

その他をしており、この1年間に仕事を探したり開業準備をしたことがある者

2. 4 若年層は独立生計が可能か

女性の場合、男性と異なり、年齢が上昇して正社員への参入が可能となっていないこと、また高卒は特に正社員に参入しにくいことが示された。そこで年収をみてみたが、世帯主の妻でない女性の年収は、33-34歳層で、高卒者はわずか平均171万円である。世帯主の妻がない男性の268万円の64%である。高卒女性の33-36歳の有配偶率は73%であり、短大73%、大卒71%とほとんどかわらず有配偶率は若いコホートほど低下傾向にある。

1990年代後半から労働市場に出た若年層の低収入の問題は、婚姻率の低下により（親が健在なうちは2人、3人暮らして規模の経済を享受できるものの、その後親が不健康、あるいは、本人が一人暮らしとなることが予見されるため）いよいよ顕在化していくものと思われる。

表2-10 33-34歳時点での年収

	男性33-34歳、2006年度			女性33-34歳、2006年度		
	高卒	短大卒	大卒	高卒	短大卒	大卒
無配偶の比率	41.0%	40.7%	39.5%	42.2%	37.6%	37.4%
年収平均	359	404	491	113	149	217
(無配偶)	268	329	383	171	250	343
正社員年収平均	407	429	527	267	329	398
(無配偶)	348	377	446	266	321	399
派遣社員年収平均	224	237	315	175	188	252
(無配偶)	218	237	289	180	215	319
正社員比率	72	78	84	22	29	35
(無配偶)	61	74	73	35	55	60

3. 労働力調査の3時点マッチングにより新たに明らかになった記述的な知見について

3. 1 就業、失業、無業状態の変化（従来の1ヶ月単位マッチング）

2時点のマッチングの分析は太田・照山（2003）で行われているが、2003年以後の状況について示す。

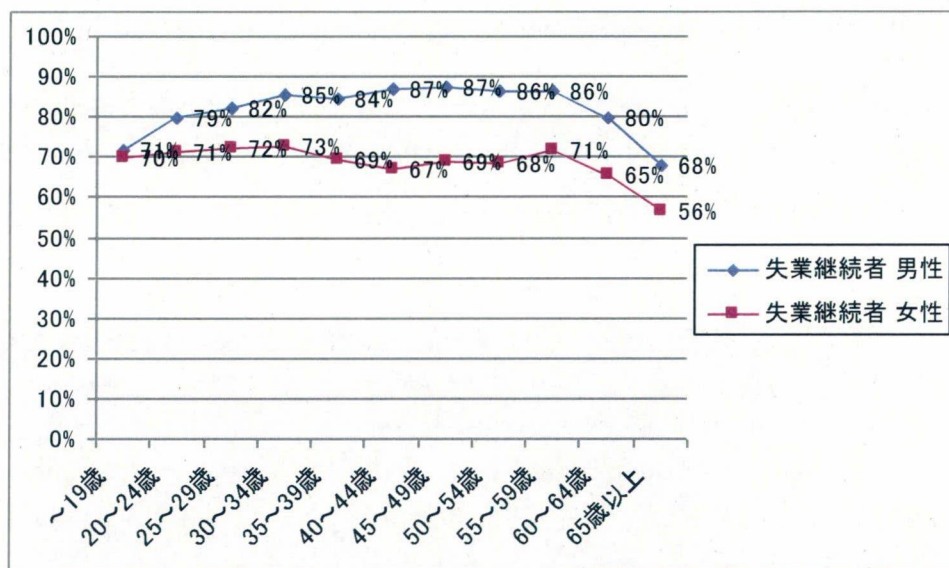
① 失業者は1ヶ月後にどの程度失業に残るか、就業や非労働力化するか。

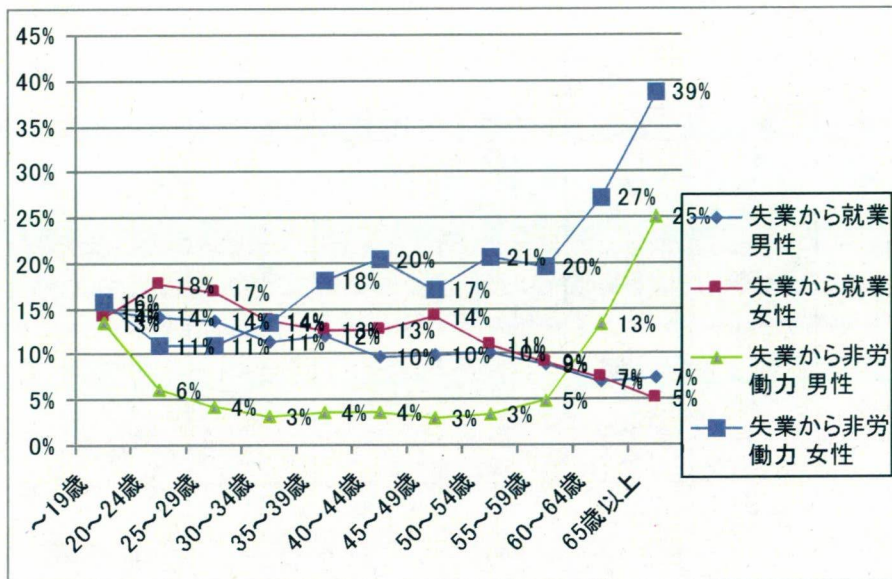
男性は8割、女性は7割が失業に残っている。仕事に就くという形で1ヶ月後に失業から退出するのは、平均で男性が11%、女性が13%と女性の方がやや高い。また20歳代、30歳代、40歳代と、10歳階級別に見ると、若いほど就業化しやすいが、とはいえ、54歳までは、どの年齢層も10%以上20%未満である。

求職活動を諦める割合は男性が7%、女性が17%である。40歳代、50歳代の女性の2割は、前月求職活動をしていても今月は行っていない。男性も60歳代以上となると、失業が引退のきっかけとなっており、たとえば65歳以上になると前月求職活動をしていても4人に1人は今月は求職活動をしていない。

表2-1 1年2か月目→1年2か月目 (1カ月での就業状況変化、1年1ヶ月目が2002年1月～2006年7月)

	失業継続者		失業から就業		失業から非労働力	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
～19歳	71%	70%	15%	14%	13%	16%
20～24歳	79%	71%	14%	18%	6%	11%
25～29歳	82%	72%	14%	17%	4%	11%
30～34歳	85%	73%	11%	14%	3%	14%
35～39歳	84%	69%	12%	13%	4%	18%
40～44歳	87%	67%	10%	13%	4%	20%
45～49歳	87%	69%	10%	14%	3%	17%
50～54歳	86%	68%	10%	11%	3%	21%
55～59歳	86%	71%	9%	9%	5%	20%
60～64歳	80%	65%	7%	7%	13%	27%
65歳以上	68%	56%	7%	5%	25%	39%
年齢計	82%	70%	11%	13%	7%	17%





3. 2 1年単位での就業、失業、無業状態の変化 (今回はじめて行ったマッチング)

