

就職動向の時系列分析*

宮川 努・玄田有史・出島敬久

1 序文

第1次石油危機から1987年までの日本の失業率の一貫した上昇傾向や、近年の景気後退局面で顕著になった就職環境の悪化ならびに人員削減が、日本の雇用メカニズムのあり方について、再び関心を高めつつある。従来日本の雇用動向分析の多くは、ストックとしての雇用量の変動を主な分析の対象としてきた¹⁾。だがストック変数である雇用量の変動を見るのみでは、その変動が離職者の調整によって行われてきたのか、それとも就職者の変動を通じてもたらされたのかを明示的に区別することは困難である。結果として、その雇用調整の背後にある、就職動向を決定するメカニズムあるいは労働市場の機能にどのような特性があるのかについては、いまだ明らかにされていない。

本論文では、「失業または非労働力状態からの就職」、または「就業状態から別の職への就職」という労働市場のフローの側面に着目する。そしてマクロ経済学的な観点から見た場合、これらの就職動向がいかなる要因に規定されているのかを、時系列分析の手法を用いて解明することを目的としている。

労働市場についてのフロー・アプローチを日本について展開したものとしては、水野(1982)が挙げられる。また近年欧米においても、フロー・アプローチは失業期間の分布の変化や aggregate shock, sectoral shock などの諸ショックが就業状況に与える影響の分析に取り上げられ、各国の労働市場の特性が明らかにされてきた(Blanchard and Diamond(1989, 1990), Jackman and Layard(1989)など)。

本論を展開するに先立ち、労働市場に関係す

るフローのうち、とくに就職動向に焦点を当てて分析する意義を述べておこう。まず一つには、就職動向のあり方が実際にマクロの失業率の変動に少なからぬ影響を与えてきた点が挙げられる。水野(1982)では、「労働力調査(1973-1981)」の特別集計データを用いて、失業への参入フロー率の上昇と並んで失業者の再就業確率が低下する傾向にあることが指摘されている。またそこでは、失業率の変動を失業期間の効果と失業参入フローの効果に分解すると、同期間全体では男子においては前者が後者を上回り、女子においては両効果が相半ばしていることが観察されている。完結失業期間が失業状態から離脱する確率の逆数として求められることを考えると、同分析は、失業参入フロー率のみならず、失業者が再就業するしないしは非労働力化する確率が、マクロの失業率の変動に少なからず影響を与えていることを示唆している。もっとも、日本の労働市場における就業移動に関しては、失業プールを経由しない移動が強調されることが多い。だが先に述べた事実をふまえると、失業率の変動を説明するには、就業者が新たな就業先を見つける場合と同様に、失業プールからの雇用がどのようなメカニズムによって実現しているのかを検討することも重要であると思われる。そこでわれわれは、利用可能な就職希望者データをすべて用いて比較検討することで、失業プールを経由しない移動についても最大限考慮する。

いま一つの意義は、就業行動に関する理論仮説についての一つの証左を与えることにある。就職動向の理論は、これまで2つの方向に大別されてきた。一つは、就職者数の決定に労働需要量と労働供給量が共に影響を与える、新古典

派理論または確率的遭遇過程(random matching process)についての理論である。もう一つは、労働需要の大きさが主に就職者数を決定するという割り当て現象(rationing)の発生を念頭に置く方向である²⁾。そのうちいずれがより現実に即したものであるかを判断することは、すぐれて実証的な問題である。さらに、それを明らかにすることは政策上も重要な含意を与えることになる。具体的には、前者が妥当ならば、労働市場のミスマッチを解消させ、労働者の再配置を促す政策が求められるだろうし、後者が妥当ならば、むしろケインズ経済学的な総需要の維持・拡大が重要な課題となるであろう。

本論文でわれわれが得た主な結論を先取りすると、日本の就職動向は長期的には労働需要量を変動させる要因(求人)のみに支配されているということである。この結論は、就職希望者として失業者、職安求職者のいずれをとった場合にも変わらない特性といえる。したがって、離職行動を所与とするならば、失業率の長期的変動に対して労働供給要因よりも労働需要要因がより重要であり、就職市場での割り当てを生み出すモデルが支持される。

