

〔図表 21〕 雇用労働者の有期雇用と労働時間の分布 (%)

性別		男性				女性			
		55-59		60-64		55-59		60-64	
年齢階層		2000	2004	2000	2004	2000	2004	2000	2004
調査年									
期限の定め無し	フルタイム	87.11	82.27	44.59	32.27	53.70	45.93	34.06	30.45
1年越えた期限あり	フルタイム	4.75	8.47	11.83	14.69	3.08	3.66	3.83	4.73
1ヶ月越え1年以下の期限	フルタイム	4.02	4.81	15.27	20.97	6.99	7.82	7.51	7.80
1ヶ月以下	フルタイム	0.40	0.28	0.63	0.46	0.26	0.25	0.85	0.34
期限の定め無し	短時間	1.62	1.96	10.67	10.39	19.78	25.77	33.99	33.37
1年越えた期限あり	短時間	0.16	0.58	2.51	6.19	1.96	2.18	3.22	5.86
1ヶ月越え1年以下の期限	短時間	0.62	0.96	12.07	13.20	11.55	13.18	14.14	15.21
1ヶ月以下	短時間	0.11	0.67	1.26	1.83	1.22	1.12	1.60	1.99

注：高年齢者就業実態調査（平成 12 年、平成 16 年）からの筆者の集計

〔図表 22〕 雇用契約期間別時間あたり賃金と月収

2000年

性別	年齢階層	雇用契約	時間あたり賃金(円)		月収(万円)	
			平均	標準誤差	平均	標準誤差
男性	55-59	期限の定めなし	2245.92	37.66	39.83	0.60
		1年超の有期	2560.21	571.65	34.51	1.65
		1年以下の有期	2199.31	393.42	34.09	7.26
		1ヶ月以下の有期	1547.44	235.66	21.42	2.57
	60-64	期限の定めなし	1785.27	115.49	25.32	0.69
		1年超の有期	1703.62	128.12	25.95	2.20
		1年以下の有期	2171.55	464.39	18.93	0.68
		1ヶ月以下の有期	1556.55	229.45	11.68	2.10
	65-69	期限の定めなし	1538.68	108.02	18.38	0.71
		1年超の有期	1891.48	237.48	19.05	2.11
		1年以下の有期	1559.39	189.94	17.58	2.59
		1ヶ月以下の有期	1806.34	430.74	11.56	1.19
女性	55-59	期限の定めなし	1266.13	38.58	18.11	0.46
		1年超の有期	1006.33	62.37	12.86	0.75
		1年以下の有期	907.80	31.23	9.96	0.44
		1ヶ月以下の有期	1369.83	265.23	10.70	2.41
	60-64	期限の定めなし	1094.62	58.01	12.92	0.53
		1年超の有期	1085.19	94.14	13.78	1.62
		1年以下の有期	905.89	50.94	9.47	0.51
		1ヶ月以下の有期	928.88	84.68	7.28	2.00
	65-69	期限の定めなし	1116.63	105.75	10.05	0.75
		1年超の有期	950.35	131.85	10.62	2.33
		1年以下の有期	1180.91	167.82	10.57	1.44
		1ヶ月以下の有期	1016.71	226.24	8.75	2.99

2004年

性別	年齢階層	雇用契約	時間あたり賃金(円)		月収(万円)	
			平均	標準誤差	平均	標準誤差
男性	55-59	期限の定めなし	2150.17	35.18	38.83	0.59
		1年超の有期	2282.96	131.82	39.00	1.64
		1年以下の有期	1635.12	160.09	25.78	2.26
		1ヶ月以下の有期	1367.95	84.32	12.55	1.48
	60-64	期限の定めなし	1651.37	75.16	24.09	0.90
		1年超の有期	1757.60	96.26	24.94	1.15
		1年以下の有期	1488.99	57.19	20.51	0.85
		1ヶ月以下の有期	1496.70	274.49	13.22	1.37
	65-69	期限の定めなし	1639.05	139.77	20.54	1.62
		1年超の有期	1833.99	199.90	18.81	1.97
		1年以下の有期	1898.30	336.57	15.17	1.10
		1ヶ月以下の有期	1450.95	137.29	9.60	1.22
女性	55-59	期限の定めなし	1266.64	70.69	16.85	0.59
		1年超の有期	1430.56	235.47	13.97	1.19
		1年以下の有期	1083.36	50.49	11.50	0.53
		1ヶ月以下の有期	1132.39	331.21	7.35	0.79
	60-64	期限の定めなし	1161.92	72.30	12.75	0.57
		1年超の有期	1272.05	170.98	13.52	1.04
		1年以下の有期	1186.78	114.18	10.70	0.85
		1ヶ月以下の有期	1271.91	215.60	5.82	1.42
	65-69	期限の定めなし	1141.16	119.34	10.38	0.66
		1年超の有期	1755.75	468.37	15.28	3.50
		1年以下の有期	980.64	97.03	7.83	0.64
		1ヶ月以下の有期	929.61	284.46	6.22	2.03

注：高年齢者就業実態調査（平成12年、平成16年）からの筆者の集計

（2）パート実態調査

パート実態調査では、1990年、1995年、2001年のそれぞれの個人調査で、それぞれの労働者が有期雇用であるかそうでないか、また有期雇用であるときには雇用契約期間の長さはどれほどか、を尋ねている。

ここでは、「雇用契約期間が決められていた」というケースを有期雇用と定義する²³。パート労働者の中での有期雇用の割合を、男女別・企業規模別に各年の調査で比較したものが、図表23に示されている。これによると、1990年から2001年の間、特に女性において顕著に有期雇用が増加している。1990年には、女性パート労働者の38%が有期雇用であったのが、2001年には47%が有期雇用となっている。一方、男性パート労働者については、企業規模計では、さほど大幅な有期雇用割合の増加は見られない。高齢パート労働者の有期雇用

²³ 平成7年調査と平成13年調査では有期雇用に関する設問の形式はほぼ同様であるが、平成2年に関しては少々異なる。具体的には、平成2年には、雇用契約期間が定められている場合を、「期間が定められていた」、「特定の業務が終了するまで」、「特に定められていなかった」、「わからない」から選択する形式となっていたが、その他の年の調査では、「(雇用契約期間が)決められていた」、「(雇用契約期間が)決められていない」のいずれかから選択することとなっている。平成2年の「わからない」については、ここではサンプルから除外している。

についてみると、ここでも男性にはあまり大幅な増加は見られない。女性は 27%から 40%まで増加している。パート実態調査では、パート労働者のみが調査対象になっている点が、高年齢者就業実態調査とは異なっている。企業規模別に見ると、大企業、および官公営の事業所のパート労働者の中で、特に有期雇用の割合が高くなっている。以下では、パート労働者の中での有期雇用の特徴を見るため、主として全年齢層のパート労働者について、有期雇用労働者の特徴に関する集計結果を報告する。

