

付注

付注-1 労働移動性向について

i産業からj産業への移動者数が次の表のように示されるとして、仮にi産業からの離職者が転職先を無作為に選択するとすれば、j産業へ転職する確率はj産業の転職需要(A_{Tj})と全産業の転職需要(A_{TT} = Σ A_{Tj})の比(A_{Tj}/j=1A_{TT})として求めることができる。しかし、実際にi産業からの離職者が転職先を決める場合には、全産業において身につけた様々な情報、職業能力、及びその労働者自身の選好等が大きく影響するため、実際の入職確率(a_{ij}/A_{iT})は無作為に転職先を選択した場合と異なったものとなる。そこで以下では、この確率の比(a_{ij}/A_{iT})/(A_{Tj}/A_{TT})=(a_{ij}・A_{TT})/(A_{iT}・A_{Tj})を労働移動性向と定義し、産業間の労働移動のしやすさ・困難さをみていく。

		移動先				計	
		1	j		n
移動元	l	a _{l1}	a _{lj}	a _{ln}	A _{lT}
	⋮	⋮		⋮		⋮	⋮
	i	a _{il}	a _{ij}	a _{in}	A _{iT}
	⋮	⋮		⋮		⋮	⋮
m	a _{m1}	a _{mj}	a _{mn}	A _{mT}	
計	A _{T1}	A _{Tj}	A _{Tn}	A _{TT}	

前職の産業、転職先の産業別にみた移動性向

前職の産業、転職先の産業別にみた移動性向

前職の産業	転職先の産業						
	鉱業	建設業	製造業	運輸・通信業	卸売・小売業、飲食店	金融・保険業、不動産業	サービス業
鉱業	71.87	1.89	2.20	0.44	0.00	0.01	0.55
建設業	2.26	4.58	0.47	0.67	0.56	0.45	0.41
製造業	1.06	0.50	2.49	0.77	0.67	0.20	0.59
運輸・通信業	2.50	0.56	0.54	5.07	0.72	0.31	0.48
卸売・小売業、飲食店	0.33	0.46	0.78	0.60	2.08	0.93	0.69
金融・保険業、不動産業	0.56	0.38	0.56	0.44	1.28	7.03	0.63
サービス業	0.15	0.34	0.58	0.55	1.04	1.08	1.70

資料出所 労働省「雇用動向調査」(1997年)を労働省政策調査部にて再集計

(注) 1) 出向、出向元への復帰及び前の会社の紹介による転職を除く。

2) 移動性向は、次のようにして算出。

$$A \text{ 産業から } B \text{ 産業への移動性向} = \frac{(A \rightarrow B \text{ への転職者数} / A \text{ 産業からの転職者数})}{B \text{ 産業への転職者数} / \text{総転職者数}}$$

したがって、1より大きい場合A産業からB産業へ転職しやすいことを示す。

(C)COPYRIGHT Ministry of Health , Labour and Welfare

付注

付注-2 「失業期間の分析」について

失業期間については、調査時点で転職に成功した人については完結失業期間がわかるが、調査時点でも職探しをしている失業者が将来いつまで失業しているのかは不明である。このため、ここではサバイバル分析の手法を用い、 t 期における失業プールからの転職成功率(ハザード率)に対して、各変数が与える影響を計測している。

採用した変数は年齢や学歴、結婚状態、子供の有無、前職の離職理由といった各属性と、マクロの景気の善し悪し、産業の景気の善し悪し、労働市場の需給関係を示す失業率などであり、分析の対象となるサンプルは離職後に非労働力化した人たちを除き、職探しを行っていた(いる)と考えられる人たちに限られる。

分析の結果は表の通りである。ただし、表中の係数の符号がプラスであればハザード率に正の影響を与え、失業期間が短くなることをあらわしている。また、限界効果はハザード率に与える影響の大きさを示しており、1を超える場合、その影響が大きいことを意味している。

(1)ハザード率に有意な影響を与えている変数は、男性の場合には年齢、学歴、既婚ダミー、自発的離職ダミー、業況判断D.I.予測、失業率である。女性の場合には年齢、自発的離職ダミー、前職がパートであることを示すダミー、業況判断D.I.予測、雇用人員判断D.I.予測、失業率がハザード率に影響を与えている。

(2)男女ともに高齢になるとハザード率は低下し、失業期間は長くなる。男性では、おおむね45歳以上層の失業期間が長く、55歳を超えると極端に長くなる。

(3)学歴の効果をみると、男性の場合には高学歴者ほど影響が大きくなり、失業期間が短くなっている。しかし、女性の場合には短大卒は有意なマイナスの符号をとっており、高卒者に比べて失業期間は長い。また、女性の大卒は有意ではないがマイナスの符号をとっている。

(4)男性の場合、既婚者のハザード率は上昇するが、女性では有意な影響は与えていない。子供の有無は男女ともに有意な影響を与えていない。

(5)前職を自発的に離職した人はハザード率が高く、失業期間は短い。逆に、非自発的離職者の失業期間は長い。

(6)実質GDP成長率はハザード率に有意な影響を与えていない。一方、前職産業の業況判断D.I.予測や雇用人員判断D.I.予測は有意な影響を与えている。

前者は業況が良い時ほどハザード率を高める効果があり、後者は雇用過剰感が高い時ほどハザード率を低下させる効果がある。マクロの景気が影響を与えず、産業別の景況等が有意であることは、労働市場が産業により緩やかに分断されていることによるミスマッチ失業の存在が大きいことを示唆している。