3. 2. 1 失業状態からの変化

1年単位での失業状態からの変化は、今回の調査票改正ではじめて可能となったものである。これを見ると、表3-2のとおり、失業継続は男性が42%、女性が25%であり、男性の方が2倍近く失業にとどまっている。4割というのはかなり深刻な数字である。その原因は、就業化が男性41%、女性48%と、女性の方が比較的容易に仕事に移行していることがある。またそれ以上に、求職活動をやめるという形での非労働力化が男性17%に対して女性が26%と高いことが、女性の長期失業を下げている。女性は54歳層までを見ると、ほぼ半数は、1年後に仕事についている。男性はこの数字は4割程度とやや低い。また女性を見ると25歳以上は25-30%程度が求職活動をあきらめるのに対して、男性は1割程度しかあきらめない。ただし60-64歳層を見ると、1ヶ月後に求職活動をあきらめる者は、13%だが、1年後になると40%となり(50-59歳層は、5%が18%)、年金年齢が近づくと男性も失業をきっかけとして引退をする可能性が高まる。

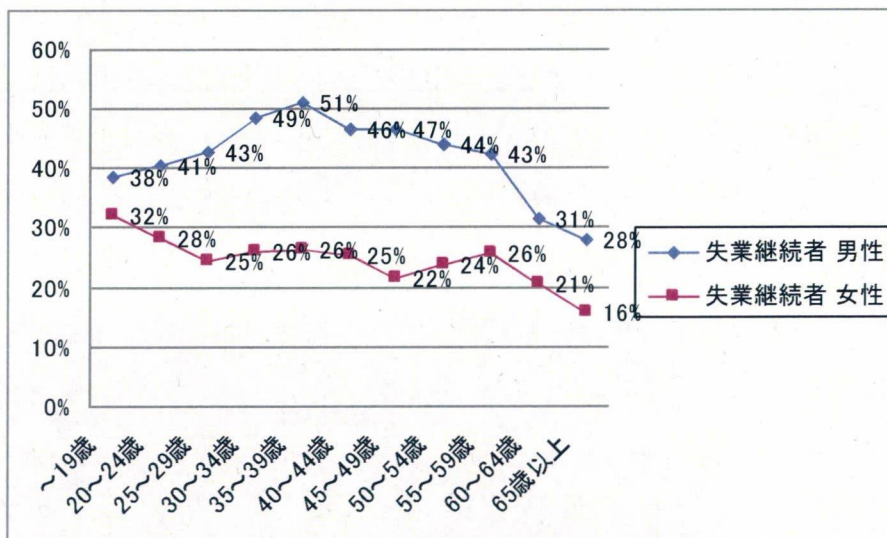
なお長期失業は、男性30-35歳でもっとも高い。これは就業化がやや落ちるためである。

参考として、特定調査票の失業期間分布を掲載した(表2-3)。これは階級値の中央値をとり(2年以上については26ヶ月を便宜的に入れた)、ある1時点の調査での平均の失業期間を示したものである。これによれば、20歳代よりも30歳代以上の失業期間は平均的に長い。また特に男性40歳代の失業期間が長いものとなっている。しかし1年後の変化については、確かに20歳代の就業率は最大で10%ポイントほど高いとはいえ、1年後の就業率についての年齢別の差異はそれほど大きくはないことも注目すべき点かもしれない。

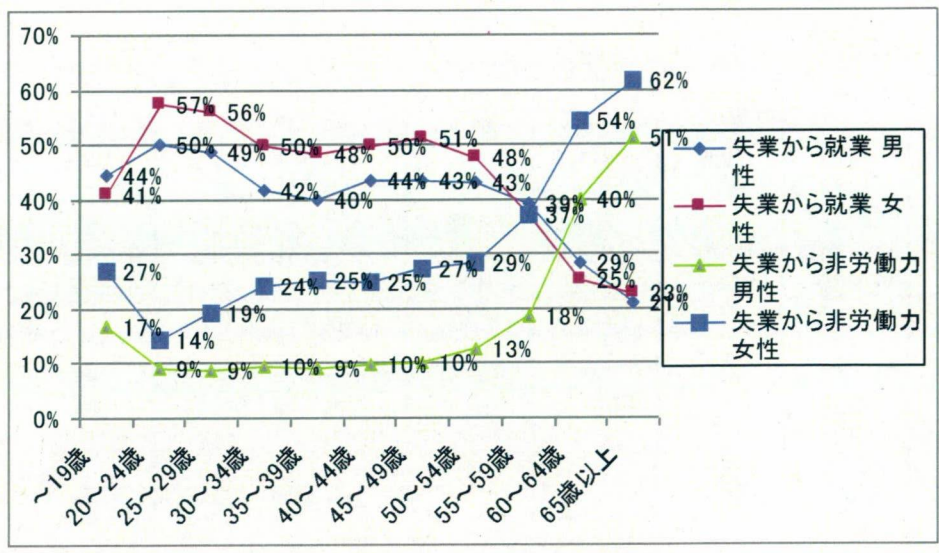
表3-2 1年2か月目 → 2年2か月目（1年間での失業者の就業状況変化、1年1ヶ月目が2002年1月～2006年7月）

	失業継続者		失業から就業		失業から非労働力	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
～19歳	38%	32%	44%	41%	17%	27%
20～24歳	41%	28%	50%	57%	9%	14%
25～29歳	43%	25%	49%	56%	9%	19%
30～34歳	49%	26%	42%	50%	10%	24%
35～39歳	51%	26%	40%	48%	9%	25%
40～44歳	46%	25%	44%	50%	10%	25%
45～49歳	47%	22%	43%	51%	10%	27%
50～54歳	44%	24%	43%	48%	13%	29%
55～59歳	43%	26%	39%	37%	18%	37%
60～64歳	31%	21%	29%	25%	40%	54%
65歳以上	28%	16%	21%	23%	51%	62%
年齢計	42%	25%	41%	48%	17%	26%

1年後の失業継続、性別、年齢階級別傾向



失業者の1年後の就業化と無業化の年齢階級別、性別傾向



(参考) 表3-3 特定調査票による1時点のストックとしての失業期間分布

	男性、54歳以下					女性、54歳以下				
	200403	200503	200603	200703	平均	200403	200503	200603	200703	平均
～19歳	6.9	8.4	7.5	6.3	7.3	5.1	5.2	6.9	6.8	5.9
20～24歳	10.5	9.6	9.6	9.5	9.8	7.5	8.3	7.8	6.8	7.6
25～29歳	11.6	11.5	11.8	11.1	11.5	8.1	6.9	7.9	6.9	7.4
30～34歳	12.5	13.6	12.4	13.0	12.9	8.0	7.5	7.8	7.7	7.7
35～39歳	13.6	13.2	13.1	12.8	13.2	8.6	9.6	8.1	7.3	8.5
40～44歳	14.0	13.0	13.1	14.7	13.7	9.0	7.6	7.4	7.9	8.0
45～49歳	13.4	13.0	13.9	13.0	13.3	7.9	8.8	8.0	7.8	8.1
50～54歳	12.8	13.9	13.4	12.6	13.2	9.4	8.4	7.9	8.0	8.5