〔図表 23〕 有期契約の割合 (%)

男性

企業規模	1990	1995	2001
企業規模計	46.23	49.01	47.30
1000人以上	68.69	66.52	64.31
500～999人	60.52	63.94	68.31
300～499人	57.17	66.54	48.77
100～299人	49.76	50.57	50.22
30～99人	34.85	39.13	33.49
5～29人	24.25	26.51	22.75
官公営	75.28	87.79	86.02
サンプル数	[4669]	[4518]	[3747]

女性

企業規模	1990	1995	2001
企業規模計	37.91	41.30	47.38
1000人以上	62.62	67.59	75.35
500～999人	54.76	60.13	68.12
300～499人	48.17	64.06	48.90
100～299人	38.67	40.37	39.34
30～99人	22.52	23.68	26.74
5～29人	13.44	14.37	19.15
官公営	70.93	82.00	86.22
サンプル数	[26307]	[20325]	[17623]

55-64歳パート労働者の中の有期契約の割合(企業規模計)

	1990	1995	2001
55-64歳男性	55.38	53.03	56.51
サンプル数	[1949]	[1959]	[1356]
55-64歳女性	27.29	32.18	40.18
サンプル数	[2850]	[2468]	[2299]

(出所) パート実態調査からの筆者の集計

有期雇用であっても、更新の回数が多く、実質的には長期間の雇用になっている場合も考えられる。そこで、有期雇用である場合の更新回数と、雇用契約期間を掛けて、更新によって継続している期間の平均値を算出した結果が、図表 24 に示されている、これによると、規模の大きい企業の有期雇用の場合、更新して雇用が継続している期間は、中小規模の企業と比較して短いということはない。たとえば 2001 年であると、男性の更新継続期間の平均は 37 ヶ月であるが、1,000 人以上の企業ではそれが 45 ヶ月になっているし、女性の更新継続期間の平均は 56 ヶ月であるが、1,000 人以上の企業では 58 ヶ月になっている。有期雇用は大企業でかなり一般的であるが、有期であるからといって雇用継続期間が短いわけではないことがわかる。

それでは、有期雇用と社会保険加入のパターンはどのように関連しているのでしょうか。社会保険は、継続的な雇用関係にある場合のみ加入が義務付けられることになっているため、有期雇用である、もしくは有期雇用で契約期間が短い（12 ヶ月未満）場合には、制度上の社会保険への加入義務が無い場合もある。²⁴有期契約の場合に社会保険加入がそれ以外の場合と比較して低いのかどうかを確認するため、男女・雇用契約期間別に、社会保険の状況を示したものが、図表 25 に示されている²⁵。これによると、有期雇用の場合、厚生年金本人かつ雇用保険加入の割合が高くなっている。有期雇用でかつ雇用契約期間が 12 ヶ月未満の場合に限っても、期限の定めのない場合と比較して、被用者保険本人かつ雇用保険に加入している割合が低いわけではない。したがってここでの結果からは、有期雇用が被用者社会保険の加入を妨げているとはいえない。

〔図表 24〕 更新による継続就業期間（月）

企業規模	男性		女性	
	1995	2001	1995	2001
企業規模計	43.68	37.47	56.37	56.08
1000人以上	47.66	44.76	62.29	58.28
500～999人	32.24	29.22	60.18	53.95
300～499人	52.41	48.74	57.51	56.01
100～299人	42.69	37.81	48.51	59.12
30～99人	47.61	35.51	51.00	53.86
5～29人	39.27	23.24	39.11	46.90
官公営	44.33	29.06	62.39	53.01
サンプル数	[4518]	[3747]	[20325]	[17623]

(注) 更新回数が 50 回以下の場合のみを集計の対象としている。サンプルは全年齢層を含む。

(出所) パート実態調査からの筆者の集計

²⁴ たとえば雇用保険の加入義務とは、継続して 1 年以上雇用が見込まれることとなっている。

²⁵ 男性の有期雇用で雇用契約期間が 12 ヶ月未満のケースは、サンプル数が多くないため、結果を表示していない。

〔図表 25〕 有期雇用と社会保険の加入パターン (%)

女性

	社会保険		雇用契約期間		
	厚生年金＋健康保険	雇用保険	期限の定め無し	有期	有期で雇用契約期間1年未満
全年齢	厚生年金本人	1	23.39	44.78	39.40
	被用者保険被扶養	0	28.46	18.43	20.80
	被用者保険被扶養	1	11.79	15.51	16.83
	国民年金	0	17.69	8.78	10.65
	国民年金	1	6.09	5.24	5.36
	加入せず	0	9.47	4.32	4.56
			[6712]	[10900]	[4950]
55～64歳	厚生年金本人	1	28.28	53.04	47.84
	被用者保険被扶養	0	16.25	9.16	8.34
	被用者保険被扶養	1	6.99	5.68	7.63
	国民年金	0	25.38	13.20	16.91
	国民年金	1	8.69	7.01	9.13
	加入せず	0	9.00	6.47	5.88
			[1085]	[1210]	[436]

男性

	社会保険		雇用契約期間		
	厚生年金＋健康保険	雇用保険	期限の定め無し	有期	有期で雇用契約期間1年未満
全年齢	厚生年金本人	0	5.45	3.25	2.57
	厚生年金本人	1	26.07	54.39	45.30
	国民年金	0	24.92	15.76	23.53
	国民年金	1	6.97	4.55	5.26
	加入せず	0	33.90	17.08	20.48
			[1241]	[2499]	[883]
55～64歳	厚生年金本人	0	9.15	3.11	
	厚生年金本人	1	34.77	66.79	
	国民年金	0	16.88	6.56	
	国民年金	1	11.12	5.16	
	加入せず	0	22.17	10.23	
	加入せず	1	5.23	6.52	
			[365]	[989]	

(出所) パート実態調査(平成13年)からの筆者の集計

(注) 「雇用保険」の「0」のエントリーは雇用保険未加入を、「1」は加入を示す。以下の表でも同様。

IV. 非正規労働者の社会保険（厚生年金・健康保険、雇用保険）への

加入

60-64 歳の高年齢者については、雇用保険に加入している場合にのみ高年齢者雇用継続給付の支給対象になる、厚生年金に加入している場合にのみ在職老齢年金の適用になる、といった形で、雇用就業している場合の社会保険加入は社会保険給付の受給と密接に関連している。以下では、パート実態調査のデータを用い、パート労働者の被用者社会保険加入に関する考察を行う。

1. 非正規労働者の雇用保険、厚生年金・健康保険加入

高年齢者の雇用保険の加入状況については、あまり多くのことが知られてはいない。フルタイム就業であれば被用者社会保険には加入していると考えられることから、以下では高齢パート労働者の雇用保険の加入状況について、パート実態調査の個票データを用い、雇用保険加入の実態を集計する。また、厚生年金・健康保険加入と雇用保険加入には関連があることも十分に予想されるので、それらについてもあわせて考察する。その際、高齢者の加入状況の特徴を明らかにするため、若年・中年の非正規労働者との比較を行う。