本論文の構成は以下の通りである。第2節では就職動向を分析するために用いる理論モデルと仮説について説明する。第3節では分析に用いられるデータの説明を行う。第4節では各マクロ変数の時系列上の性質を確認し、変数が非定常過程にしたがう場合に均衡関係を検定する手法を用いて、就職動向の決定要因について分析する。第5節で結論と若干の留保点を述べる。

2 理論モデルと仮説

本節では就職動向を実証的に分析するための基本的枠組みについて説明する。以下で前提とするモデルは、Blanchard and Diamond(1989)によって示された aggregate matching function(以下 AMF と記す)である。

AMF は、就職市場において就職希望者と求人者が互いに望む職と人材を見いだすプロセスを、一般的な形式で表現したものである。就職希望者と求人者がそれぞれ完全に同質的

(homogeneous)である場合、 t 時点での就職者数を H_t 、求人数を V_t 、就職希望者数を X_t 、scale parameter を λ とすると、AMF は、

$$H_t = \lambda \cdot M(V_t, X_t) \quad (1)$$

と表される³⁾。

AMF は労働者と企業の最適化行動から導出されるのではなく、その基盤にある就職決定の技術を表したものであるという意味で、生産関数と同様の基礎的な概念としてとらえることができる。

Spot market のような競争的労働市場や、確率過程にしたがう就職決定(a time-consuming stochastic process of waiting for and looking for an appropriate match)の場合、求人数または就職希望者数を増加させる経済ショックは、いずれも就職者数を増加させる効果をもつだろう。競争的就職市場では新規雇用者についての労働需要曲線と労働供給曲線のいずれか一方またはその両方の右方シフトは、均衡における就職者数を増加させることになるだろう。また就職の決定が一定の就職成功確率のもとで行われる場合にも、求人数または就職希望者数が多いほど、経済全体での就職件数は増加することになる⁴⁾。

つまり、これらのケースにおいては

$$M_V > 0, M_X > 0, \\ M(0, X) = M(V, 0) = 0 \quad (2)$$

といった関係が成立すると考えられる。実際 Blanchard and Diamond(1989)では、1968 年 2 月から 1981 年 12 月の米国については上の仮説が妥当性をもつことが指摘されている。

一方、労働需要の大きさが就職者数を決定しており、就職市場では割り当て現象(rationing)が生じている場合には求人数の大きさのみが就職者数に対して正の効果をもつことになる⁵⁾。このとき就職希望者数の変動の効果については、就職者数の決定に対しては影響を与えないか、労働市場が異質(heterogeneous)である場合には就職希望者数の増加は就職者数にマイナスの効果をもつかもされない。なぜならば、就職希望者の増加によって生産性の低い労働者の比重が高まる場合には、企業は新規雇用者の平均的

表1 データの出所

変 数	出 所
就 職 者 H	常用雇用指数×入職率×基準年常用雇用者数(毎月勤労統計)
求 人 V	月間有効求人数(新規学卒者およびパートを除く)(職業安定業務月報)
就職希望者 U	完全失業者数(労働力調査)
T	転職希望者数(労働力調査)
TS	転職希望者のうち実際に求職活動をしている労働者数(労働力調査)
A	月間有効求職者数(新規学卒者およびパートを除く)(職業安定業務月報)

変数はすべて季節調整をしている。

な生産性を低く見積る結果、かえって新規雇用を手控えるかもしれないからである。この場合

$$M_V > 0, M_X \leq 0 \quad (3)$$

という関係が成立することになる。

はたして実際の就職市場では、(2)と(3)のいずれがより妥当であるといえるだろうか。次節以降この点について検討する。

3 データ

以下で先に述べた仮説についての実証結果を示すが、その前に実証に用いたデータについて説明する。なお、以下で述べる出所は表1にまとめた。

AMFの計測に際して、被説明変数である就職者数 H_t は、「毎月勤労統計」から得られる、前月の常用雇用指数に常用労働者の(粗)入職率を乗じ、さらに基準時のレベルに直して作成した⁶⁾。したがってわれわれが用いる就職者数の変数には、失業プールからの就職、非労働力状態からの就職、失業プールを経由しない転職、および出向による事業所間の移動の全てを含むことになる。この系列は米国でAMFを計測したBlanchard and Diamond(1989)が用いている入職者のデータとほぼ同一であるが、英国での計測であるJackman and Layard(1989)は失業プールからの入職者数に限定しているため、国際比較に際してはデータの違いに留意する必要がある。