(7)前職がパートの場合、女性のハザード率を引き上げるが、男性には影響を与えていない。

計測結果

変数	男性								
	係数	限界効果	有意性	係数	限界効果	有意性	係数	限界効果	有意性
年齢(1次項)	2.17E-02	1.022	***	2.16E-02	1.022	***	2.16E-02	1.022	***
年齢(2次項)	-5.09E-04	0.999	***	-5.09E-04	0.999	***	-5.09E-04	0.999	***
中卒	-3.39E-02	0.967		-3.20E-02	0.969		-3.33E-02	0.967	
短大卒	8.44E-02	1.088	***	8.54E-02	1.089	***	8.53E-02	1.089	**
大卒	9.96E-02	1.105	***	9.92E-02	1.104	***	9.98E-02	1.105	***
既婚	0.31039	1.364	***	0.31195	1.366	***	0.3106	1.364	***
子供あり	3.89E-02	1.040		3.90E-02	1.040		3.95E-02	1.040	
自発的離職	0.22066	1.247	***	0.21857	1.244	***	0.22022	1.246	***
実質GDP成長率	-5.96E-03	0.994		-1.46E-03	0.999		3.68E-03	1.004	
業況判断D.I.予測				1.38E-03		***			
雇用人員判断D.I.予測							-1.89E-03		*
前職パート	1.88E-02	1.019		1.79E-02	1.018		1.88E-02	1.019	
失業率	-0.15212	0.859	***	-0.1023	0.903	***	-8.31E-02	0.920	**

変数	女性								
	係数	限界効果	有意性	係数	限界効果	有意性	係数	限界効果	有意性
年齢(1次項)	3.29E-02	1.033	***	3.34E-02	1.034	***	3.31E-02	1.034	***
年齢(2次項)	-5.55E-04	0.999	***	-5.63E-04	0.999	***	-5.57E-04	0.999	***
中卒	-4.25E-03	0.996		-3.12E-03	0.997		-3.80E-03	0.996	
短大卒	-7.76E-02	0.925	***	-7.87E-02	0.924	***	-7.84E-02	0.925	***
大卒	-5.78E-02	0.944		-6.43E-02	0.938		-6.11E-02	0.941	
既婚	-3.06E-02	0.970		-2.86E-02	0.972		-2.98E-02	0.971	
子供あり	8.02E-02	1.083		7.84E-02	1.082		7.75E-02	1.081	
自発的離職	0.13108	1.140	***	0.12517	1.133	***	0.12897	1.138	***
実質GDP成長率	-1.08E-02	0.989	**	-4.95E-03	0.995		2.22E-03	1.002	
業況判断D.I.予測				1.83E-03		***			
雇用人員判断D.I.予測							-2.55E-03		**
前職パート	0.40189	1.495	***	0.40161	1.494	***	0.40186	1.495	***
失業率	-9.94E-02	0.905	***	-3.46E-02	0.966		-6.46E-03	0.994	

(注) 1) 総務庁統計局「労働力調査特別調査」(1988~98年、各年2月)を利用。

2) ***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意であることを示す。

(参考文献) 阿部正浩「マイクロデータを利用した失業率変動の要因分析」(『第5次人事・労務管理研究会(労働市場専門委員会)』資料(1999年、未公表)より)

付注

付注-3 項目別消費支出の推計

推計式は、 $Y=a+bX_1+cX_2+dX_3+eX_4+fX_5$

Y=各項目の消費支出

X_1 =世帯主の年齢

X_2 =可処分所得

X_3 =世帯人員

X_4 =持家率

X_5 =現在貯蓄高

「全国消費実態調査」(1994年)の勤労者家計について、年齢階級と年収階級のクロス集計を用いて回帰した結果は以下のとおり。

支出項目	a	b	c	d	e	f	\bar{R}^2
食料	-7190.9 -0.76	260.08 1.71	0.066288 5.27	11579 4.95	172.20 1.94	-0.00035495 -2.39	0.8733
住居	52678 7.27	71.394 0.61	0.085271 8.82	-9399.7 -5.22	-465.13 -6.82	-0.00064625 -5.66	0.7779
光熱・水道	3945.8 2.61	15.941 0.65	0.0097609 4.84	1834.4 4.88	45.941 3.23	-0.00029421 -1.23	0.8949
家事・家具用品	3668.3 0.64	37.442 0.41	0.029011 3.81	-1422.3 -1.00	35.627 0.66	-0.00023174 -2.57	0.3782
被服及び履物	-8085.8 -1.32	109.86 1.11	0.057633 7.04	784.54 0.51	2.5300 0.04	-0.00034982 -3.62	0.7631
保健・医療	3307.8 0.79	31.211 0.46	0.0097439 1.73	-151.68 -0.14	25.341 0.64	-0.00062304 -0.94	0.1994
交通・通信	69101 3.70	-1270.7 -4.22	0.035056 1.41	-7788.2 -1.68	547.62 3.12	0.00047542 1.61	0.5537
教育	-58806 -6.15	373.13 2.42	0.025342 1.96	16031 6.74	-36.569 -0.41	-0.00058738 -3.89	0.6823
教養娯楽	-18708 -1.86	193.37 1.19	0.068097 5.06	4468.0 1.78	18.129 0.19	-0.00041318 -2.60	0.7075
その他の消費支出	30298 1.15	-659.54 -1.55	0.26623 7.57	-21541 -3.29	1009.7 4.07	-0.0011960 -2.88	0.8443