2001 年のパート実態調査のデータを用いて、男女・年齢階級・配偶関係別に厚生年金・健康保険、および雇用保険の加入状況を示したものが、図表 26 である。厚生年金・健康保険の加入は、「本人」、「被扶養者」、「国民年金」、「加入せず」の 4 つの可能性があり、雇用保険は加入・未加入のいずれかであるから、合計 8 通りの場合があるが、ここでは割合が高くまた非正規労働者の社会保険加入という観点から意味のある組み合わせについて、その割合を集計した結果を示している。

女性有配偶者の特徴は、40 歳代から次第に被扶養者・雇用保険未加入の割合が減少していくことである。30 歳代の有配偶女性では、本人・雇用保険加入が 20%、被扶養・雇用保険未加入が 40%であるのに対し、55-59 歳ではそれが逆転し、本人・雇用保険加入が 40%、被扶養・雇用保険未加入が 20%になっている。

加齢によるこのような変化には、2つの要因が考えられる。1つは、被扶養・雇用保険未加入であるようなパート労働者は先に労働市場を退出するため、50 歳台後半でもパート就業を続けている労働者には、労働に対する定着度が高い個人の比重が高まることである。このことの影響を考察するには、この年齢層におけるパートへの退出・参入の影響を明らかにすることが必要になる。パート労働に新たに参入することはあまり多くはないかもしれないが、正規雇用からパート雇用への異動が生ずる可能性はあるかもしれない。

また、50 歳代後半で被扶養者の割合が低下するのは、この年齢層では夫が 60 歳に達して定年を迎える可能性が高く、そうすると第 3 号被保険者となる可能性がなくなる、といったことも考えられる。

55 歳以上男性については、「厚生年金・健保本人、雇用保険未加入」の割合が一定程度あり、この理由は必ずしも明らかでない。厚生年金・健康保険の加入要件は雇用保険よりも厳しい

ので、厳しいほうのみ加入して緩いほうには加入していない、ということは一般にはやや考え難い。実際、女性についてはこの組み合わせの割合は低い。

〔図表 26〕 男女・年齢階級・配偶関係別の年金・健康保険、雇用保険加入割合（％）

[]内はサンプル数

女性

年齢階層	年金・健康保険	雇用保険	女性全体の 分布割合	女性有配偶者 の分布割合
20～24歳	厚生年金本人	1	40.79	
	被用者保険被扶養	0	3.36	
	被用者保険被扶養	1	1.80	
	国民年金	0	25.19	
	国民年金	1	10.35	
	加入せず	0	14.62	
			[1188]	[]
25～29歳	厚生年金本人	1	45.86	28.36
	被用者保険被扶養	0	12.54	34.06
	被用者保険被扶養	1	8.38	22.76
	国民年金	0	15.10	7.92
	国民年金	1	7.65	2.38
	加入せず	0	7.14	2.29
			[1954]	[594]
30～34歳	厚生年金本人	1	33.26	19.59
	被用者保険被扶養	0	29.08	43.92
	被用者保険被扶養	1	13.36	20.23
	国民年金	0	11.21	7.25
	国民年金	1	4.40	1.33
	加入せず	0	5.88	5.68
			[1780]	[1074]
35～39歳	厚生年金本人	1	26.17	19.39
	被用者保険被扶養	0	35.88	42.91
	被用者保険被扶養	1	19.18	22.93
	国民年金	0	10.00	7.24
	国民年金	1	3.26	2.10
	加入せず	0	3.05	3.24
			[1997]	[1618]
40～44歳	厚生年金本人	1	28.15	24.49
	被用者保険被扶養	0	31.80	34.85
	被用者保険被扶養	1	22.47	24.63
	国民年金	0	8.60	8.05
	国民年金	1	3.65	3.23
	加入せず	0	3.89	3.76
			[2538]	[2223]
45～49歳	厚生年金本人	1	31.77	27.36
	被用者保険被扶養	0	30.95	35.39
	被用者保険被扶養	1	17.27	19.74
	国民年金	0	10.89	9.46
	国民年金	1	4.31	3.69
	加入せず	0	3.12	2.93
			[2629]	[2310]

女性

年齢階層	年金・健康保険	雇用保険	女性全体	女性有配偶者
50～54歳	厚生年金本人	1	36.21	33.39
	被用者保険被扶養	0	25.14	29.81
	被用者保険被扶養	1	14.26	16.91
	国民年金	0	13.29	10.97
	国民年金	1	6.65	5.31
	加入せず	0	2.33	1.46
				[2829]
55～59歳	厚生年金本人	1	40.09	39.01
	被用者保険被扶養	0	15.94	20.90
	被用者保険被扶養	1	8.00	10.49
	国民年金	0	20.93	17.30
	国民年金	1	7.72	7.55
	加入せず	0	3.52	1.85
				[1484]
60～64歳	厚生年金本人	1	34.87	32.98
	被用者保険被扶養	0	8.71	12.74
	被用者保険被扶養	1	3.63	5.30
	国民年金	0	19.64	18.48
	国民年金	1	8.55	8.67
	加入せず	0	16.20	14.11
				[811]

男性

年齢階層	年金・健康保険	雇用保険	分布割合
25～29歳	厚生年金本人	1	39.78
	国民年金	0	36.29
	国民年金	1	5.49
	加入せず	0	13.9
			[440]
55～59歳	厚生年金本人	0	6.28
	厚生年金本人	1	69.57
	国民年金	0	7.63
	国民年金	1	8.9
	加入せず	0	4.77
		[333]	
60～64歳	厚生年金本人	0	5.51
	厚生年金本人	1	45.84
	国民年金	0	12.49
	国民年金	1	7.27
	加入せず	0	19.9
	加入せず	1	8.31
		[1021]	
65～69歳	厚生年金本人	0	14.98
	厚生年金本人	1	9.61
	国民年金	0	6.67
	国民年金	1	9.44
	加入せず	0	50.26
	加入せず	1	9.03
		[453]	

(出所) パート実態調査(平成13年)からの筆者の集計

2. 労働時間・年収の基準を満たしたもとの社会保険未加入の回帰分析

鈴木・ホリオカ・安部(2005)で議論されているように、平成13年のパート実態調査では年金の加入形態が、本人・被扶養者・国民年金・加入せず、の選択肢から選ぶ形で調査されており、データとしては信頼性が高いと考えられる²⁶。被用者社会保険(厚生年金・健康保険、および、雇用保険)に加入する年収・労働時間の基準を満たしていながらも、本人として加入していない場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数を作り、年収・労働時間が加入の条件を満たしている場合に限って、条件を満たしつつも加入しない行動が、どのような