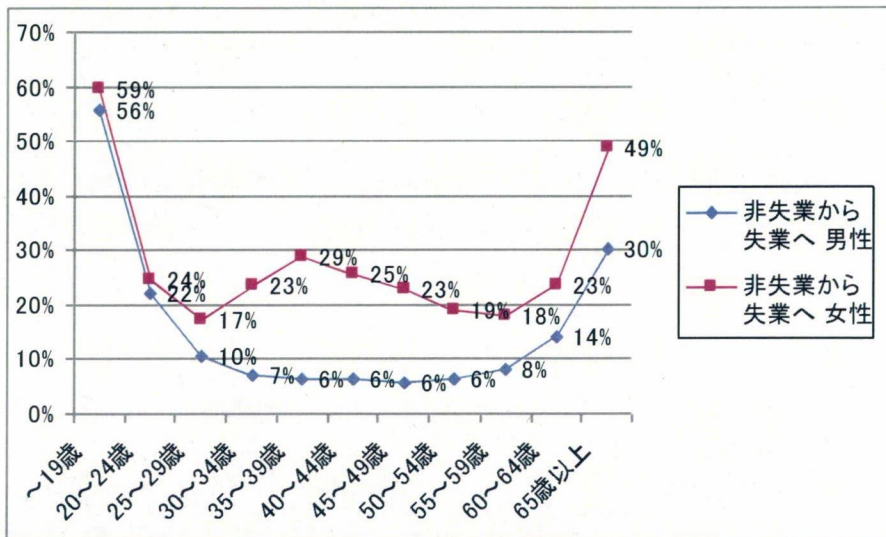
3. 2. 2 失業状態への流入

現在の失業者の前期の状況を見ると、男女ともに約半数は就業者が失業に至った者であることがわかる。ただし男性は、1年以上の失業者が多いだけに、女性の方が割合としては、就業から失業への流入者はやや高い。また非就業から失業へという経路も女性の方が男性より高い。特に子育てがひと段落する35-39歳層には女性の失業者の3人に1人は、非就業者が新たに求職活動をはじめた者からなる。女性の方が失業しやすく、また失業から抜け出しやすい。換言すればより不安定な仕事に就いている。

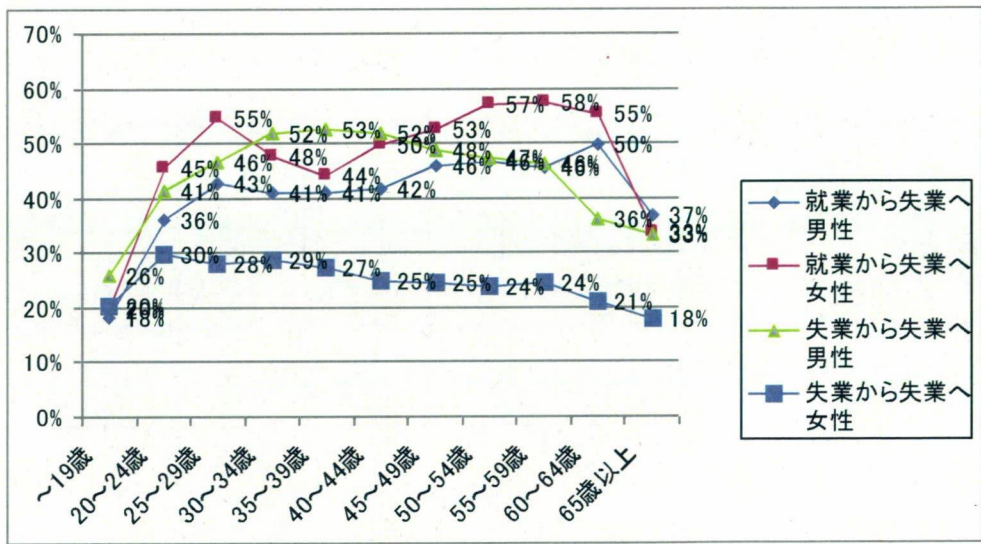
表3-4 1年2か月目 → 2年2か月目 (1年間での誰が失業状態に流入したか、2002年1月～200年7月)

	非失業から失業へ		就業から失業へ		失業から失業へ	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
～19歳	56%	59%	18%	20%	26%	20%
20～24歳	22%	24%	36%	45%	41%	30%
25～29歳	10%	17%	43%	55%	46%	28%
30～34歳	7%	23%	41%	48%	52%	29%
35～39歳	6%	29%	41%	44%	53%	27%
40～44歳	6%	25%	42%	50%	52%	25%
45～49歳	6%	23%	46%	53%	48%	25%
50～54歳	6%	19%	46%	57%	47%	24%
55～59歳	8%	18%	46%	58%	46%	24%
60～64歳	14%	23%	50%	55%	36%	21%
65歳以上	30%	49%	37%	33%	33%	18%
年齢計	13%	25%	42%	49%	45%	26%

非就業から失業への流入



就業から失業、失業継続



3. 2. 3 非労働力状態からの変化

非労働力の就業への参入は、若年層は高学歴層ほど高い。一方、高卒男性の場合、非労働力は3%程度とはいえ、中年期にその8割が非労働力継続をしていることが、やや気になる。大卒男性の非労働力は1%程度、非労働力にとどまる割合も7割程度である。安部（2008）が最近の変化として低学歴男性の中年期の無業化を指摘していたが、少し詳しく見たい数字である。

表3-5 非労働力の変化（1年2か月目 → 2年2か月目、2002年1月～200年7月）

男性

	非労働力から就業へ				非労働力継続				非労働力から失業へ			
	高卒	短大卒	大卒	計	高卒	短大卒	大卒	計	高卒	短大卒	大卒	計
～19歳	49%	0%	0%	49%	40%	0%	0%	40%	11%	0%	0%	11%
20～24歳	39%	70%	62%	54%	45%	17%	23%	31%	15%	13%	14%	14%
25～29歳	21%	51%	43%	32%	66%	30%	42%	53%	13%	19%	15%	14%
30～34歳	13%	35%	31%	18%	77%	49%	54%	70%	10%	16%	16%	12%
35～39歳	13%	25%	24%	16%	77%	52%	68%	73%	10%	23%	7%	11%
40～44歳	10%	38%	16%	13%	81%	59%	72%	78%	9%	3%	12%	9%
45～49歳	13%	19%	22%	14%	80%	68%	68%	78%	7%	13%	9%	8%
50～54歳	10%	16%	18%	11%	83%	74%	77%	82%	7%	10%	5%	7%
55～59歳	12%	11%	10%	11%	82%	82%	84%	82%	7%	7%	6%	7%
60～64歳	9%	11%	9%	9%	88%	85%	89%	88%	3%	4%	2%	3%
65歳以上	3%	4%	3%	3%	96%	96%	96%	96%	0%	0%	0%	0%