労働需要サイドの説明変数である求人数 V_t としては、「職業安定業務月報」から常用労働者に関する有効求人数を用いた。このデータには2つの留意点がある。その第一は、この求人数のデータにはパートタイム労働者と同時に新規学卒者についての求人が含まれていない点であ

る。「雇用動向調査(1990年)」によると、入職者経路別の入職者数では新規学卒者は全体の約20%を占めている。新規学卒者の求人数の推移は、中卒・高卒者については職安統計により把握することはできるが、それをを用いると年次データであるためにサンプル数が限定されてしまい、時系列分析には適さない。また新規学卒者とその他の労働者とは求人数の決定メカニズムが異なるかもしれない。したがって以下の実証で用いる推計式の説明変数の中に新卒者の求人数が抜けている点に注意をする必要がある⁷⁾。第二に、企業の労働者の採用手段も近年多様であり、職安だけでなく求人雑誌や知人の紹介などを通じた就職も少くない。その意味で求人動向を職安統計に限定することは、全体の動向を過小に評価しているおそれがある。だが現存する求人統計で、長期にわたり月次データで利用できるものとしては、職安統計によるものが最も信頼性が高いと思われる⁸⁾。また職安統計による求人数は、それ以外の経路による求人数とは相関が高いと考え採用した。

労働供給サイドの説明変数である就職希望者数 X_t については、就職経路別に4つの変数を代替的に用いることにする。まず、失業プールからの就職希望者数の変動を表すものとして、「労働力調査」から完全失業者数 U_t を用いる。一方、しばしば指摘されるように日本の就職構造では失業プールを通らない転職者が少からず存在する。そこで「労働力調査」から、就業者の中での転職希望者数のデータ T_t および、その中で実際に求職活動を行っている者 TS_t を用いることにする。そして失業中の就職希望者と就業中の転職希望者の両方を含む変数として、職安統計から得られる有効求職者数 A_t につい

ても併せて検討することにした。有効求職者には、有効求人と同じように、新規卒者およびパートタイム労働者は除かれている。就職希望者に関するデータの留意点としては、「労働力特別調査(1980年)」によると、完全失業者の中で調査月末1週間のうちに実際何らかのかたちで求職活動を行った者は、全体の18%に過ぎないことがあげられる。したがって、失業者数はその時点での就職希望者についての適切な代理指標となっていない可能性がある(富田(1984))。また「雇用動向調査(1990年)」によると、入職者の職安経由率は20%程度に過ぎない⁹⁾。それゆえ全体の就職希望者を「職安統計」の有効求職者で代替することは、真の就職動向を過小に評価している可能性がある点に留意を要する。

個々のデータには以上の留意点はあるものの、異なる就職経路に対応する利用できる限りのデータを比較検討することで、就職経路の構造的な差異を把握するとともに、頑健な結論を導くことができると考える。

4 実証結果

4.1 データの特性と実証手順

われわれは(2)式および(3)式の仮説を、1970年1月から1991年3月までの時系列データを用いて検討する。推定期間を1970年以降に設定したのは、その年を境に職安統計における求人数の調査の方法が変更されたからであり、これにより変数の定義に変更のない最大限のサンプルが確保できる。変数はすべて季節調整を施したうえで対数化して用いる。

ところで、米国の時系列データに対してBlanchard and Diamond(1989)は、AMFの説明変数に求人数、失業者数、およびタイムトレンド(確定的トレンド)を用いて、OLS、AR1、または操作変数法などにより推計している。同様の方法が、日本の時系列データに適用できるかどうかを検討してみよう。

図1には前節で述べた変数の推移を、表2には説明変数間およびそれぞれのタイムトレンド(確定的トレンド)との間の相関係数、また確定

的トレンドを制御した説明変数間の偏相関係数を示した。表2からは、就職希望者に関する変数はいずれも確定的トレンドとの相関が非常に強いことがわかる。さらに図1を見ると、これら変数がこのような確定的トレンドまわりの定常過程にのみしたがうものかどうか疑わしい。