²⁶ 1990年・1995年のパート実態調査ではこの項目が「厚生年金・健保に勤務先で加入か否か」という質問であり、必ずしも精度が高いとはいえない。

属性と関連しているかをプロビット分析により検討した²⁷。結果は図表 27 に示されている。

〔図表 27〕 基準を満たしたもとの社会保険未加入のプロビット分析結果

被説明変数：基準を満たしたもとの社会保険への未加入=1、社会保険加入=0

(正規従業員との多重就労者を除く)

	女性		男性	
	厚生年金 限界効果 (標準誤差)	雇用保険 限界効果 (標準誤差)	厚生年金 限界効果 (標準誤差)	雇用保険 限界効果 (標準誤差)
有配偶ダミー	-0.066 (0.022)	0.146 (0.023)	0.006 (0.048)	-0.016 (0.051)
有期雇用ダミー	-0.131 (0.025)	-0.212 (0.021)	-0.269 (0.055)	-0.217 (0.047)
中卒	0.027 (0.038)	0.065 (0.037)	0.192 (0.075)	0.131 (0.065)
短大卒	-0.014 (0.023)	0.016 (0.026)	0.154 (0.102)	0.092 (0.111)
大卒	0.043 (0.041)	-0.033 (0.042)	0.036 (0.063)	0.023 (0.059)
年齢30~34歳	-0.033 (0.029)	0.063 (0.047)	-0.125 (0.052)	-0.194 (0.055)
年齢35~39歳	-0.051 (0.028)	0.059 (0.047)	0.027 (0.089)	-0.077 (0.081)
年齢40~44歳	-0.039 (0.028)	0.008 (0.043)	0.036 (0.089)	-0.072 (0.085)
年齢45~49歳	-0.031 (0.032)	0.018 (0.044)	-0.144 (0.046)	-0.207 (0.047)
年齢50~54歳	-0.024 (0.033)	0.008 (0.044)	-0.160 (0.044)	-0.197 (0.052)
年齢55~59歳	-0.043 (0.029)	-0.022 (0.050)	-0.173 (0.051)	-0.217 (0.059)
年齢60~64歳	0.057 (0.061)	0.013 (0.057)	-0.123 (0.065)	-0.133 (0.071)
勤続年数	-0.007 (0.002)	-0.011 (0.002)	-0.014 (0.004)	-0.012 (0.004)
労働組合加入	-0.050 (0.026)	-0.254 (0.027)	-0.187 (0.034)	-0.232 (0.046)
労働組合存在、未加入	0.019 (0.026)	-0.004 (0.025)	-0.017 (0.045)	0.094 (0.050)
卸売小売飲食店業	0.029 (0.023)	0.168 (0.023)	0.095 (0.067)	0.212 (0.071)
サービス業	0.015 (0.021)	0.104 (0.021)	0.031 (0.050)	0.150 (0.050)
運輸通信業	-	-	0.025 (0.064)	0.140 (0.067)
電気ガス水道業	-	-	-0.097 (0.061)	0.119 (0.098)
企業規模1000人以上	0.044 (0.038)	-0.026 (0.039)	-0.085 (0.064)	0.068 (0.093)
企業規模500~999人	0.008 (0.038)	-0.052 (0.044)	0.189 (0.106)	0.182 (0.120)
企業規模300~499人	0.069 (0.054)	-0.028 (0.045)	0.054 (0.103)	0.189 (0.117)
企業規模100~299人	0.120 (0.052)	0.024 (0.041)	-0.008 (0.067)	0.099 (0.088)
企業規模30~99人	0.120 (0.053)	0.079 (0.042)	0.045 (0.080)	0.204 (0.095)
企業規模5~29人	0.200 (0.070)	0.152 (0.046)	0.167 (0.112)	0.465 (0.102)
最低賃金ランクA	0.076 (0.045)	0.243 (0.037)	0.176 (0.071)	0.254 (0.075)
最低賃金ランクB	0.018 (0.037)	0.144 (0.035)	0.046 (0.070)	0.083 (0.078)
最低賃金ランクC	0.014 (0.038)	0.110 (0.034)	-0.022 (0.059)	0.126 (0.077)
サンプル数	4338	10430	1238	1714
サンプル未加入割合	0.1476	0.3653	0.2825	0.3274
予想確率(at x-bar)	0.0994	0.3400	0.2040	0.2769
対数尤度	-1464.67	-5925.33	-502.34	-816.18

²⁷ ここでは、年収の基準が満たされているかどうかをチェックするために、前年のパート年収を用いる。したがって、前年年収が欠損値であるかゼロである場合は、前年にパートとして働いていないか、働いていたとしても年収は不明なので、以下の分析のサンプルから除外した。

(注) 女性は、年齢 25・64 歳、製造業・卸売小売飲食店業・サービス業で働くパート労働者のサンプル。男性は、年齢 25・64 歳、製造業・卸売小売飲食店業・サービス業・運輸通信業・電気ガス水道業で働くパート労働者のサンプル。集計はサンプリングウエイトでウエイト付けされている。正社員とパートの多重就労者はサンプルから除かれている。年齢のベースグループは 25・29 歳。産業のベースグループは製造業。最低賃金ランクのベースグループはランク D。

(出所) パート実態調査 (平成 13 年) からの筆者の推計

以下では、有配偶ダミーの係数に特に注目する。一般的には、雇用保険は個人単位の加入に限られる一方、年金や健康保険は第 3 号被保険者・被扶養者という制度を通じて夫婦単位の加入になることから、有配偶女性の加入は後者で少なくなることが予想される。ところが、厚生年金・健保加入の労働時間・年収の基準を満たしたという条件付であると、かえって有配偶者のほうが被用者の厚生年金・健康保険に未加入となる確率が低くなっている。その一方で、雇用保険の場合は、基準を満たした場合の未加入は、有配偶のほうが高くなっている。このように、労働時間や年収の基準を満たした場合、有配偶であることが被用者年金・健保への加入を妨げるとはいえず、その一方で配偶関係と本来無関係と予想される雇用保険加入が無配偶者と同等に行われているという結果にはならなかった。

この理由の一つは、雇用保険の労働時間・年収の基準は緩く、したがってパート労働者の 85～90%程度がこの基準を満たすことが考えられる。一方、厚生年金・健康保険については、基準を満たす労働者の割合は女性では 28%に過ぎない²⁸。ただし一般的には、厚生年金への加入回避と雇用保険への加入回避を比較すると前者への加入回避のほうがより深刻と考えられる場合もあり、個人ベースの個票データでそのような傾向が見られないことは注目すべき傾向といえるかもしれない。