女性

	非労働力から就業へ				非労働力継続				非労働力から失業へ			
	高卒	短大卒	大卒	計	高卒	短大卒	大卒	計	高卒	短大卒	大卒	計
～19歳	52%	0%	0%	52%	38%	0%	0%	38%	10%	0%	0%	10%
20～24歳	31%	68%	75%	52%	62%	25%	18%	41%	7%	7%	7%	7%
25～29歳	16%	21%	29%	19%	80%	76%	69%	77%	4%	3%	3%	3%
30～34歳	15%	13%	14%	14%	82%	86%	85%	84%	3%	2%	1%	2%
35～39歳	17%	13%	12%	15%	81%	85%	86%	83%	2%	2%	2%	2%
40～44歳	17%	17%	16%	17%	81%	81%	83%	81%	3%	2%	1%	2%
45～49歳	14%	16%	13%	14%	84%	83%	85%	84%	2%	2%	1%	2%
50～54歳	11%	9%	12%	10%	88%	90%	87%	88%	1%	1%	1%	1%
55～59歳	8%	7%	9%	8%	91%	92%	91%	91%	1%	1%	0%	1%
60～64歳	6%	6%	5%	6%	94%	94%	94%	94%	1%	1%	0%	1%
65歳以上	2%	2%	3%	2%	98%	98%	97%	98%	0%	0%	0%	0%

参考 2年2ヶ月目の非労働力割合

	男性				女性			
	高卒	短大卒	大卒	計	高卒	短大卒	大卒	計
～19歳	64%			64%	66%			66%
20～24歳	10%	18%	34%	16%	20%	20%	33%	22%
25～29歳	5%	2%	6%	5%	30%	18%	13%	22%
30～34歳	3%	1%	2%	3%	39%	37%	30%	37%
35～39歳	3%	1%	1%	2%	37%	41%	37%	38%
40～44歳	3%	1%	1%	2%	29%	31%	31%	30%
45～49歳	3%	1%	1%	2%	25%	26%	29%	26%
50～54歳	4%	1%	1%	3%	29%	29%	30%	29%
55～59歳	5%	3%	2%	4%	37%	39%	40%	37%
60～64歳	22%	18%	19%	22%	56%	57%	56%	56%
65歳以上	66%	66%	61%	65%	84%	80%	76%	84%
年齢計	25%	12%	11%	20%	54%	35%	33%	48%

3. 3. 3 安定雇用への参入

失業者や転職者は、どの程度安定雇用就いているのか、あるいは就けていないのか、それは、性別、年齢階層、学歴、地域によって、あるいは景気状況によってどのくらい異なるか。

失業者が正社員という比較的安定した職にどれだけ入れているかを見ると、表2-6に示したように男女の姿が逆転する。男性は4割が正社員として就職しているが、女性は2割にすぎない。年齢別傾向も、女性は、37歳以上からは、失業から正社員に就職できる者は2割未満に下落する。なお男性が2割未満に下落するのは、60歳代以上からである。25-28歳という年齢層でも、失業状態から正社員への就職は、男性が5割近いが女性は3人に1人程度にすぎない。景気の影響が見られるかはさほど明確ではない。61歳以上の男性の正社員就職は低いものの上昇傾向がみられるが、これは年金改革の影響（部分年金のみ支給年齢が1歳ずつ上昇していること）かもしれない。もっとも失業から1年で就業に移行する男性は4割、その4割が正社員であるから、16%とかなり低い数字であるともいえる。なお、女性は5割の2割であるから10%である。

なお、表3-6は年度別の状況を示している。2003年から2007年にかけて、失業率は下落しているが、あまり明確な傾向は見られない。長期失業は減少しているはずであるため、失業者数も含めないと明確なことはわからないが、少なくとも就業した者にしめる正社員比率は上昇していない。つまり景気回復によって、就業率は上がったかもしれないが、安定雇用の入り口が開かれたわけではなく、むしろ年齢層が上がるほど、安定雇用に入りにくくなる傾向さえ強まっている可能性が示されている。

表3-6 1年1か月目 → 2年2か月目（失業者で就職した者のうち、正社員に就
業した者の割合）2003年度から2006年度まで

	男性				女性				男性	女性
	2003年度	2004年度	2005年度	2006年度	2003年度	2004年度	2005年度	2006年度		
～20歳	24%	30%	34%	32%	24%	18%	22%	30%	30%	23%
21～24歳	38%	37%	42%	41%	30%	33%	32%	30%	39%	31%
25～28歳	50%	50%	47%	46%	30%	31%	42%	40%	48%	36%
30～32歳	45%	47%	51%	48%	25%	31%	19%	29%	48%	26%
33～36歳	58%	56%	50%	57%	27%	24%	22%	25%	55%	25%
37～40歳	53%	47%	62%	59%	24%	19%	15%	19%	55%	19%
41～44歳	57%	50%	43%	39%	22%	15%	22%	20%	48%	19%
45～48歳	53%	36%	45%	44%	21%	16%	14%	15%	45%	16%
49～52歳	43%	41%	36%	44%	18%	23%	9%	11%	41%	16%
53～56歳	39%	47%	32%	40%	17%	17%	20%	15%	40%	18%
57～60歳	29%	37%	32%	31%	17%	25%	14%	12%	33%	17%
61歳以上	10%	11%	14%	15%	8%	8%	5%	2%	12%	6%
年齢計	41%	41%	41%	42%	24%	24%	23%	24%	41%	24%

失業者のうち1年後に就業していた者の割合、男性

	～24歳	25～34歳	35～44歳	45～54歳	55～64歳	65歳以上	計
高卒	63.0%	55.8%	41.8%	43.9%	35.9%	23.1%	46.2%
短大卒	68.2%	61.9%	53.1%	52.2%	52.2%	47.7%	58.2%
大卒	73.1%	59.8%	43.3%	51.1%	48.3%	27.1%	53.6%
合計	64.7%	57.2%	42.9%	45.4%	38.8%	24.9%	48.3%

失業者のうち1年後に就業していた者の割合、女性

	～24歳	25～34歳	35～44歳	45～54歳	55～64歳	65歳以上	計
高卒	54.3%	45.7%	40.5%	40.2%	31.2%	15.4%	42.6%
短大卒	69.0%	60.0%	51.5%	60.4%	40.7%	36.4%	58.4%
大卒	75.9%	59.8%	59.6%	61.6%	60.4%	16.7%	62.6%
合計	58.4%	50.6%	44.2%	45.1%	33.3%	16.7%	47.1%

3.3.4 失業経験と賃金への評価

賃金関数を推計し、当人の1年前の失業経験が、就業した場合に、賃金上、どのように評価されるかを見たものが表3-7である。これは表3-8のタイプの賃金関数を各年齢層に男女別に行ったものである。ただし年収を調査時点の労働時間で割って賃金率を求めているため、収入低下には、賃金率そのものだけでなく、過去の就業日が少なかった影響も含まれており、分離できてはいない。

表3-7 賃金関数における失業経験の評価

	全体					
	男性			女性		
24歳以下	-0.09971	***	-7.22	-0.07867	***	-5.68
34歳以下	-0.1852	***	-20.08	-0.08465	***	-8.9
44歳以下	-0.23389	***	-28.35	-0.09678	***	-11.37
54歳以下	-0.26662	***	-35.03	-0.10965	***	-13.72
	現在正社員に限る					
	男性			女性		
24歳以下	-0.10399	***	-5.19	-0.09577	***	-4.21
34歳以下	-0.1738	***	-14.25	-0.1033	***	-6.55
44歳以下	-0.22005	***	-20.77	-0.12695	***	-8.6
54歳以下	-0.25089	***	-26.12	-0.1444	***	-10.05
	現在派遣・契約に限る					
	男性			女性		
24歳以下	-0.0737	**	-2.09	0.005932		0.19
34歳以下	-0.14949	***	-6.3	-0.07513	***	-3.81
44歳以下	-0.19231	***	-8.88	-0.09631	***	-5.34
54歳以下	-0.1886	***	-9.68	-0.11954	***	-6.91
	現在パートアルバイトに限る					
	男性			女性		
24歳以下	-0.01325		-0.59	-0.04568	***	-2.23
34歳以下	-0.0837	***	-4.73	-0.04832	***	-3.44
44歳以下	-0.09726	***	-5.92	-0.05776	***	-5.2
54歳以下	-0.1093	***	-7.2	-0.07358	***	-7.85