各項目の下段は t 値。

全国消費実態調査(1994年)によると、世帯主の年齢が60歳未満の無職世帯(持家率は世帯主の年齢が60歳未満の全世帯)の平均は、

X_1 (世帯主の年齢) = 51.6歳

X2(可処分所得)= 21万4,958円

X3(世帯人員)= 2.93人

X4(持家率)= 71.1%

X5(現在貯蓄高)= 1,673万5,217円

これらの数値を勤労者世帯について推計した関数に代入した結果は以下のとおり。消費支出針は各項目の合計。

(単位 円、%)

項目	推計値	実際の数値
消費支出計	190,338	314,615
食料	60,708	69,796
住居	3,265	20,730
光熱・水道	15,015	16,389
家事・家具用品	6,324	12,410
被服及び履物	6,596	16,031
保健・医療	7,327	13,660
交通・通信	35,141	43,086
教育	436	10,505
教養娯楽	13,373	25,792
その他の消費支出	42,153	86,216
消費性向	88.5%	146.4%

付注

付注-4 雇用情勢の悪化による雇用保険支給, 税収, 社会保障負担への影響

1. 雇用保険支給への影響

(1)付注-6の賃金関数の推計結果により,失業率が(3.5%から4.5%へ)1%上昇した場合の賃金変化を計算すると,-0.9%となる。

(2)失業率1%の上昇による離職失業者の増加率(44万人÷97年度の離職失業者数154万人),離職失業者数と受給者数の弾性値(0.802)及び賃金変化(-0.9%)をもとに計算すると,雇用保険支給額は22%増加する。

2. 税収への影響

(1)自営業主,家族従業者からの失業は非常に少ないので,失業率1%の上昇による失業者数の増加(68万人)=雇用者数の減少とすると,雇用者数は1.26%減少する。

(2)1.でみたように,失業率が1%上昇した場合の賃金変化は,-0.9%。

(3)(1)と(2)を併せた俸給・賃金総額の減少は,2.2%。

(4)経済企画庁「短期日本経済マクロ計量モデルの構造とマクロ経済政策の効果」によると,所得と税収の関係は以下のとおり。

$$\ln(Y_1 + Y_2) = -4.2761 + 1.1816 \times \ln(X_1 + X_2 + X_3)$$

$$(4.1545) (14.363)$$

$$-R^2 = 0.81049 \quad D.W. = 2.3475$$

()内はt値。推計期間は1985年第1四半期～1997年第1四半期。

Y_1 = 個人税及び罰金,手数料 Y_2 = 個人税累積減税額 X_1 = 俸給・賃金総額 X_2 = 個人企業所得 X_3 = 家計財産所得

(5)97年度の家計収入に占める俸給・賃金総額の割合は77%であることを併せて計算すると,結局失業率1%の上昇により,個人税収入は約2%減少する。

3. 社会保障負担への影響

(1)失業率1%の上昇による雇用者数の減少及び賃金の低下は,2.のとおり。

(2)経済企画庁「短期日本経済マクロ計量モデルの構造とマクロ経済政策の効果」によると,所得と社会保障負担の関係は以下のとおり。

$$\ln(Y) = 1.6000 + 0.8758 \times \ln(X_1 \times X_2)$$

$$(11.740)(62.912)$$

-R²=0.97824 D.W.=2.2105

()内はt値。推計期間は1975年第1四半期～1997年第1四半期。

Y=社会保障負担 X₁=厚生年金の保険料率 X₂=俸給・賃金の総額

(3)以上より,失業率1%の上昇により,社会保障負担は約2%減少する。

付注

付注-5 構造的・摩擦的失業率(均衡失業率)の推計について

1. UV曲線の推計について

UV曲線の推計は、CUSUMテスト、CUSUMQテストを参考に、構造変化の状況を検討し、安定的な形状が得られると考えられる期間を特定化した。

また、誤差項の系列相関を考慮し、実際の推計は一般化最小二乗法により行った。

(注)CUSUMテスト、CUSUMQテストは、逐次推定(同じモデルで1期ずつデータ期間を増やししながら、繰り返し最小二乗法推定を行い、毎期の推定値を得る方法)における逐次残差(最小二乗法推定で得られる、1期先の予測誤差)を用いて、構造変化の状況を調べる手法。CUSUMテストは、残差の標準誤差で標準化した逐次残差であり、この値のゼロからのシステマテックな乖離は、回帰の特定化の誤りを示す。CUSUMQ統計量は、全期間での残差平方和で標準化した逐次残差平方和であり、モデルが正しければ、特定の分布(ベータ分布)に従い、構造変化がみられれば、この分布の一定範囲内から外れることになる。実際には、これらの統計量をプロットし、その形状(主にCUSUMテスト)を参考に、構造変化の時期を検討した。

