えられる賃金や年金額については、定義上相関がある変数を同時に説明変数として用いないことや、本来年金額の推計値など外生変数を中心としたモデルの構築を検討した。また、サンプル・セレクション・バイアスの問題には、通常用いられる確立された手法（ヘックマン推定）で対応した。

第二に、推計結果を元に、①在職老齢年金制度が存在しないケース及び②2005年時点で、すべての企業に継続雇用制度等が存在していたケースにおける就業確率を試算した結果、特に後者のケースで現行制度下と比べて大きな差があるとの結果が得られた。

前者のケースでは、在職老齢年金制度の存在によって押し下げられているフルタイム就業の価値が上がることで、フルタイム就業を選ぶ確率は現行制度下の確率より高くなり、パートタイム就業を中心にその他の状態を選ぶ確率が現行制度下より低くなる結果となった。但し、在職老齢年金制度の違いにより、60歳代前半のフルタイムの就業確率は平均で2.9%pt高くなる一方、パートタイム就業や失業の確率が低下するものの、65歳以上の就業選択に及ぼす影響は小さいとの分析結果が得られた。

後者のケースでは、仮に2005年時点ですべての企業に継続雇用制度等が存在していたとすると、調査対象者が60歳になった時には何らかの継続雇用制度が職場にあったことになる。この場合、フルタイムの就業確率は60代前半におよそ20%ptから30%pt程度高くなるが、その差は60代後半にかけて徐々に縮小すること、パートタイム就業確率での差は60代前半ではほとんど存在しないものの、60代後半には10%pt強上回ることが試算結果として得られた。

第三に、上記の分析を通じて得られた政策インプリケーションは2点に集約できる。

1点目として、高年齢者雇用安定法の2012年改正が、高齢者の就業促進に対して相応の効果をもたらした可能性を指摘できる。同改正では、企業における65歳までの高年齢者雇用確保措置の義務化が罰則付きとなったうえに、例外規定の段階的撤廃が決定されたことを受け、企業は60代の雇用に対して従来よりも積極的に取り組むようになったと考えられる。したがって、働く意欲がある60代が一層活躍できるような環境整備を後押しする政策の拡充が、今後ますます重要になってくると考えられる<sup>66</sup>。環境整備の具体策の一つとして、企業での継続雇用制度等の導入が拡がることが考えられるが、試算の結果から、こうした制度の存在は、人々の就業選択に大きな影響を及ぼしうることも示唆された。

2点目として、在職老齢年金制度には、少なくとも60代前半では、一定程度の就業抑制効果があった<sup>67</sup>と解釈できる。

他方、60代後半では、制度の存在の就業への影響は小さかったとの結果となったが、本稿の試算では、フルタイムとして働いた場合の期待賃金が、実際よりもやや低めに分布していることに留意する必要がある。

<sup>66</sup> 厚生労働省「平成29年就労条件総合調査」によると、定年制を定めている企業のうち、定年年齢が65歳以上の企業の割合は17.8%であった。また、定年制を定めている企業のうち、勤務延長制度があるのは20.8%、再雇用制度があるのは83.9%であった。

<sup>67</sup> この結果は、就業抑制効果を指摘するケースが大勢であった2000年代までの先行研究とも整合的である。

## 2. 今後の検討課題

本稿の分析では、2015年までのデータを用いて、60代の人々の実際の就業行動を詳細に分析することで、制度の影響などの試算を行ってきた。しかしながら、今後の社会環境の変化や制度の更なる見直しなどを通じて、就業行動への影響は本稿の試算の範囲を超えるものとなる可能性もある。また、既述の通り本稿の分析にはいくつかの改善可能性が残されている。結論をまとめるに際し、これらの点について今後の課題として整理しておきたい。