表3-9 賃金関数の推計 (24歳以下の例)

	男性		女性			
	係数	t値	係数	t値		
短大卒	0.052026	***	5.79	0.137198	***	21.18
大卒	0.188366	***	21	0.267197	***	30.01
勤続	0.143215	***	29.5	0.140664	***	29.22
動続自乗	-0.01194	***	-17.77	-0.01284	***	-17.32
21-24歳ダミー	0.064696	***	7.9	0.037169	***	4.75
地域失業率	0.001046		0.4	0.002424		0.88
2004年	-0.00411		-0.44	-0.01395		-1.55
2005年	0.010044		1.01	0.00904		0.95
2006年	0.009197		0.86	0.000417		0.04
2007年	0.04672	***	3.83	0.005414		0.48
month1	-0.00277		-0.19	0.015969		1.18
month2	0.009752		0.65	0.016656		1.22
month3	-0.00068		-0.05	-0.00693		-0.51
month4	0.064374	***	4.35	0.074888	***	5.46
month5	0.004188		0.28	0.004756		0.35
month7	0.003217		0.22	0.013747		1.02
month8	-0.0149		-1.02	-0.01196		-0.88
month9	-0.01798		-1.15	-0.01558		-1.1
month10	-0.01117		-0.7	-0.02569		-1.78
month11	0.003535		0.22	-0.00758		-0.53
month12	0.037181	***	2.31	0.042387	***	2.9
region1	-0.14855	***	-6.77	-0.1525	***	-10.23
region2	-0.1444	***	-10.34	-0.18969	***	-13.61
region4	-0.00463		-0.36	-0.07893	***	-6.77
region5	-0.03876	***	-2.83	-0.1016	***	-7.59
region6	0.043197		3.67	-0.03744	***	-3.43
region7	-0.0401	***	-2.73	-0.07222	***	-5.81
region8	-0.04163	***	-2.83	-0.09754	***	-7.55
region9	-0.10795	***	-5.98	-0.13898	***	-6.7
region10	-0.22185	***	-14.51	-0.23038	***	-18.69
失業経験	-0.09971	***	-7.22	-0.07867	***	-5.68
定数項	6.619508	***	218.04	6.602029	***	253.5
サンプル数	17412		18472			
疑似決定係数	0.1691		0.1801			

失業率は現在低下傾向にあり、諸外国の中でも依然高い方ではないが、失業の重みは、男性の4割が1年以上失業にとどまっていることだけではなく、男性の失業経験の賃金評価は年齢が上がるほど重く、2割以上賃金が低下することから重いと見えるだろう。女性の場合は1割程度にとどまる。非正規雇用の場合も賃金は有意に低い傾向がある。(賃金率への月次ダミーの効果は労働時間効果と見られる。)ただしそれは女性に失業の重みが低いというよりは、不安定な職に就いている者が多いという解釈の方がより妥当かと思われる。

4. Added Worker Hypothesis の検討

作成した就業状態変化パネルを利用し、Added Worker Hypothesis が実証されるかを検討する。世帯主の妻である25-54歳女性を取り上げて、夫が継続就業の場合と夫が失業した場合の妻の労働時間、労働力率、失業率の変化を見ると表4-1のとおりである。

表4-1 世帯主の妻である26-56歳以下の女性

夫が継続就業の場合と夫が失業した場合の妻の労働時間、労働力率、失業率の変化

	夫が1期から4期まで継続就業	夫が1期に失業
妻年齢	42.1	44.7
2期妻の労働時間	19.3	19.4
4期妻の労働時間	19.5	20.6
2期妻の労働力率	62%	63%
4期妻の労働力率	63%	66%
夫の教育年数	13.10	12.16
妻の教育年数	12.61	11.96
子供数	1.42	1.18
3歳以下子供数	0.18	0.12
6歳以下子供数	0.16	0.11
9歳以下子供数	0.18	0.11
12歳以下子供数	0.18	0.12
家族人員数	2.88	2.89
世帯年収	755.9	328.1
夫年収	564.8	134.8
妻年収	128.5	117.3
夫婦子以外年収	5.9	4.1
子供年収	56.7	71.9
夫労働時間	48.3	24.0
夫賃金率	7.06	3.22
妻賃金率	3.85	3.86
妻失業(1期)	1.8%	6.6%
妻失業(2期)	1.7%	6.0%
妻失業(4期)	1.6%	4.5%
子供失業(1期)	2.4%	5.3%
子供失業(2期)	2.4%	4.7%
子供失業(4期)	2.4%	4.6%
夫失業(1期)	0.2%	100.0%
夫失業(2期)	0.0%	82.5%
夫失業(4期)	0.0%	32.8%
妻労働力化	7.1%	10.3%
夫失業から就業(2期)	0.2%	13.4%
サンプル数	145,109	3,161

妻の労働力率は、夫が継続就業の倍は、2期が62%、4期が63%、これに対して、夫が1期に失業者である場合は、2期に63%、4期に66%とより高まっている。労働時間も同様に、夫が失業者の場合に19.4時間から20.6時間に伸びている(非就業は0時間としてい

る)。妻の新規労働力化であるが（2期から4期にかけて無業から失業へ、あるいは無業から就業へ）、夫が継続就業の場合は7.1%、夫が1期に失業の場合は10.3%である。なお失業した夫も4期目にはその7割が失業から抜け出ている。2つの世帯類型を比べると、妻の年収平均はあまりかわらないが、夫の失業によって夫年収が大幅に下がる結果、世帯年収には大きい格差が生じている。なお子ども数、夫婦の教育年数ともに夫が失業世帯では低い。

Lungberg(1985)、Fernandes et al(2005)、Maloney(2002)、Prieto-Rodriguez(2000)は、ADWを実証している。Dex et al(1995)、Prieto-Rodriguez et al(2003)は実証されなかったとし、Dexは英国の失業保険の設計に関係するとしている。日本では個票レベルでの厳密な分析は筆者の知る限りはない。なお上記の分析の実証方法はそれぞれ異なるが、本論文の実証方法はFernandes et al(2005)と類似である。これはブラジルの労働力調査の設計とやや似ているから、この方法を取りやすかったということでもある。

夫の無業化はどの程度女性の就業化を促すのか、無業の妻の1年後の就業化、求職活動の開始、無業継続について、多項ロジット分析をしたものが、表4-2である。

まずきわめて大きい影響を与えるのが、子どもの年齢と数である。9歳以上の子どもの人数が多いほど、また家族数が多いほど、有配偶女性は就業化する。一方、3歳以下の子ども数が多いほど、無業にとどまる。また6歳以下の子どもがいる場合は、何かの具合で一足飛びに仕事につくことがあるかもしれないが、自ら求職活動はしない。もうひとつ大きい影響を与えているのが年齢である。26-29歳層の妻は、無業にとどまることは少なく、就業も求職活動も活発である。しかし年齢上昇とともに、子ども変数等を一定とすると、就業、求職意欲は下落している。