(参考文献)和合肇・伴金美「TSPによる経済データの分析〔第2版〕」(東京大学出版会、1995年)

2. UV曲線の推計結果

雇用失業率、欠員率の季節調整済み四半期系列を使用して、次式を推計。

$$1n(u) = \alpha + \beta \cdot 1n(v) \quad u: \text{雇用失業率} \quad v: \text{欠員率}$$

推計結果

推計結果

推計期間	α (t値)	β (t値)	\bar{R}^2	S. E.	D. W.
①1967 I ~ 75 IV	1.355 (10.70)	-0.555 (-5.36)	0.59	0.06	1.99
②1983 I ~ 89 IV	1.707 (22.21)	-0.511 (-6.27)	0.89	0.03	1.92
③1990 I ~ 93 IV	1.472 (14.46)	-0.410 (-4.25)	0.87	0.02	1.19

(注)安定的な形状が得られると考えられる期間について、一般化最小二乗法で推計。

3.構造的・摩擦的失業率(均衡失業率)の算出上記推計結果を用いて、次式により構造的・摩擦的失業率(均衡失業率)を算出。

(1976年1~3月期~1982年10~12月期の β については、1)と2)の β を期間に応じて加重平均。1994年1~3月期以降は、3)で使用した β を使用(1998年10~12月期時点において、UV曲線が安定的な関係にあるかどうか特定しがたいため)) u と v が等しくなる失業率(均衡雇用失業率)を u^* として、

$$1n(u^*) = 1n(u) - \beta \cdot 1n(v) / 1 - \beta$$

均衡失業者数をUとすると、雇用者数(EE)、就業者数(E)より就業者数ベースに換算した構造的・摩擦的失業率(均衡失業率) u^{**} は、

$$U = EE / 100 - u^* \times u^*, u^{**} = U / E + U \times 100(\%)$$

(C)COPYRIGHT Ministry of Health , Labour and Welfare

付注

付注-6 NAIRUの推計

1.NAIRU(Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment：物価上昇が加速しない失業率)とは、他の条件が等しい場合、期待物価上昇率と現実の物価上昇率が一致する長期均衡状態において、許容し得る物価上昇率を与えた時に、この物価上昇率を変化させない失業率をいう。失業率がNAIRUを上回っていれば、物価上昇率は加速しないが、NAIRUを下回った場合は、物価上昇率は、長期的に想定された物価上昇率より加速することになる。

2.NAIRUの計測については、以下のような賃金関数(1)、物価関数(2)を求める。長期均衡状態では、期待物価上昇率と現実の物価上昇率が一致すると仮定して、(1),(2)から(3)を得(3)は期待修正物価フィリップス曲線に相当する)、失業率の均衡式が求まる。

3.(3)において、消費者物価、労働生産性、輸入物価、売上高経常利益率を各々想定し、NAIRUを算出する。

$$1) \text{賃金関数 } W = a_0 + a_1(1/U) + a_2Pe + a_3R$$

$$2) \text{物価関数 } P = b_0 + b_1ULC + b_2Pm + b_3Pr$$

$$3) (1 - b_1a_2)P = b_0 + b_1a_0 + b_1a_1(1/U) + b_1(a_3 - 1)R + b_2Pm + b_3Pr \text{ より}$$

$$U = b_1a_1 / (1 - b_1a_2)P - b_0 - b_1(a_3 - 1)R - b_2Pm - b_3Pr$$

各変数は次のとおり(全て四半期データ)

W：名目賃金(1時間当たり現金給与総額(指数))上昇率,前年同期比(%)

U：完全失業率,季節調整値(%)

Pe：期待物価上昇率(分布ラグで代用),前年同期比(%)

R：労働生産性(実質GDP/(就業者数×総実労働時間指数))上昇率,前年同期比(%)

P：消費者物価上昇率,総合,前年同期比(%),消費税率要因を調整

ULC：単位労働コスト(現金給与総額×就業者数/実質GDP)上昇率(W-R=ULCと近似できる),前年同期比(%)

Pm：輸入物価上昇率,総合,円ベース,前年同期比(%)

Pr：売上高経常利益率変化率,前年同期比(%)

4.ここでは,(1)1980年代までのデータを用いた場合と,(2)1990年代までのデータを用いた場合の2ケースについて、計測を行った。

5.計測結果

(1)1980年代まで(計測期間1972年1～3月期～1989年10月～12月期)

1) 賃金関数

a_0 -7.68678(-4.4846)

a_1 16.3006 (3.0055)

a_2 1.037 アーモンラグ

t_0 0.67358 (5.7867)

t_{-1} 0.34203 (8.8795)

t_{-2} 0.108899(4.3478)

t_{-3} -0.02582(-0.5936)

t_{-4} -0.06212(-1.7213)

a_3 0.773842 (3.35969)