したがって次の二つの理由によって、同様の方法を日本の就職市場について採用することはできない。第一には、予想される通りにこれら変数がrandomwalkする部分をもつ場合、AMFのOLS推定量が一致性をもたない¹⁰⁾という「見せかけの回帰(spurious regression)」が生じる可能性がある。また第二には、かりにこれらの変数が定常過程にしたがっていてOLS推定が可能だとしても、就職希望者の変数とトレンド項を説明変数に用いた場合、両者の相関が強いことにより多重共線性が生じる可能性がある。これを解消するために、求人数や就職希望者の確定的トレンドに関する、detrended dataを用いてAMFを推計しようとする。偏相関係数を見る限り、今度は両変数間の相関が強まるため同様な問題が生じてしまう。結局、就職市場の構造的な特徴を明らかにするためには、非定常性を考慮して、このような変数間のトレンド的な動きがどのような関係から生み出されているのかを検討しなければならない¹¹⁾。

そこで、以下でとる実証手順をあらかじめ述べておく。まず4.2では、各変数の非定常性のテストを行う。次に4.3では、これら変数間で、共通のトレンドを有して長期的な均衡関係(cointegration)にある変数の組み合わせを発見する。さらに4.4で、この関係に対する短期的ショックの影響を明らかにするために、error correction modelを推定する。

4.2 非定常性の検定(unit root test)

前述の非定常性の懸念を踏まえ、ここでは各変数の時系列的特性を見るために、Dickey and Fuller(1979)タイプとPhillips and Perron(1988)タイプとのunit root testを行う。この結果は表3に要約されている。

まずADF(Augmented Dickey-Fuller)タイプ

図1 就職者・求人・就職希望者(失業者, 転職希望者, 職安求職者)の変動

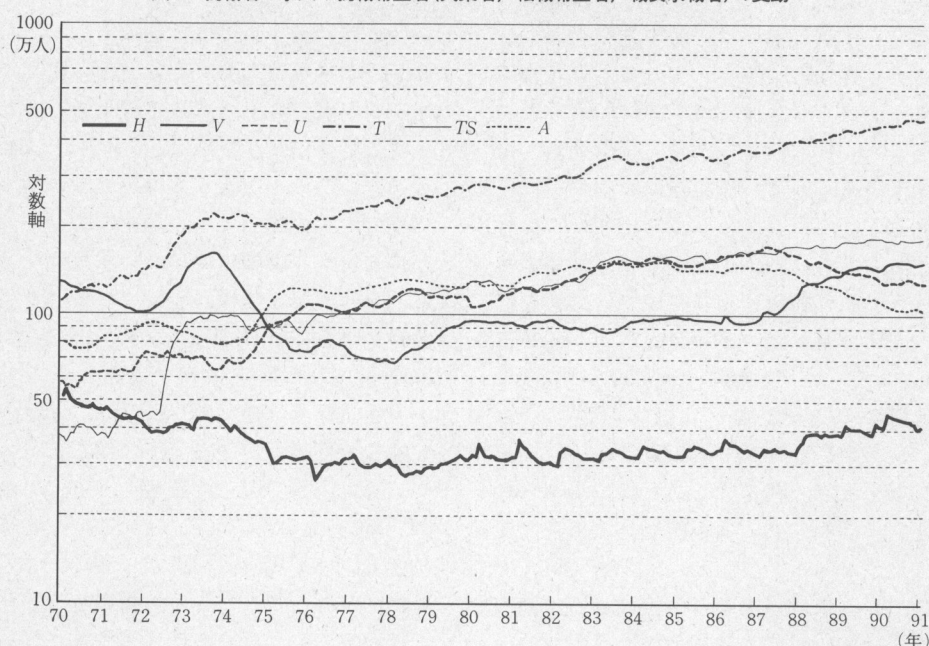


表2 相関係数およびタイムトレンドをコントロールした偏相関係数

	V_t	U_t	T_t	A_t
U_t	-0.162 (-0.757)			
T_t	0.300 (0.552)	0.831 (0.479)		
A_t	-0.532 (-0.882)	0.882 (0.885)	0.563 (-0.477)	
TIME	0.210	0.883	0.985	0.636