夫が失業かどうかは女性の労働力化に有意な影響を与える。シミュレーションを行うと、1年間に非労働力から就業化する者が14%、失業に移行する者が2%であるが、夫が失業ダミーを1としてシミュレーションすると、非労働力から就業化する者が19%、失業に行く者が4%であり、無業継続者は85%から77%に縮小する。就業化が35%増え、失業が2倍となっている。

夫の学歴の効果は、女性の無業化の促進である。一方、女性の学歴の効果は、無業化か就業化かについては有意な影響を及ぼしはしないが、失業状態にとどまらない、という点で有意な影響を与えている。

表4-2 Added Worker Hypothesis の検討
非就業の妻の労働力化（就業化、失業化）と夫の失業

	無業から就業へ		無業から失業へ	
	係数	t値	係数	t値
夫1期失業	0.358159 ***	3.97	0.966308 ***	5.24
短大卒	0.033582	1.09	-0.15896 *	-1.82
大卒	0.060918	1.38	-0.26751 **	-2
夫教育年数	-0.05313 ***	-10.4	-0.04868 ***	-3.65
26-29歳	1.132878 ***	7.27	1.207698 ***	2.48
30-34歳	0.81981 ***	5.41	0.998807 **	2.1
35-39歳	0.762991 ***	5.15	0.867563 *	1.86
40-44歳	0.776805 ***	5.21	0.770174	1.64
45-49歳	0.312761 ***	3.82	0.548736 **	2.11
50-55歳	0.057666	0.74	0.271068	1.09
失業率*34歳層	-0.0064	-0.35	0.058576	1.24
失業率*44歳層	-0.03533	-1.49	0.104377 *	1.71
失業率*54歳層	0.030353	0.8	0.097329	0.82
3歳以下子供数	-0.40502 ***	-13.3	-0.45941 ***	-5.39
6歳以下子供数	-0.00764	-0.27	-0.32284 ***	-3.75
9歳以下子供数	0.139221 ***	4.94	0.11652	1.53
12歳以下子供数	0.260601 ***	8.7	-0.00467	-0.05
14歳以下子供数	0.190043 ***	4.7	0.188695 *	1.73
家族人数	0.143672 ***	8.08	-0.03838	-0.72
子供の所得	-0.00022	-1.41	-0.00042	
夫婦子以外の世帯員所得	0.000427	1.62	-0.00181	-1.1
擬似決定係数	50554			
サンプル数	0.0235			

他に地域ダミー、月次ダミー、年ダミー

表4-3 シミュレーション

	無業から就業へ	無業から失業へ	無業継続
現在の%	14%	2%	85%
夫失業ケース	19%	4%	77%

5. 失業からの就業化、無業化の検討 (Discouraged Worker Hypothesis)

作成した就業状態変化パネルを利用し、Discouraged Worker Hypothesis が実証されるかを検討する

失業者について、1年後の就業化、求職活動の停止（無業化）、失業継続について、多項ロジット分析をしたものが、表5-1である。

学歴が高いほど就業化が促進される。学校から卒業したばかりの場合、男女ともに失業にとどまりやすい。事業主都合で仕事を失った場合には、無業化はしにくい。

家族の状況を見ると、妻が有業の場合は、夫は仕事を見つけやすく、夫が失業の場合は、

妻は失業にとどまりやすい。未婚の場合は、男性は就業しにくく、女性は失業にとどまりやすい。離死別の場合は、女性は就業化しやすいわけではないが、無業化はしにくい。一方男性は無業化してしまう可能性もある。

2003年は特に経済状況が悪い年であった。この年は就業化は有意に低くなっている。しかし非労働力化はすすんでいない。

Discouraged Worker Hypothesis を見るための説明変数は地域別失業率であるが、有意にきいていない。年齢階層別、地域別に入れたため、おかしくなっているのかもしれない。

(年齢が若い方が就業化しやすいが、一方で失業率も高い傾向があるため)。もっとも景気が良いといわれる東海地方は九州に比べて男女とも就業化しやすい。

Discouraged Worker Hypothesis については、有効求人倍率を外挿する、あるいは、有配偶女性にサンプルを限るなどして、あらためて検討したい。

表 5-1 Discouraged Worker Hypothesis の検討

54歳以下の男女、失業から非労働力化という形での離脱はあるか

	男性				女性			
	失業から就業化		失業から無業化		失業から就業化		失業から無業化	
短大卒	0.1804 *	1.82	-0.4365	-1.44	0.3095 ***	3.43	0.2256 *	1.84
大卒	0.2229 ***	2.78	0.2644	1.43	0.3661 ***	2.75	0.0882	0.48
25-29歳*	0.1525	1.45	0.0921	0.36	0.1199	0.94	0.0055	0.03
30-34歳	-0.0710	-0.60	-0.2099	-0.71	-0.0780	-0.58	-0.1259	-0.67
35-39歳	-0.1211	-0.86	-0.5983	-1.60	-0.0005	0.00	-0.2684	-1.20
40-44歳	-0.0673	-0.45	-0.4334	-1.13	-0.1747	-0.98	-0.9703 ***	-3.98
45-49歳	-0.3723 ***	-2.41	-0.3172	-0.83	0.0098	0.05	-0.1633	-0.60
50-54歳	-0.4569 ***	-3.17	0.0404	0.12	-0.1964	-0.95	-0.1878	-0.73
15歳未満子供数	0.0285	1.11	0.0107	0.17	0.0601 *	1.80	-0.1072 **	-2.23
地域別失業率	0.0408 ***	2.43	-0.0364	-0.86	0.0097	0.31	0.0069	0.16
3年前以内の職が正社員	0.4040 ***	6.13	-0.1126	-0.70	0.4959 ***	6.09	0.3772 ***	3.42
配偶者所得	-0.0005 *	-1.76	0.0004	0.54	0.0005 ***	3.81	0.0006 ***	3.42
仕事さがしをしている理由(ベースは自分や家族の都合およびその他)								
(定年・)雇用期間満了	-0.0030	-0.02	0.0176	0.05	0.1161	0.75	-0.3191	-1.41
勤め先・事業都合失業	-0.0180	-0.26	-0.5619 ***	-3.10	-0.0302	-0.32	-0.4528 ***	-3.38
学校を卒業	-0.2375 *	-1.79	-0.3150	-1.01	-0.3695 ***	-3.03	-0.5245 ***	-3.27
収入を得る必要が生じた	-0.2779 *	-1.92	-0.2806	-0.84	-0.4717 **	-2.95	-0.2967	-1.46
妻有業、または夫失業ダミ	0.3163 ***	4.00	-0.1351	-0.65	-0.2911 ***	-2.57	-0.3866 ***	-2.28
配偶状態(ベースは有配偶)								
未婚	-0.9149 ***	-11.15	-0.3165	-1.50	-0.8019 ***	-7.44	-2.2648 ***	-15.44
離死別	-0.4105 ***	-2.78	0.5160 *	1.72	0.0642	0.44	-1.2882 ***	-6.12
調査年(ベースは2007年)								
2003年	-0.2755 *	-2.56	-0.3174	-1.27	-0.2636 ***	-2.36	-0.0785	-0.51
2004年	-0.0305	-0.28	-0.4031	-1.54	-0.0293	-0.25	0.1258	0.79
2005年	-0.0110	-0.10	-0.0993	-0.40	0.1331	1.11	0.1205	0.73
2006年	-0.0523	-0.46	-0.1346	-0.52	0.1082	0.79	0.2541	1.34
地方(ベースは九州)								
北海道	-0.2163	-1.46	-1.4286 *	-2.70	0.1430	0.85	0.0991	0.42
東北	-0.0417	-0.37	-1.0351 ***	-3.16	-0.0631	-0.46	-0.1576	-0.81
南関東	0.2991 *	2.87	-0.1979	-0.86	0.0269	0.21	-0.0505	-0.28
北関東、長野、山梨	0.2576	1.94	-0.9041 ***	-2.37	0.2008	1.13	0.4473	1.92
北陸	0.1756	1.17	-0.7617 *	-1.88	0.1055	0.57	-0.2055	-0.78
東海	0.4640 *	3.51	-0.3085	-0.99	0.4604 *	2.64	0.4620 *	1.97
近畿	0.0385	0.37	-0.3961	-1.64	0.0213	0.16	0.2204	1.23
中国	0.2140	1.55	-0.6792 *	-1.90	0.1292	0.76	0.0718	0.31
四国	-0.0146	-0.10	-0.5147	-1.36	-0.2433	-1.19	-0.0903	-0.33
定数項	0.1987	0.89	-0.9826 *	-1.84	0.7187 ***	2.23	0.9349 **	2.21
擬似決定係数	0.0465				0.08			
サンプル数	5128				4405			