男性については、高齢パート労働者ほど雇用保険の未加入が少ない。25・29 歳のベースグループと比較して、50・64 歳では限界効果にしておおむね 20 ポイント程度の加入回避の下落が見られる。そもそも高齢男性パート労働者は、若年男性パート労働者と比較して、パートであっても比較的“安定した仕事”に就いているのかもしれない。さらに、60・64 歳での高年齢者雇用継続給付は雇用保険に加入している場合のみに給付がなされることが一部影響している可能性もある。また、有期雇用ダミーの係数は負であり、統計的にも有意である。したがってここからは、有期雇用であると未加入になりやすいというパターンは見られない。

労働組合に加入している労働者は厚生年金・健康保険、雇用保険ともに、未加入率が低下する。この効果は特に男性で大きな限界効果が出ている。産業別では、卸売小売飲食店業で働くパート労働者で未加入が高くなっている。企業規模別では中小企業ほど未加入が多く、また最低賃金ランクでは A ランク地域 (東京・神奈川・大阪) で未加入が高くなっている。継続した雇用が見込まれない場合には、社会保険に加入することが義務付けられないので、有期雇用でなく、雇用契約期間が 12 ヶ月より長いサンプルに限って回帰分析を行った。結果は図表 28 に示されている。推計値の値は、企業規模の係数に一部大きく変化する場合があることを除き、すべてのパート労働者を対象にした図表 27 の結果と似通っている。したがって、年収・労働時間の基準を満たしたもとの、労働者の属性が未加入行動へ与える影響は、形式上長期雇用が見込まれる形の雇用であるか否かにあまり影響を受けていない。

²⁸ ただし男性パート労働者では、この割合が 63%となっている。

〔図表 28〕 基準を満たしたもとの社会保険未加入のプロビット分析結果

被説明変数：基準を満たしたもとの社会保険への未加入=1、社会保険加入=0

(正規従業員との多重就労者を除く、期限のある雇用で契約期間が12ヶ月未満の雇用者を除く)

	女性		男性	
	厚生年金 限界効果 (標準誤差)	雇用保険 限界効果 (標準誤差)	厚生年金 限界効果 (標準誤差)	雇用保険 限界効果 (標準誤差)
有配偶タミー	-0.093 (0.031)	0.152 (0.029)	0.007 (0.055)	-0.019 (0.058)
中卒	0.038 (0.052)	0.067 (0.041)	0.201 (0.080)	0.150 (0.070)
短大卒	-0.012 (0.031)	0.024 (0.031)	0.324 (0.130)	0.107 (0.113)
大卒	0.058 (0.054)	-0.030 (0.054)	0.061 (0.073)	0.078 (0.071)
年齢30~34歳	-0.022 (0.045)	0.081 (0.057)	-0.106 (0.073)	-0.160 (0.070)
年齢35~39歳	-0.037 (0.049)	0.072 (0.055)	0.092 (0.127)	0.008 (0.114)
年齢40~44歳	-0.047 (0.039)	0.017 (0.052)	0.183 (0.129)	0.127 (0.139)
年齢45~49歳	-0.006 (0.051)	0.047 (0.052)	-0.124 (0.067)	-0.158 (0.066)
年齢50~54歳	-0.008 (0.051)	0.030 (0.054)	-0.166 (0.058)	-0.177 (0.063)
年齢55~59歳	-0.026 (0.047)	-0.003 (0.061)	-0.184 (0.061)	-0.158 (0.077)
年齢60~64歳	0.074 (0.075)	-0.005 (0.064)	-0.128 (0.071)	-0.123 (0.078)
勤続年数	-0.008 (0.002)	-0.011 (0.002)	-0.011 (0.004)	-0.010 (0.004)
労働組合加入	-0.101 (0.029)	-0.265 (0.037)	-0.220 (0.035)	-0.240 (0.046)
労働組合存在、未加入	0.018 (0.035)	-0.038 (0.030)	0.027 (0.054)	0.095 (0.051)
卸売小売飲食店業	0.056 (0.031)	0.191 (0.027)	0.104 (0.076)	0.236 (0.082)
サービス業	0.018 (0.029)	0.113 (0.024)	0.012 (0.055)	0.130 (0.056)
運輸通信業	-	-	0.076 (0.080)	0.185 (0.081)
電気ガス水道業	-	-	-0.163 (0.050)	0.060 (0.115)
企業規模1000人以上	0.054 (0.055)	0.079 (0.051)	-0.099 (0.074)	0.110 (0.117)
企業規模500~999人	0.033 (0.062)	0.043 (0.059)	0.066 (0.101)	0.021 (0.115)
企業規模300~499人	0.122 (0.077)	0.108 (0.057)	0.187 (0.141)	0.341 (0.135)
企業規模100~299人	0.192 (0.067)	0.204 (0.049)	0.017 (0.086)	0.167 (0.115)
企業規模30~99人	0.189 (0.066)	0.260 (0.047)	0.107 (0.097)	0.309 (0.116)
企業規模5~29人	0.311 (0.080)	0.349 (0.046)	0.329 (0.124)	0.612 (0.092)
最低賃金ランクA	0.096 (0.054)	0.267 (0.041)	0.181 (0.078)	0.231 (0.083)
最低賃金ランクB	0.020 (0.046)	0.137 (0.040)	0.062 (0.084)	0.047 (0.088)
最低賃金ランクC	0.015 (0.048)	0.105 (0.039)	-0.031 (0.072)	0.056 (0.086)
サンプル数	3186	7545	963	1303
サンプル未加入割合	0.1750	0.4022	0.2881	0.3220
予想確率(at x-bar)	0.1357	0.3863	0.2298	0.2787
対数尤度	-1256.79	-4530.85	-430.35	-628.22

(注) 女性は、年齢 25-64 歳、製造業・卸売小売飲食店業・サービス業で働くパート労働者のサンプル。男性は、年齢 25-64 歳、製造業・卸売小売飲食店業・サービス業・運輸通信業・電気ガス水業で働くパート労働者のサンプル。集計はサンプリングウェイトでウェイト付けされている。正社員とパートの多重就労者はサンプルから除かれている。年齢のベースグループは 25-29 歳。産業のベースグループは製造業。最低賃金ランクのベースグループはランク D。2001 年の最低賃金のランク別都道府県は下表の通り。

ランク A	東京、神奈川、大阪
ランク B	栃木、埼玉、千葉、長野、静岡、愛知、滋賀、京都、兵庫、広島
ランク C	北海道、宮城、福島、茨城、群馬、新潟、富山、石川、福井、山梨、岐阜、三重、奈良、和歌山、岡山、山口、香川、福岡
ランク D	青森、岩手、秋田、山形、鳥取、島根、徳島、愛媛、高知、佐賀、長崎、熊本、大分、宮崎、鹿児島、沖縄

(出所) パート実態調査 (平成 13 年) からの筆者の推計

V. 結論

本章第 3 部における分析で得られた主な結論は以下のとおりである。まず、男性高齢者の就業率には、60 歳付近で比較的大きな下落が見られる。女性については、失業率の要因はあまり大きくなく、また 60 歳における労働力率の低下も男性ほど大幅ではない。