サンプル期間: 1970年1月-1991年3月。

()内は偏相関係数。

の統計量としては、 t 値タイプの統計量 $T(\rho - 1)$, τ を示している。また、Phillips and Perron タイプのテストについては、被説明変数の1期ラグ変数についてのOLS推定量と、その t 値、 F 値タイプの統計量、 $\alpha, Z(\alpha), Z(t_\alpha), Z(\emptyset)$ を示している。このうち上段は、その変数が非確率的トレンド部分をもつことも許容する場合の統計量であり、下段は非確率的トレンドには従わない場合の統計量である。以上の統計量は、攪乱項の自己相関についてのラグの長さ (l) が、1カ月および3カ月のケースについて求めた。

表3は、サンプル期間において就職動向についての全てのマクロ変数が確率的なトレンドに

したがうことを示している。表2では就職希望者数のデータは、確定的トレンドとの間に強い相関が認められた。ところが、表3の unit root test によれば、確率的トレンドにしたがって変動している部分もあることが考えられる。また求人数は、表2では確定的トレンドとの相関は必ずしも強くなかったが、表3の統計量からは確率的トレンドにしたがい変動していたことを棄却できない。さらに就職希望者については、失業者以外の変数の一部の検定量で unit root をもつことを棄却する数値が見られるが、おおむねすべての変数が random walk する部分をもつと判断できる¹²⁾。

求人数や就職希望者数が random walk にしたがう部分をもつということは、就職動向を決定する労働需要側および労働供給側の変数が、長期的な確率的変動要因によって影響されていることを意味している。このとき(1)式で示された AMF を推計した場合の誤差項が定常過程であるならば、同様に確率的トレンドに従い変動する就職者数は、求人数および就職希望者数の両方またはそのいずれか一方の確率的トレンドと共通な変動が長期的には見られるだろう。

4.3 cointegration test

表3 unit root test

	y_t	H		V	
		$l=1$	$l=3$	$l=1$	$l=3$
ADF	$T(\bar{\rho}-1)$	-8.92	-7.16	-5.65	-7.84
	τ	-2.64	-2.25	-1.65	-1.91
Phillips-Perron	$\bar{a}$	0.971		0.997	
	$Z(\bar{a})$	-7.32	-7.32	-0.642	-0.642
	$Z(t\bar{a})$	-2.26	-2.25	-0.747	-1.03
	$Z(\Phi_3)$	4.36	4.38	4.54	2.79
	α^*	0.967		1.00	
	$Z(\alpha^*)$	-8.48	-8.45	-0.386	-1.44
	$Z(t\alpha^*)$	-2.58*	-2.58*	-0.226	-0.643
	$Z(\Phi_1)$	3.29	3.31	0.111	0.0647

U		T		TS		A	
$l=1$	$l=3$	$l=1$	$l=3$	$l=1$	$l=3$	$l=1$	$l=3$
-3.07	-3.85	-10.7	-10.9	-10.1	-9.64	-4.95	-3.82
-0.98	-1.17	-2.76	-2.75	-2.79	-1.06	-1.34	-2.55
1.00		0.970		0.983		1.01	
0.606	0.606	-7.52	-7.52	-4.21	-4.21	1.85	1.85
-0.0696	-0.360	-2.83	-2.86	-2.07	-2.17	0.861	0.238
3.70	2.78	5.81*	5.48**	4.92	4.15	7.35**	3.88
0.991		0.993		0.988		0.993	
-2.49	-2.65	-1.90	-1.95	-3.30	-3.53	-2.18	-2.69
-2.47	-2.29	-2.52	-2.38	-3.04**	-2.76*	-1.87	-1.74
5.81**	4.40*	16.6***	14.0***	9.66***	7.01***	1.86	1.06

Dickey-Fuller(1979), Phillips-Perron(1988), Perron(1990)による。

サンプル期間：1970年2月—1991年3月

***：1%水準で有意，**：5%水準で有意，*：10%水準で有意。

$T(\bar{\rho}-1)$ ， τ は，確定的トレンドを含む式に基づく統計量。

$$\Delta y_t = \mu' + \beta' t + \alpha_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^l \alpha_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