$R^2=0.915$ S.E.=2.46 D.W.=1.66

2) 物価関数

b_0 1.30091 (5.6351)

b_1 0.6803 アーモンラグ

t_0 0.22678 (21.6518)

t_{-1} 0.18142(21.6518)

t_{-2} 0.13607(21.6518)

t_{-3} 0.09071 (21.6518)

t_{-4} 0.04536(21.6518)

b_2 0.07103 アーモンラグ

t_0 0.02056(7.3517)

t_{-1} 0.01894(7.3517)

t_{-2} 0.01421 (7.3517)

t_{-3} 0.009470(7.3517)

t 0.004735(7.3517)

b_3 0.06718 アーモンラグ

t_0 0.02239(7.5454)

t_{-1} 0.01791(7.5454)

t_{-2} 0.01344(7.5454)

t_{-3} 0.008957(7.5454)

t_{-4} 0.004478(7.5454)

$R_2=0.940$ S.E.=1.40 D.W.=0.92

(2)1990年代まで(計測期間1972年1～3月期～1998年10月～12月期)

1)賃金関数

a_0 -5.28429(-4.3005)

a_1 14.3388 (3.6435)

a_2 1.005 アーモンラグ

t_0 0.68366 (7.3520)

t_{-1} 0.33782 (11.0487)

t_{-2} 0.09653 (4.3038)

t_{-3} -0.04020 (-1.0928)

t_{-4} -0.07238 (-2.4051)

a_3 0.51287 (3.2229)

$R^2=0.903$ S.E.=2.34 D.W.=1.38

2)物価関数

b_0 1.18725(7.0465)

b_1 0.6989 アーモンラグ

t_0 0.2330(24.1916)

t_{-1} 0.1864(24.1916)

t_{-2} 0.1398(24.1916)

t_{-3} 0.09319(24.1916)

t_{-4} 0.04659(24.1916)

b_2 0.06169 アーモンラグ

t_0 0.02056(6.7041)

t_{-1} 0.01645(6.7041)

t_{-2} 0.01234(6.7041)

t_{-3} 0.008225(6.7041)

t_{-4} 0.004113(6.7041)

b_3 0.05403 アーモンラグ

t_0 0.01801(7.1152)

t_{-1} 0.01441(7.1152)

t_{-2} 0.01081(7.1152)

t_{-3} 0.007202(7.1152)

t_{-4} 0.003602(7.1152)

$R_2=0.922$ S.E.=1.43 D.W.=0.67

6.NAIRUの計測は,(1)は1980年代の平均の生産性上昇率(2.9%),輸入物価上昇率(0.6%),経常利益率変化率=0と仮定をおき,(2)は,1990年代の平均の生産性上昇率(2.3%),輸入物価上昇率(-1.0%),経常利益率変化率=0と仮定をおいて,想定し得る物価上昇率について,計測を行った。

なお,(2)について,1980年代の平均の生産性上昇率,輸入物価上昇率を仮定した場合,消費者物価上昇率の0%,0.5%,1.0%,1.5%の想定に対応するNAIRUは,それぞれ,2.9%,2.8%,2.7%,2.6%となる。

7.NAIRUの推計に当たっては,推計方法,価格期待形成のあり方,経済が長期的な均衡状態にある時に想定(許容)しうる物価上昇率の水準,生産性上昇率等の想定により得られる結果が異なる点に留意する必要がある。

8.なお,第II部第1章第1節では,ここで計測した賃金関数(計測期間1972年1~3月~1998年10~12月期)を用いて,(1)1人当たり名目賃金上昇率は時間当たり名目賃金上昇率と等しい,(2)失業率が3.5%から4.5%に上昇,という想定で,失業率1%上昇により賃金上昇率は0.9%ポイント低下するという試算を行っている。

(C)COPYRIGHT Ministry of Health , Labour and Welfare

付注

付注-7 雇用調整関数の推計について(第1-(3)-6図)

推定式及び計測結果は以下のとおり。

マンベース1nL=a+b1nX+c1n(W/R)+d1nL₋₁ マンアワーベース1nLH=a+b1nX+c1n(W/HR)+d1nLH₋₁ 四半期データについて計測,物価を除き季節調整値。

1-dが雇用調整速度

全産業

全産業

L：雇員者数 H：総実労働時間指数 X：実質GDP

W：現金給与総額指数 R：国内卸売物価総平均

ベース	計測期間	a	b	c	d	D. W.
マンベース	1975年Ⅰ期～86年Ⅳ期	0.291 (1.645)	0.110 (3.254)	-0.026 (-1.715)	0.809 (12.901)	2.226
	1986年Ⅳ期～93年Ⅳ期	0.121 (0.400)	0.113 (4.447)	0.070 (1.104)	0.782 (11.956)	2.665
	1993年Ⅳ期～98年Ⅳ期	1.643 (2.260)	0.116 (3.075)	0.038 (0.740)	0.614 (5.282)	2.287
マンアワーベース	1975年Ⅰ期～86年Ⅳ期	0.983 (3.323)	0.279 (4.603)	-0.034 (-1.310)	0.478 (4.308)	1.722
	1986年Ⅳ期～93年Ⅳ期	2.832 (6.280)	0.638 (8.464)	-0.188 (-7.037)	-0.216 (-1.490)	2.142
	1993年Ⅳ期～98年Ⅳ期	4.425 (3.163)	0.406 (3.259)	-0.136 (-2.306)	-0.072 (-0.230)	2.519