本稿では60代の就業行動を分析対象としたが、今後は、特別支給の老齢厚生年金の支給開始年齢が65歳に引き上げられることに伴い、特に60代後半、さらに70代の人々の就労行動が注目される。導入部分で述べた通り、これらの年代の人々の就労意欲は比較的高く、健康寿命も着実に伸びている。政策面での後押しと相まって<sup>68</sup>、企業も今後は従業員不足をカバーする合理的な行動の一つとして、65歳以上の継続雇用年齢の引上げに向けた環境整備が進むことが期待される。

こうした中、今後は70代までも含め、就業を続ける65歳以上の人々が増えることを前提とした、勤労に中立的な公的年金制度のあり方を考えていく必要がある。

仮に、65歳以降もフルタイムで働いていた場合、在職老齢年金制度が存在する下で繰下げ受給を選択すると、老齢厚生年金の受給額が生涯にわたり、本人の期待よりも低い水準に決定される可能性<sup>69</sup>がある。既述の通り、本稿の分析で用いたサンプルでは、在職老齢年金制度の適用により、65歳以上の老齢厚生年金が支給停止となるケースは少数にとどまる。しかしながら、潜在的な労働供給の顕在化などを通じ、60代がより長い期間活躍し、そのスキルに見合った報酬を得るようになれば、60代後半においても在職老齢年金制度により年金の支給停止の対象となるケースが増え、これまで以上に彼らの就業意欲を抑制するリスクがある。年金受給額や受給開始のタイミングと、就業形態や就業時間選択が密接につながっている現行制度を踏まえ、就業意欲のある人々の就業を促すような、勤労に中立的な制度設計に向け、今後も更なる検証<sup>70</sup>が課題と考えられる。

また、本稿で用いた中高年者縦断調査では、正確な本来年金額や年金停止額、賃金額が調査されておらず、一定の仮定の下で期待額を推計した結果などを用いている。この結果、期

---

<sup>68</sup> 人生100年時代構想会議（人生100年時代を見据えた経済・社会システムを実現するための政策のグランドデザインに係る検討を行うため、内閣総理大臣を議長として平成29年9月より開催）が平成30年6月に取りまとめた「人づくり革命 基本構想」には、65歳以上の将来的な継続雇用年齢の引上げに向けた環境整備を進めるため、高齢者雇用の多様性を踏まえた、成果を重視する評価・報酬体系を導入する企業への支援や、高齢者のトライアル雇用の促進等が盛り込まれた。

<sup>69</sup> 第1章第1節(2)③「在職老齢年金制度」参照。

<sup>70</sup> 具体的には、60代後半から70代の就業に関するデータの一層の蓄積を待って、就業行動の分析を改めて行うことなどが考えられる。

待賃金の分布が実際の賃金分布と少し乖離した結果となり、こうした乖離が様々な試算結果にも影響を及ぼしている可能性がある。また、パネルデータの期間が、キャリアの全てをカバーせず 50 代以降に限られていることから、就業選択における経路依存性<sup>71</sup>の可能性についても十分な考慮を行っていない。このため、サンプル・セレクション・バイアスなど推計上予想されるバイアスへの対応は、データが利用可能な範囲に留まっている<sup>72</sup>。こうした点は本稿の結果を解釈する上で十分留意する必要がある<sup>73</sup>ことを指摘しておきたい。

---

<sup>71</sup> 各人の現在の就業状態が、その過去の就業状態に依存して決まること。

<sup>72</sup> 経路依存性に関しては、構造型の就業選択関数では、既存研究の枠組みに倣い割引率ゼロとの強い仮定を置き考慮していないが、中高年縦断調査はパネルデータであるため、過去の就業選択の影響も勘案した、より精緻なモデルの推定も可能と考えられる。パネルデータの特徴を活かした追加的な実証分析は、今後の検討課題と考える。

<sup>73</sup> 類似する他のデータセットを用いた推計結果との比較などにより、本稿で得られた結果の頑健性を確認していくことも、今後の課題の一つと考えられる。