男性については、55-59 歳での就業率が近年上昇した反面、60-64 歳での就業率が低下している。これは、ライフサイクルの視点から見ると、50 歳代後半で就業が増えるが 60 歳台では減少するという、一種の通時代替が生じているとも解釈できる。このことがどの程度一般的に成立しているかを確認することは、今後の重要な研究課題であるといえよう²⁹。高齢化・長寿化に伴って引退年齢が上昇することは、ライフサイクル仮説からは自然な帰結であるが、上記のような事実は、現実が必ずしもライフサイクル仮説のように推移してきていない可能性を示唆する。女性の労働力率は、55-59 歳までは上昇してきているものの、60-64 歳での労働力率はほとんど一定のままである。このため女性でも、55-59 歳から 60-64 歳にかけての低下幅は大きくなるという状況が生じている。

第 2 に、就業構造基本調査の集計データ、高齢者就業実態調査の公表集計データおよび個票データ、パート実態調査の個票データの集計により、パート就業が高齢者の中でも増加していることが確認できた。特に、有期雇用の増加および有期雇用労働者の特徴については、既存研究ではあまり注目されていなかったと思われる。高齢者就業実態調査によれば、有期雇用は 60-64 歳の男性で増加しており、彼らの賃金は期限の定めのない雇用者と比較して低くなく、また、労働時間も長いことがわかった。女性の場合、短時間労働者が男性に比較して多く、また期限の定めのない短時間労働者も多かった。有期雇用は、大企業において特に多いことも確認された。

第 3 に、高齢者就業実態調査の個票を用いた分析により、以下のことがわかった。まず

²⁹ とりわけ、これらは学歴等の個人属性をコントロールしていない集計であり、その意味ではライフサイクルでの労働供給推移パターンを擬似できているかどうかは、別のデータで確認される必要があるだろう。

高齢就業者の労働時間は、1992年から2004年の間に、大幅な時間短縮が生じていた。これは、パート雇用・有期雇用が高齢労働者の間で増加していることと強く関連していると思われる。有期雇用契約の状況を見ると、男性のほうが女性よりも、高齢雇用労働者の中に占める「期限の定めのない雇用契約」の割合が低くなっている。さらに、男性については、2000年から2004年の間に有期雇用契約が増加している。男性の有期雇用契約の場合、労働時間は長い場合が多い。また、有期契約と期限の定めのない契約の場合の時間あたり賃金を比較すると、有期契約での賃金が低いという状況は見られなかった。

第4に、パート実態調査の個票の集計結果から、以下のことがわかった。まず、パート労働者の中では、大企業や官公営の事業所に勤務する場合に有期雇用契約が多いことがわかった。また、有期契約は被用者社会保険への加入を妨げているという傾向は見られなかった。また、有期契約の場合でも、更新を重ねることによる就業継続期間の平均は、男性で40ヶ月程度、女性では56ヶ月程度であり、短いとはいえない。

第5に、加齢と被用者社会保険加入、とりわけ年収・労働時間の条件を満たしたもとの未加入の実態について検討するため、パート実態調査の個票を用いて検討を行った。その結果、年収・労働時間の条件を満たしている場合であれば、女性有配偶パート労働者の厚生年金の未加入が無配偶者と比較して多いとはいえないこと、また、むしろ雇用保険において有配偶者の未加入が多いことなどがわかった。被用者社会保険は継続して雇用が見込まれる場合に加入が義務付けられているが、期限の定めのない雇用契約を結んでいるパート労働者と有期雇用で契約期間が長いパート労働者に限定した場合でも、未加入のパターンには大きな違いは無かった。

本章第3部の分析は、高年齢労働者の中でパート就業や有期雇用等の非正規雇用が近年増加していることを示した。このことは、制度的要因が高齢者の就業に与える影響の分析、とりわけ在職老齢年金や高年齢者雇用継続給付が就業に与える影響の分析に対して、一定の含意を持つと考えられる。在職老齢年金制度は厚生年金に加入する週間労働時間30時間以上の場合にのみ適用になる。また、高年齢者雇用継続給付は、雇用保険加入者のみに適用になるが、雇用保険加入の条件の一つは、週間労働時間が20時間以上であることである。男性高齢者の中でも短時間就業や非正規就業が増加したことは、これらの制度の政策評価に際し、高齢者の労働時間選択に関して従来の分析とは異なるモデル化が必要とされる可能性を示唆するかもしれない。

参考文献

- 安部由起子(1998) “1980-1990年代の男性高齢者の労働供給と在職老齢年金制度” 日本経済研究 36, pp.50-82
- 小川 浩(1997) “年金が高齢者の就業行動に与える影響について” 年金制度の改革が就業引退行動に及ぼす影響に関する研究、日本労働研究機構
- 鈴木亘、チャールズ・ユウジ・ホリオカ、安部由起子(2005) 家計の経済行動に関する影響、『家計の効用・行動の視点、地域経済への効果等を踏まえた公的年金の役割及び改革に関する実証的研究』第2章、厚生科学研究政策科学推進研究事業平成16年度総括研究報告書 (財)年金総合研究センター, 92-100
- 清家 篤(1993) 「高齢化社会の労働市場」、東洋経済新報社
- 清家 篤・山田篤裕(2004) 高齢者就業の経済学 日本経済新聞社
- 永瀬伸子(2003) 「非正規雇用と社会保険」非典型雇用労働者の多様な就業形態 - 「就業形態の多様化に関する総合実態調査」等による実証分析- 日本労働研究機構 調査研究報告書 No.158 142-168
- 三谷直紀(1997) 企業内賃金構造と労働市場 勁草書房

第3章 地域経済に対する影響（将来推計）

溝端 幹雄

<要旨>

本章では、国立社会保障・人口問題研究所による都道府県の将来推計人口のデータを用い、今後、公的年金の給付と負担が地域経済にどのような影響を及ぼしていくのかについて、2030年までの将来推計を行った。結果は以下の通りである。

年金給付額が県民所得に占める比率は、全県合計で2005年は10.6%、2010年は11.2%、2018年には12.5%とピークを迎えるが、その後はやや下がり、2030年では11.7%となった。昨年度の研究と同様に、給付額の比率は南関東、東海・関西といった大都市圏で相対的に低く、その他の地域で相対的に高い傾向がみられた。しかし、埼玉や千葉、茨城、奈良などの大都市近郊圏に関しては、他の地域以上に急速な比率の上昇が見られ、今後はこうした地域に占める高齢者所得の影響度がより高まるものと示唆される。年金給付額による県内産出額への影響を試算した結果は、全県単純合計では2005年は3.08%、2020年は3.54%と上昇傾向にあるが、2030年は3.34%と減少する。高齢者比率などと同様に、南関東、東海・関西といった大都市圏で相対的に低く、その他の地域で相対的に高い傾向にある。