製造業

製造業

L：雇用者数（労働省労働経済課にて季節調整） H：総実労働時間指数

X：鉱工業生産指数 W：現金給与総額指数 R：国内卸売物価工業製品

ベース	計測期間	a	b	c	d	D. W.
マンベース	1975年Ⅰ期～86年Ⅳ期	1.147 (3.141)	0.067 (2.278)	-0.015 (-0.389)	0.806 (14.062)	1.690
	1986年Ⅳ期～93年Ⅳ期	1.302 (2.610)	0.056 (1.571)	0.224 (2.306)	0.644 (5.479)	2.285
	1993年Ⅳ期～98年Ⅳ期	2.435 (1.281)	0.120 (1.113)	-0.168 (-1.167)	0.692 (3.080)	2.406
マンアワー ベース	1975年Ⅰ期～86年Ⅳ期	2.184 (4.362)	0.132 (3.750)	-0.019 (-0.407)	0.626 (7.394)	1.250
	1986年Ⅳ期～93年Ⅳ期	4.617 (5.145)	0.301 (5.110)	-0.012 (-0.468)	0.178 (1.120)	2.053
	1993年Ⅳ期～98年Ⅳ期	3.971 (2.605)	0.253 (2.435)	-0.330 (-2.720)	0.496 (2.662)	2.021

サービス業

サービス業

L：雇用者数（労働省労働経済課にて季節調整） H：総実労働時間指数

X：第3次産業活動指数（サービス業） W：現金給与総額指数

R：経済活動別国内総生産（サービス業）のデフレーター（Goldstein Khan法により四半期化し、1998年中は1997年10～12月期の値を接続）

ベース	計測期間	a	b	c	d	D. W.
マンベース	1975年Ⅰ期～86年Ⅳ期	0.668 (1.714)	0.332 (3.262)	0.005 (0.068)	0.689 (7.440)	2.273
	1986年Ⅳ期～93年Ⅳ期	0.456 (0.394)	0.067 (1.062)	-0.048 (-0.243)	0.924 (14.440)	2.403
	1993年Ⅳ期～98年Ⅳ期	0.306 (0.422)	0.277 (1.002)	-0.023 (-0.077)	0.792 (6.523)	2.595
マンアワー ベース	1975年Ⅰ期～86年Ⅳ期	1.693 (4.553)	0.368 (3.246)	-0.129 (-1.807)	0.619 (5.993)	2.139
	1986年Ⅳ期～93年Ⅳ期	4.529 (6.699)	0.240 (1.909)	-0.444 (-1.774)	0.491 (3.279)	1.377
	1993年Ⅳ期～98年Ⅳ期	1.840 (4.315)	0.567 (2.898)	-0.235 (-1.131)	0.522 (4.548)	2.785

常雇

常雇（製造業）

L：雇用者数うち常雇（労働省労働経済課にて季節調整） H：総実労働時間

指数 X：鉱工業生産指数 W：現金給与総額指数 R：国内卸売物価工業製

品

ベース	計測期間	a	b	c	d	D. W.
マンベース	1975年Ⅰ期～86年Ⅳ期	0.931 (2.473)	0.052 (1.749)	-0.017 (-0.420)	0.845 (14.572)	1.769
	1986年Ⅳ期～93年Ⅳ期	0.833 (1.953)	0.048 (1.271)	0.202 (1.917)	0.725 (6.620)	2.582
	1993年Ⅳ期～98年Ⅳ期	2.778 (1.344)	0.138 (1.311)	-0.215 (-1.393)	0.659 (2.713)	2.613

臨時・日雇

臨時・日雇（製造業）

L：雇用者数うち臨時・日雇（労働省労働経済課にて季節調整） H：総実労働時間指数 X：鉱工業生産指数 W：現金給与総額指数 R：国内卸売物価工業製品

ベース	計測期間	a	b	c	d	D. W.
マンベース	1975年Ⅰ期～86年Ⅳ期	0.914 (3.800)	0.609 (5.019)	-0.064 (-0.560)	0.291 (2.651)	2.136
	1986年Ⅳ期～93年Ⅳ期	5.131 (4.530)	0.674 (3.582)	-0.815 (-3.826)	0.021 (0.106)	1.832
	1993年Ⅳ期～98年Ⅳ期	1.773 (1.111)	0.207 (0.537)	0.020 (0.063)	0.380 (1.773)	1.989

大企業

大企業（製造業）

L：雇用者数うち500人以上規模（労働省労働経済課にて季節調整）
X：規模別製造工業生産指数(大企業) W：現金給与総額指数(500人以上規模)
R：国内卸売物価大企業性製品（労働省労働経済課にて1988年Ⅰ期より接続）