$\bar{a}$ ， $Z(\bar{a})$ ， $Z(t\bar{a})$ ， $Z(\Phi_3)$ は，確定的トレンドを含む式に基づくOLS推定量と各統計量。

$$y_t = \mu + \beta(t - T/2) + \alpha y_{t-1} + u_t$$

α^* ， $Z(\alpha^*)$ ， $Z(t\alpha^*)$ ， $Z(\Phi_1)$ は，確定的トレンドを含まない式に基づくOLS推定量と各統計量。

$$y_t = \mu + \alpha^* y_{t-1} + u_t$$

l は， u_t の自己相関に依存するラグの長さである。

そこで各変数間で確率的トレンドが共通しているか，言い換えれば短期的な乖離は生じても長期的には同一の要因により変動する関係(cointegrationあるいはlong-run relationship)が存在しているかを確認するために，われわれは2変数と3変数の場合について，それぞれcointegration testを行った。その結果は，2変数の場合が表4に，3変数の場合が表5に要約されている。各表にはEngle and Granger(1987)の2段階法によるDurbin-Watson統計量，ADF統計量，Phillips and Ouliaris(1990)による検定統計量($\hat{Z}_a$ ， $\hat{Z}_t$)が示されている。各種統計量は，確率的ショックのラグの長さ

(l)が1カ月および3カ月のケースについて求めた。

表4によると，就職者数と労働供給サイドの変数に関して，つまり就職者と失業者，就職者と転職希望者，就職者と職安求職者という2変数の組については，cointegrateしていないという帰無仮説がすべての統計量について棄却できない。これは，就職経路によらず両者がcointegrateしていないことを示している。これに対して，就職者数と労働需要サイドの変数に関しては，就職者数と求人数について同様の帰無仮説がすべての統計量から棄却され，両者は1つの共通の確率的トレンドにしたがうと考

表 4 就職者と各労働需給要因との cointegration test

	H, V		H, U		H, A	
CIE†	$\ln H = 1.14 + 0.524 \ln V$		$\ln H = 4.71 - 0.244 \ln U$		$\ln H = 6.02 - 0.515 \ln A$	
DW	0.120		0.0576		0.0907	
	($l=1$)	($l=3$)	($l=1$)	($l=3$)	($l=1$)	($l=3$)
ADF	-4.31***	-3.83***	-2.37	-1.87	-3.05*	-2.44
$\bar{Z}_a$	-20.5**	-20.5**	-8.35	-7.95	-13.4	-13.0
$\bar{Z}_t$	-3.68*	-3.68*	-2.15	-2.11	-2.78	-2.75

H, T		H, TS	
$\ln H = 4.22 - 0.118 \ln T$		$\ln H = 4.24 - 0.145 \ln TS$	
0.0456		0.0515	
($l=1$)	($l=3$)	($l=1$)	($l=3$)
-2.36	-1.99	-2.20	-1.91
-7.12	-7.20	-7.24	-7.45
-2.05	-2.06	-1.95	-1.97

求人と就職希望者との cointegration test

V, U		V, A		V, T	
$\ln V = 5.35 - 0.154 \ln U$		$\ln V = 7.32 - 0.567 \ln A$		$\ln V = 4.10 + 0.0925 \ln T$	
0.00626		0.00673		0.00634	
($l=1$)	($l=3$)	($l=1$)	($l=3$)	($l=1$)	($l=3$)
-1.05	-1.36	-0.937	-1.20	-1.56	-1.81
0.278	-0.695	0.0691	-0.789	-1.17	-2.21
0.166	-0.318	0.0407	-0.368	-0.691	-0.992

Engle-Granger(1987), Phillips-Ouliaris(1990)による。

サンプル期間：1970年2月-1991年3月。

帰無仮説：「変数間に cointegration 関係は存在しない。」

***：1%水準で有意，**：5%水準で有意，*：10%水準で有意。

†：Cointegration equation.

えられる。また表の最下段は、就職希望者数に関するそれぞれの変数と求人数の組み合わせには、cointegration 関係は見い出せないことを示している。その意味で(1)式の右辺中の2変数は、長期的には異なった要因に基づき推移していると考えられる。

また表5によると、就職者数、求人数、就職希望者数の3変数が cointegrate していないという帰無仮説は、就職希望者にどの変数を用いた場合にもすべて棄却される。すなわち、就職経路によらず AMF の3変数は cointegrate しているといえる。