年齢は失業の1年後行われた調査時点年齢

6. まとめとして

本分析では、2002年からの労働力調査のパネル構造の利用により、新たな知見を得ることを目的に以下3点を検討した。

① 若年雇用の2002年以降の変化、安定雇用への移行について

卒業年により、どのように就職状況が変化しているか、卒業年（1歳または2歳刻み）でコホートの就業状況の変化を追った。正社員就職はやや拡大し改善は認められるが、パート・アルバイト・失業・無業が減るかわりに、契約、派遣といった形の就業も増えていた。また卒業年の正社員の入り口の狭さは、数年経過後も影響が見られる。また男性に比べると、女性は、安定雇用参入が緩慢である。もともと前年の失業者の正社員への参入は、男性がやや高いものの、男性は1年後も失業に残る者が多く、安定雇用への移行は容易ではない。若年の正社員参入について、学歴は正の効果であり、また男性は年齢も正の効果が見られるが、女性は年齢は非有意である。また不安定雇用の定義に派遣や契約社員なども含めると、女性については、2003年以後の景気拡大期にもさらに拡大している可能性がある。女性高卒層では卒業直後の正社員比率が低いだけに、時間経過後も、正社員比率はやや上がるものの水準としては低いままである。高卒女性の婚姻率は低下しており、低賃金は30歳独身層に広がっており、時間が経過するほどに問題が大きくなるものと見られる。

② UN UU UE NN NU NE EU EE EN への推移確率の学歴別集計、および、安定雇用参入の学歴別、年度別、男女別、年齢階級別集計。 現在行っている途上である。現在は経過作業上のデータを示した。1年後にどう変化したかについて、全国レベルの精緻にサンプリングされた統計で、学歴別に結果が示されるのは、今回ははじめてである。転居等により特に若年層では若干データが細りはするものの、失業、無業者の1年後の就業化あるいは非労働力化について、全国の状況がわかることはきわめて貴重である。まだデータに振り回されているところもあるが、再度よくデータ集計を検討したい。

③ 1年後の変化を利用し、Added Worker Hypothesis と Discouraged Worker Hypothesis を検討した。前者は実証された。後者は有意な結果を得ていないが、有配偶女性に限るなどしてさらに工夫をしてみたい。

以上

参考文献

太田聡一(2002)『若年失業の再検討』玄田有史・中田善文『リストラと転職のメカニズム』東洋経済新報社

太田聡一・照山博司(2003)「労働力フローデータによる就業および失業の分析」『経済分析』No.168 pp.125-189

太田聡一・照山博司(2003)「フローデータからみた日本の失業」『日本労働研究雑誌』No.516

玄田有史・近藤絢子(2003)「構造的失業の再検討：失業率上昇の背景」 ESRI Discussion Paper Series No.53

玄田有史・太田聡一 (2007)「失業率上昇がもたらす若年就業への持続的影響について－労働市場の世代効果に関する再検証－」総務省統計研究所リサーチペーパー第8号。

玄田有史・太田聡一 (2007)「労働市場における世代効果の頑健性－完全失業率の趨勢と所得分布を考慮して－」総務省統計研究所リサーチペーパー第9号。

篠崎武久(2004)「日本の長期失業者について－時系列変化・特性・地域」日本労働研究雑誌
樋口美雄・清家清・早見均「労働市場：男女の就業行動の変化」浜田宏一・黒田昌裕・堀内昭義編、『日本経済のマクロ分析』東京大学出版会 pp.263-285.

水野朝夫 (1982)「フローから見た日本の失業行動」『季刊現代経済』Winter p4-19.

水野朝夫 (1983)「雇用・失業および労働市場の動態」『経済学論纂』24 p37-61.

労働政策研究・研修機構(2008)『失業率の理論的分析に関する研究－中間報告』

Dex, S, Gustafsson, S, Smith, N. and Callan T(1995) Cross-national comparison of the labour force participation of women married to unemployed men Oxford Economic Papers 47 611-35.

Fernandas, Reynaldo and Felicio, Fabiana de "The Entry of the Wife into the Labor Force in Response to the Husband's Unemployment: A Study of the Added Worker Effect in Brazilian Metropolitan Areas" Economic Development and Cultural Change 2005 888-910

Genda, Y. and M. Kurosawa(2001) "Transition from School to Work in Japan", Journal of the Japanese and International Economies, 15, 465-488.

Lundburg, Shelly "The Added Worker Effect," Journal of Labor Economics 1985 3,no1:11-37.

Maloney, Tim "Employment Constraints and the Labor Supply of Married Women: A Reexamination of the Added Worker Effect" The Journal of Human Resources 1986 22
Stephens, Melvin Jr."Worker Displacement and the Added Worker Effect", Journal of Labor Economics 2002, Vol.22, no.3 504-537.

Prieto-Rodriguez, Juan, Cesar Rodriguez-Guiterrez "The Added Worker Effect in the Spanish Case" Applied Economics 2000, 32 1917-1925.

Prieto-Rodriguez, Juan, Cesar Rodriguez-Guiterrez Participation of Married Women in the European Labor Markets and the "added worker effect" The Journal of Socio-Economics 32(2003)429-446.