ベース	計測期間	a	b	c	d	D. W.
マンベース	1988年Ⅰ期～93年Ⅳ期	-0.145 (-0.263)	0.072 (0.803)	0.492 (1.950)	0.609 (3.241)	2.196
	1993年Ⅳ期～98年Ⅳ期	5.835 (3.062)	-0.007 (-0.055)	-0.363 (-2.235)	0.324 (1.466)	2.027

中小企業

中小企業（製造業）

L：雇用者数うち500人未満規模（労働省労働経済課にて季節調整）
X：規模別製造工業生産指数(中小企業) W：現金給与総額指数(30～499人規模)
R：国内卸売物価中小企業性製品（労働省労働経済課にて1988年Ⅰ期より接続）

ベース	計測期間	a	b	c	d	D. W.
マンベース	1988年Ⅰ期～93年Ⅳ期	0.989 (1.949)	0.131 (2.524)	0.254 (2.266)	0.597 (4.637)	2.368
	1993年Ⅳ期～98年Ⅳ期	4.513 (2.771)	0.405 (3.135)	-0.300 (-2.308)	0.262 (1.146)	2.173

() 内は t 値。

(注意点)雇用調整速度の計測については、推計期間により一部の係数でt値、符号条件が十分でないものもあり、推計結果についてはやや幅を持つてみる必要がある。

付注

付注-8 日本開発銀行「企業財務データ」について(第1-(3)-7図)

東京,大阪,名古屋の各証券取引所の第1部又は第2部に上場している企業で,1970年度から1997年度まで継続してデータの得られる1,190社について集計したものであり,業種別のサンプル数は以下のとおりである。

図表

業種	(社)	業種	(社)
製造業	881	非製造業	309
食料品	76	農林水産業	6
繊維品	67	鉱業	7
木材・木製品	4	建設業	90
紙・パルプ	24	卸売業・小売業	63
出版印刷	8	金融保険業	30
化学工業	124	不動産業	14
石油精製	8	運輸通信業	52
ゴム製品	16	電気・ガス・水道業	15
窯業・土石製品	48	サービス業	32
鉄鋼	44		
非鉄金属	34		
金属製品	38		
一般機械	141		
電気機械器具	112		
輸送用機械器具	86		
精密機械器具	16		
その他製造業	35		

推計式は以下のとおり。

$$L = a + bX + cW + dD_1 + eD_2$$

L：従業員数前年比, X：実質売上高前年比, W：1人当たり実質賃金前年比

D1：経常利益当期赤字ダミー, D2：経常利益2期連続赤字ダミー

なお, 2期連続赤字の場合, D1, D2ともにダミーとしている。

1人当たり賃金は, 従業員給与手当を期末従業員数で除して算出している。

売上高及び1人当たり賃金の実質化には, 製造業は国内卸売物価工業製品, 非製造業は経済企画庁「国民経済計算」の経済活動別国内総生産のデフレーターを用いている。

また, 決算期変更などにより同一年度内に複数回決算処理が行われている場合には, 同一年度内に含まれる決算月数が多い方の決算データを, 12か月換算して利用した。

計測結果は以下のとおり。

図表

業種	計測期間	a	b	c	d	e	\bar{R}^2
全産業	1971～86年	-0.251 (-2.497)	0.274 (48.863)	-0.146 (-38.461)	-1.109 (-3.082)	-6.213 (-13.173)	0.187
	1987～93年	1.649 (15.430)	0.017 (7.636)	-0.064 (-15.760)	-1.824 (-3.579)	-5.259 (-7.696)	0.060
	1994～97年	-1.516 (-11.011)	0.056 (9.514)	-0.123 (-17.341)	-2.421 (-3.940)	-3.456 (-4.714)	0.110
製造業	1971～86年	-0.785 (-7.730)	0.271 (49.760)	-0.113 (-30.485)	-1.085 (-3.272)	-6.277 (-14.722)	0.232
	1987～93年	1.557 (13.412)	0.013 (6.439)	-0.061 (-14.674)	-1.594 (-3.140)	-5.511 (-8.042)	0.071
	1994～97年	-0.709 (-4.034)	0.060 (9.414)	-0.308 (-22.367)	-2.784 (-3.824)	-2.609 (-3.020)	0.166
非製造業	1971～86年	0.719 (2.945)	0.297 (19.748)	-0.233 (-23.251)	-0.687 (-0.575)	-4.948 (-2.940)	0.148
	1987～93年	1.396 (5.699)	0.151 (9.588)	-0.109 (-9.087)	-1.410 (-0.858)	-3.704 (-1.769)	0.071
	1994～97年	-1.813 (-10.151)	0.137 (7.099)	-0.047 (-8.031)	-0.796 (-0.867)	-5.617 (-5.039)	0.153

() 内は t 値。

付注

付注-9 「事業所の新設,既存,廃止別従業者数の増減寄与度(年平均伸び率)」 について

計算方法は以下のとおり(ここでは1991～96年について説明するが,他の年も同様である)。

- 1)事業所の設立時期を合わせて1991年と1996年の2時点につき,事業所数と従業者数を計算する。
 - 2)新設事業所における従業者数の増加は,1992年以降に設置された事業所の従業者数とした。
 - 3)設立時期別に2時点比較した際の減少事業所数事業所の設立時期別の1事業所当たり平均従業者数(1991年現在のもの)を乗じて,廃止事業所における従業者数の減少とした。
 - 4)既存事業所における従業者数の増減は,1991～1996年の増減数から2),3)の合計を減じたものとした。
-