一方、年金保険料が県民所得に占める比率は、全県合計で2005年は5.86%、2010年は6.52%、2020年は7.94%、2030年には8.25%となった。全体的に上昇しており、特に南関東、関西、北越、そして四国などで相対的に比率の上昇が大きい。年金保険料による県内産出額への影響を試算した結果は、全県単純合計では2005年は1.14%、2020年は1.54%、2030年は1.60%である。

年金給付と年金保険料の比率を地域別にみると、公的年金からのネットの受け取りについては地域間でその格差が縮小していると言える。さらに、年金給付と年金保険料を併せ見た県内算出額への影響を試算した結果は、全県単純合計では2005年は3.07%、2020年は3.52%、そして2030年は3.33%とやや上昇するが、引き続き、年金の経済効果における地域間格差は続くものと考えられる。

都道府県ごとに高齢者比率に大きな相違があるように、今後も県民所得に占める年金給付額及び年金保険料徴収額の割合に相違がある点は、昨年度の研究結果と同様である。さらに、公的年金の経済効果は高齢者人口が相対的に増える地域を中心に、今後、拡大傾向にあると言えるが、経済効果の地域間格差については特に変化は見られず、今後も経済効果のばらつきは存在する。つまり、今後の急速な高齢化が進む中で、地域の人口構造や産業構造の違いを反映すれば、公的年金による経済的影響は全国で一様というわけではない、と考えられる。

I. 「地域経済に対する影響」の研究目的：再訪

年金を地域的な観点から分析する意義には、人口構造や産業構造の地域間での相違が挙げられる点は、昨年度の研究でも触れた通りである。しかし、それら地域間の相違が時間を通じてどのように変化していくのかという点は、前回では特に触れなかった。さらに、昨年度は1995年と2001年という過去のデータを用いた分析であったことから、今後の政策立案において必要となる動的な視点に触れておらず、年金を「地域」という新しい視点から考察するメリットを十分に享受できない面もあった。

そこで本研究では、国立社会保障・人口問題研究所が公表している『都道府県の将来推計人口（平成14年3月推計：以下、将来人口推計）』のデータを用い、地域毎に異なる人口構造の動的な変化を勘案し、年金の地域経済への効果について新たなインプリケーションが得られるのか、従来のアグリゲートされた分析では明らかにされなかった年金給付や負担の将来像に関して新たな視点を加えることが出来るのか、将来推計による分析を試みた。

ただし、地域間の産業構造の動的な変化を推計するのは難しいため、ここでは最新の産業連関表を用い、現在から2030年までは産業構造の変化がないとの仮定に基づき、波及効果を暫定的に推計するだけにとどめていることには留意されたい³⁰。

II. 年金の都道府県別経済効果：将来推計による試算結果

1. 都道府県別高齢者比率と生産年齢人口比率

図表1および図表2には、都道府県別に見た総人口に対する高齢者比率と生産年齢人口を描いている。昨年度の研究では、高齢化の進行は全国均等でなく、地域によって高齢化の度合いに格差が存在することが明らかとなったが、この傾向は2030年までの将来推計によるデータでも変わりはない。しかし、高齢化比率の地域間での格差の程度は変動しつつも、今後は次第に縮小していくことがわかる。これは、将来推計の仮定に依存する部分も多いのである程度留保してみる必要はあるが、今後、首都圏や関西圏では「団塊の世代」と呼ばれる1947年～49年に生まれた世代が、大量に高齢者となることと関係しているものと考えられる。

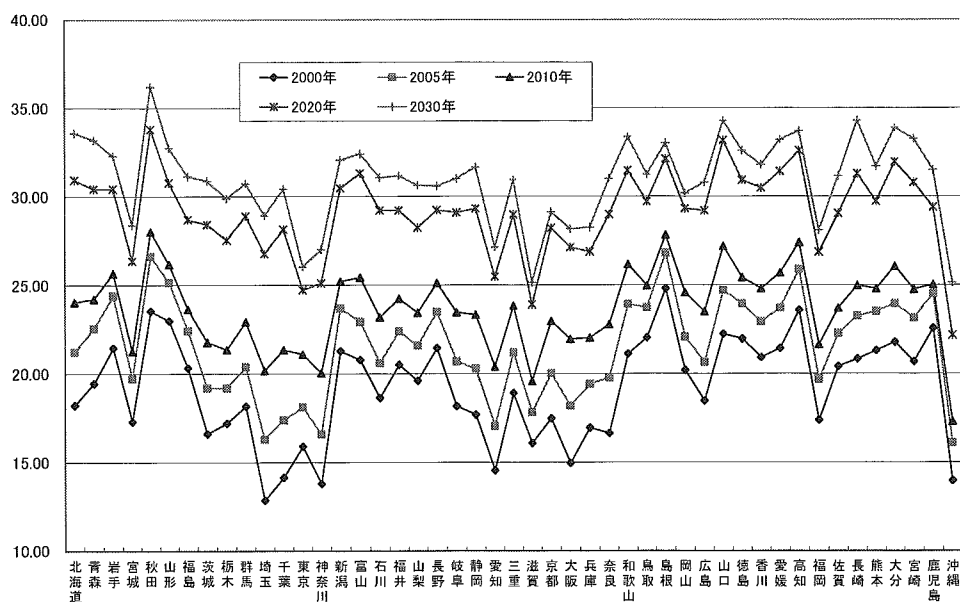
都道府県別にみると2005年において高齢者比率が最も高いのは、島根（26.8%）、次いで秋田（26.6%）、高知（25.9%）、山形（25.2%）、山口（24.8%）となっているが、25年後の2030年では秋田（36.2%）の高齢者比率が最も多くなり、次いで長崎と山口（34.1%）、大分（33.9%）、高知（33.7%）、北海道（33.6%）と変化していくのがわかる。一方、2005年で生産年齢人口が最も高いのは、埼玉（70.0%）、次いで神奈川（68.8%）、千葉（68.7%）、東京

³⁰ そもそも、産業連関表はレオンチェフ型生産関数を想定しているもので、コブ・ダグラス型生産関数のような生産要素間の代替性が全くないこと、そのため投入係数が一定であるような短期分析を念頭においていること、には注意すべきである。しかし、こうした点を踏まえつつも、地域間での異質性の一つである産業構造の違いを踏まえた生産の波及効果が推計できる点で、地域経済の分析には大きなメリットがあると考えられる。