科学研究費採択の大学間格差*

未定稿につき、引用はご遠慮下さい。コメントを頂けると幸いです。

2008年5月

高田しのぶ

(独) 労働政策研究・研修機構

〒177-8502 東京都練馬区上石神井4-8-23

Tel: 03-5991-5839 (直通) Fax: 03-3594-1114

stakada@jil.go.jp

http://www.ac.auone-net.jp/~s_takada/

*この研究は日本経済研究奨励財団、宮田研究奨励金からの助成を受けた。馬欣欣氏からは、有益な助言を受けた。インターネット調査については小関八重子氏より、調査票の作成にあたっては津野憲道氏より助言をいただいた。上記の方に記して感謝する。あり得べき誤りは筆者に帰す。

要旨

本稿では、生物科学の研究者を対象とし、2005年度の科学研究費について『文部科学省科学研究費に関するアンケート』を行なった。このデータを用い、科研費採択の所属機関格差について Yun(2000)の方法を用い、国・公立大学と私立・短期大学の採択確率の差を説明可能な格差と説明不能格差に分解した。両者では説明不能格差が大きい。ただし、共著論文数、研究分担者としての採択経験など、一部は国・公立大学の説明可能な格差が大きくなっている。国・公立大学と私立大学の採択確率の差の要因分解についてもほぼ同様の結果を得た。いくつかの留保はつくものの、私立大学、短大においては、同じ属性でも国・公立大学よりも採択確率が低くなるといえる。

JEL classification J71、I23、I28

1 はじめに

文部科学省の科学研究費補助金（以下、科研費）は日本を代表する競争的研究資金である。しかし、その一方で、喜多村(2001a,b)、竹内(2001a,b,c,2005)らは、所属による採択率の差を指摘している。図1は、2005年度（平成17年度）科研費応募・採択件数と採択率である。国立大学は、応募件数が多いので、結果として採択件数も多くなっている。しかし、採択率については、国立大学が42%、私立大学が33%と国立大学の方が高くなっている。また、金額ベースの採択率の方が件数ベースの採択率よりも国立大学と私立大学の差が大きいことがわかる。

このように、所属機関によって差があることは知られているが、その要因についての研究はほとんどない。高田(2007)は、科研費の獲得に影響を与える要因として、業績、所属、ソーシャル・キャピタルに注目し、応募関数、獲得関数を計測した。応募に関しては、私立大学と国立大学に有意差はないが、獲得に関しては私立大学が有意に確率が低い、としている。しかし、それが、業績、属性等で説明可能な格差（属性格差）によるものなのか、所属機関に対する評価の違い等の説明不能な格差（説明不能格差）によるものであるのかは明らかではない。

本稿では、生物科学の研究者を対象に『文部科学省科学研究費に関するアンケート』を行なった。このデータをもとに、科研費採択の大学間格差についてYun(2000)の方法を用い、採択確率格差の要因分解を行なうことを目的とする。

2 推計方法

2.1 採択関数の計測

ここでは、次に、研究代表者としての応募者を対象とし、個人 n 、グループ g の採択関数 S_{gn} を考えてみる。

$$S_{gn}^* = Z_{gn}\gamma_g + v_{gn} \quad (n = 1, \dots, n_g) \quad (1)$$

S_{gn}^* は、応募についての潜在変数、 Z_{gn} は、 $1 \times K_s$ の説明変数、 v_{gn} は誤差項である。 γ_g は $K_s \times 1$ のパラメーターのベクトルである。説明変数としてまず考えられるのは、研究活動を表す変数の集合である。具体的には、応募の前年度までに出版した筆頭著者としての論文数（筆頭論文数）、同じく筆頭著者以外の論文数（共著論文数）、応募の前年度までに科研費に研究代表者として採択された経験ダミー（採択経験代表）、同じく研究分担者として採択された経験ダミー（採択経験分担）である。研究以外の説明変数としては、女性ダミー、年齢、年齢²を用いた。また、

応募細目や研究種目によって採択率が違うので、この影響を除去するため、応募細目ダミー（構造生物化学、機能生物科学、生物物理学、その他（生物細胞学・発生物学・進化生物学・分子生物学））、研究種目ダミー（基盤研究S・A・B、基盤研究C、萌芽研究、若手研究A・B）を用いた。また、大規模と小規模研究で採択率が異なるかをみるために研究分担者数を用いた。説明変数の情報はすべて応募時のものである。

尚、高田（2007）では、ここで用いた変数の他にも、応募細目と研究種目ダミーとの交差項、他種目での採択ダミーを用いているが、これらの変数はいくつかの推計において完全な予測（perfect prediction）をもたらすので、用いないこととした。

Yun(2000)はBlinder-Oaxacaの要因分解(Blinder(1973)、Oaxaca(1973))をプロビットの場合に応用している。分析の手順として、まず、プロビットにより採択関数を計測し、次にYun(2000)の方法により、要因分解を行なう¹。標準正規累積密度関数($\Phi(\cdot)$)を用いて、 $S_g = 1$ を選ぶ予測確率(\hat{P}_g)の平均値を求めると以下のようになる。

$$\bar{S}_g = \bar{\hat{P}}_g = \overline{\Phi(Z_g \hat{\gamma}_g)} \quad (2)$$

ただし、 $\bar{S}_g = \sum_{n=1}^{n_g} S_{gn}/n_g$ 、 $\bar{\hat{P}}_g = \sum_{n=1}^{n_g} \hat{P}_{gn}/n_g$ 、 $\hat{P}_{gn} = \Phi(Z_{gn} \hat{\gamma}_g)$ 、 $\overline{\Phi(Z_g \hat{\gamma}_g)} = \sum_{n=1}^{n_g} \Phi(Z_{gn} \hat{\gamma}_g)/n_g$ である。

グループaとグループbの予測確率の平均値の差($\bar{\hat{P}}_a - \bar{\hat{P}}_b$)の分解は以下のようになる。

$$\bar{S}_a - \bar{S}_b = (\overline{\Phi(Z_a \hat{\gamma}_a)} - \overline{\Phi(Z_b \hat{\gamma}_a)}) + (\overline{\Phi(Z_b \hat{\gamma}_a)} - \overline{\Phi(Z_b \hat{\gamma}_b)}), \text{ または} \quad (3)$$

$$\bar{S}_a - \bar{S}_b = (\overline{\Phi(Z_a \hat{\gamma}_b)} - \overline{\Phi(Z_b \hat{\gamma}_b)}) + (\overline{\Phi(Z_a \hat{\gamma}_a)} - \overline{\Phi(Z_a \hat{\gamma}_b)}) \quad (4)$$

ここで、第1項が属性格差であり、第2項が2つのグループで係数が異なることによる格差である。Yun(2000)は、第2項は差別と解釈できるとしているが、Altonji and Blank(1999)によれば、差別も含む説明不能な部分とした方がより適切である。なぜならば、Xと相関のある観測されない変数、例えば書類の書き方の能力など、が除外されていると γ はバイアスを持つからである。よって、ここでは、第2項を説明不能格差ということにする。

ここで注意しなければならないことは、第1項は、すべての属性格差の集計値であり、第2項は、すべての説明不能格差の集計値であるということである。標準正規累積密度関数は非線形関数であるから、それぞれの個人の属性格差とそれぞれの

¹この方法を用いた応用例として、Gang et.al.(2002)がある。