付注

付注-10 公共職業訓練の効果の分析(第3-(2)-3図)

就業・不就業等,従属変数が2分変数である場合には,最小二乗法による推計式 $\ln P = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_i$ を用いると,推計内容によっては $P > 1$ や $P < 0$ となる可能性がある。

このため,今回の分析では,東京都「修了生実態調査」,「修了生追跡調査」の個票の回答に基づき,以下のようなロジスティック分析を行った。データは3年分をプールした。

(推計式)

「修了生実態調査」

$$\ln(P/(1-P)) = \text{Const} + \alpha \text{SUB1} + \beta \text{SUB2} + \gamma \text{SUB3} + \delta \text{SUB4} + \varepsilon \text{SUB5} + \zeta \text{SUB6} + \eta \text{TRN} + \theta \text{SEX} + \iota \text{AGE} + \kappa \text{YFR1} + \lambda \text{YER2}$$

SUB1：科目ダミー1(建築系の科目=1,それ以外=0)

SUB2：科目ダミー2(電気系の科目=1,それ以外=0)

SUB3：科目ダミー3(化学・印刷系の科目=1,それ以外=0)

SUB4：科目ダミー4(事務系の科目=1,それ以外=0)

SUB5：科目ダミー5(被服系の科目=1,それ以外=0)

SUB6：科目ダミー6(その他の科目=1,それ以外=0)

TRN：訓練内容(「良かった」と回答した場合=1,それ以外=0)

SEX：性別(男性=1,女性=0)

AGE：年齢(歳)

YER1：年ダミー1(1994年度修了生=1,それ以外=0)

YER2：年ダミー2(1995年度修了生=1,それ以外=0)

*1)機械系の科目は科目ダミーがすべて0。

2)1996年度修了生は年ダミーがすべて0。

「修了生追跡調査」 $\ln(P/(1-P)) = \text{Const} + \alpha \text{SUB1} + \beta \text{SUB2} + \gamma \text{SUB3} + \delta \text{SUB4} + \varepsilon \text{SUB5} + \zeta \text{SUB6} + \eta \text{TRN} + \theta \text{SEX} + \iota \text{AGE} + \kappa \text{YER1} + \lambda \text{YER2} + \mu \text{BDU}$

SUB1～AGE：「修了生実態調査」と同じ。

YER1：年ダミー1(1991年度修了生=1,それ以外=0)

YER2：年ダミー-2(1992年度修了生=1,それ以外=0)

EDU：学歴(中卒=1,高卒=2,短大・高専卒=3,大学・大学院卒=4)

*3)1993年度修了生は年ダミーがどちらも0。

(参考文献)橘木俊詔,下野恵子「個人貯蓄とライフサイクル」(1994年)経済企画庁「平成7年度年次経済報告」(1995年)

付注

付注-11 失業率の履歴現象

失業率が高止まりしている背景の一因として、需要要因の外に、一度失業率が高まると、その状態が続く、つまり履歴現象があることが考えられる。この点について、検定を行ったところ、履歴現象が存在する可能性が高いことが示唆された。このような失業の履歴現象はヨーロッパでもみられるが、その背景としては、賃金の硬直性、高い雇用調整費用の存在等が指摘されている。もつとも、我が国の場合、第II部第1章第2節でみたように、賃金は比較的伸縮的に変動していると考えられる。

(失業率の履歴現象の検定)

失業率に履歴現象があると、失業率は前期の失業率ときわめて高い相関をもつことになる。回帰分析でその相関の強さを測ることで、履歴現象の統計的検定(単位根検定)ができる(失業率を1期前の失業率に回帰した場合、その係数が1であれば(単位根があるという)、何らかの経済活動による失業率への影響は永続的となり、履歴現象が存在する)。ここでは、ADF(augmented Dickey-Fuller)テストという検定法($U_t = \beta'_0 + \beta'_1 t + (\alpha'_0 - 1)U_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \Delta U_{t-i} + \varepsilon_t$)において、 $\alpha'_0 - 1$ を検定する方法を拡張したもの、推定式参照)を用いている。

数式

$$\text{推定式: } \Delta U_t = \beta_0 + \beta_1 t + (\alpha_0 - 1) U_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \Delta U_{t-i} + \varepsilon_t$$

推計結果

β_0	-0.000831 (-0.0770)
β_1	0.0000416 (1.136)
$\alpha_0 - 1$	0.000880 (0.0667)

\bar{R}^2 0.0965

S.E. 0.0290

1980年1月～1998年12月までの季節調整値を使用(対数変換)

()はt値。

$\alpha_0 - 1 = 0$ なる帰無仮説は、1%水準では棄却できない。

このため、 $\alpha_0 = 1$ が採択され、履歴現象が存在すると判断される。

ラグは2期ラグを採用。

(参考文献) 出島敬久「日本の失業の履歴現象と失業率高止まりの可能性」
(「統計」1999年3月号)

(C)COPYRIGHT Ministry of Health , Labour and Welfare