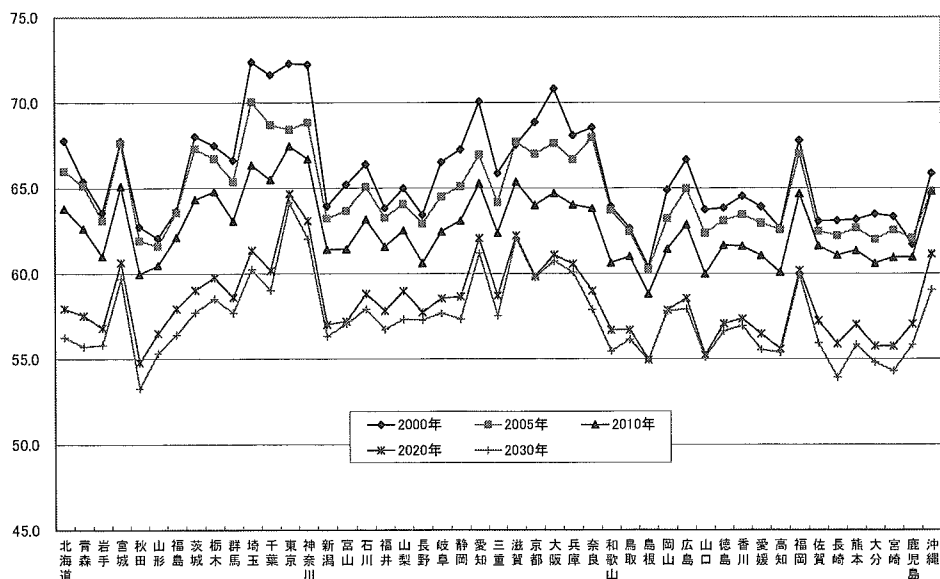
(68.4%)、奈良(68.0%)となっているが、2030年推計でみるとその比率は東京(64.0%)が最も高く、次いで滋賀(62.1%)、神奈川(62.0%)、愛知(61.2%)、大阪(60.7%)と変化していく様子が分かる。

また、全都道府県とも2005年から2030年にかけて高齢者比率が上昇し、一方で生産年齢人口比率は低下していく。その中でも特筆すべきは、両者の動きが2010年から2020年の10年間で最も激しくなることである。これは先述のように、「団塊の世代」が生産年齢人口から退出し、65才以上人口である高齢者人口に含まれてくることによるものと考えられる。

〔図表1〕 都道府県別高齢者比率（2000年～2030年、単位％）



〔図表2〕 都道府県別生産年齢人口比率（2000年～2030年、単位％）



(資料) いずれも、国立社会保障・人口問題研究所『都道府県の将来推計人口（平成14年3月推計）』より作成。

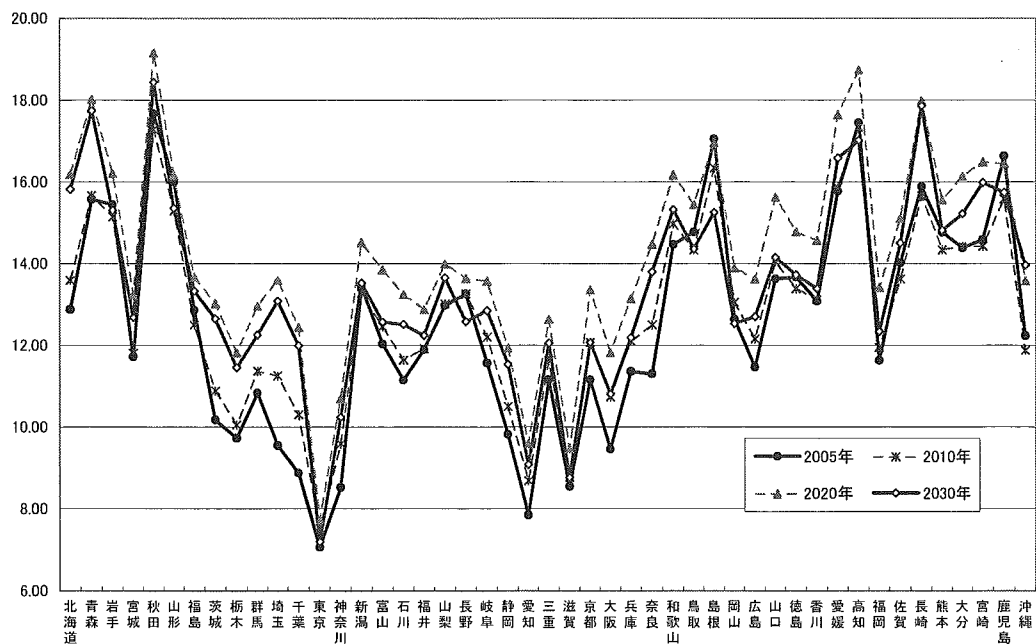
2. 年金給付が地域経済に与える影響

年金給付額が県民所得に占める比率は、全県合計で2005年は10.6%、2010年は11.2%、2018年には12.5%とピークを迎えるが、その後はやや下がり、2030年では11.7%である。これは、2020年頃までは県民所得の成長率以上に年金給付額の伸びが大きくなることを表す³¹。高齢者比率と同様、年金給付額の対県民所得比は南関東、東海・関西などの大都市圏で相対的に低く、その他地域で相対的に高い傾向にある点は、昨年度の結果と同じである。

都道府県別にみると、2005年において年金給付額の対県民所得比は高い順に、秋田(17.7%)、高知(17.5%)、島根(17.1%)、鹿児島(16.6%)、山形(16.0%)となっている。しかし、全県ベースでピークを迎える2018年では高い順に、秋田(19.0%)、高知(18.9%)、青森(17.8%)、長崎・愛媛(17.7%)が、2030年になるとその順序は、秋田(18.4%)、長崎(17.9%)、青森(17.8%)、高知(17.0%)、愛媛(16.6%)と変化していく。

一方、2005年において年金給付額の対県民所得比が最も低いのは東京(7.1%)で、次いで愛知(7.9%)、神奈川(8.5%)及び滋賀(8.6%)、千葉(8.9%)の順になっている。これが2018年には低い順に、東京(7.9%)、次いで滋賀(9.6%)、愛知(9.7%)、神奈川(10.9%)、栃木(11.7%)が、2030年にはさらに東京(7.2%)、次いで滋賀(8.8%)、愛知(9.1%)、神奈川(10.2%)、そして大阪(10.8%)の順に低くなっている。

〔図表3〕年金給付額が県民所得に占める比率（2005年～2030年、単位%）



こうした変化の中でも特徴的なのは、埼玉や千葉、茨城、奈良などの地域で他の地域以上に急速な比率の上昇が見られることである。2005年と比率のピークを迎える2018年とのポ

³¹ 後述するように、推計に使用した県民所得の各年の将来成長率は、厚生労働省『平成16年財政再計算結果』の経済前提に使用されている「名目賃金上昇率」と国立社会保障・人口問題研究所『将来推計人口』にある「都道府県別推計人口の増加率」を足し合わせたものである。そのため、将来推計の姿はこれら仮定値に依存していることをお断りしておく。