この2変数と3変数の対照的な検定結果は、どう結論付けられるだろうか¹³⁾。一般に、random walk する3変数間には、一次独立な cointegration vector は最大限2つ存在する。仮に2つある場合、双方の関係から1つの変数(求人)を消去することで、就職者と就職希望者

の2変数にも cointegration が認められるはずであるが、これは両者が cointegrate していないという先の結論と矛盾する。ゆえに、この3変数について、「(i) cointegration vector の rank は1」であることがわかる。すると、3変数の cointegration vector と、就職者と求人の2変数の cointegration vector が実は同一でなければならず、「(ii) そのただ1つの cointegration vector の就職希望者数についての係数は0」という推論が導かれる¹⁴⁾。

そこで、果して(i)と(ii)の2つの推論が妥当であるかを、別のアプローチである Johansen (1988)の方法により確認する。まず(i)の cointegration vector の rank の検定として、表6には就職者数、求人数、失業者数の3変数の場合と、失業者数の代わりに職安求職者数を用いた3変数の場合についての最大固有値テスト(maximal eigenvalue test)とトレーステス

表5 AMF 全変数間の cointegration test

	H, V, U		H, V, A	
CIE†	$\ln H = 2.18 + 0.472 \ln V - 0.171 \ln U$		$\ln H = 3.26 + 0.376 \ln V - 0.302 \ln A$	
DW	0.198		0.199	
	(<i>l</i> =1)	(<i>l</i> =3)	(<i>l</i> =1)	(<i>l</i> =3)
ADF	-4.72***	-4.18***	-4.85***	-4.26***
$\bar{Z}_a$	-29.9**	-30.1***	-30.4**	-30.7**
$\bar{Z}_t$	-4.19**	-4.20**	-4.26**	-4.28**

H, V, T		H, V, TS	
$\ln H = 1.90 + 0.565 \ln V - 0.170 \ln T$		$\ln H = 1.82 + 0.534 \ln V - 0.154 \ln TS$	
0.249		0.313*	
(<i>l</i> =1)	(<i>l</i> =3)	(<i>l</i> =1)	(<i>l</i> =3)
-5.02***	-4.71***	-5.54***	-5.35***
-35.9***	-37.5***	-44.9***	-47.1***
-4.48***	-4.56***	-5.00***	-5.11***

Engle-Granger (1987), Phillips-Ouliaris (1990) による。

サンプル期間：1970年2月—1991年3月。

帰無仮説：「変数間に cointegration 関係は存在しない。」

***：1%水準で有意，**：5%水準で有意，*：10%水準で有意。

†：Cointegration equation.

ト (trace of stochastic matrix) の結果がそれぞれ示されている。表の値はラグを3カ月とした場合の各テストの結果であるが、ラグを2カ月としてテストしても以下の結論は変更されない。これによると、最大固有値テストとトレーステストの両方を通じて、就職希望者として失業者、職安求職者のいずれの場合についても、rankが0であるという帰無仮説は5%水準で棄却される。それに対し、rankが1以下であるという仮説は、両テストを通じて棄却されない。前節の考察より、各変数が random walk にしたがる部分を持つことを前提とすれば、3変数の cointegration vector の rank が1であるという可能性は、Johansen test からやはり支持される¹⁵⁾。

次に(ii)の推論を確認する為に、表6の3変数のケースに関する cointegration vector のうち、就職希望者数の係数が0であるという帰無仮説の係数制約を課さない場合に対する尤度比検定を行った。その結果は表7に示されている。それによると、失業者についての cointegration vector の係数が0であるという帰無仮説の係数制約を課さない場合に対する尤度比は3.09となる。自由度1の5%水準における χ^2 統計量は3.84であることから、失業者数の係数

が0であるという仮説は棄却されない。また就職希望者として職安求職者数を用いた場合にも、求職者数の係数が0であるとしたときの尤度比は2.25となり、やはり係数制約に関する帰無仮説は棄却されない。一方、求人数の cointegration vector の係数が0であるという帰無仮説は、就職希望者として失業者と職安求職者のいずれを用いた場合についても棄却される。以上を総合すると、ただ一つの cointegration vector の就職希望者数についての係数が0であるという結論は、Johansen test から妥当であると判断できる。

以上の結果は、就職者数の長期的な変動が求人数のトレンドのみにより説明されることを意味している。したがって、第2節の(2)式または(3)式の仮説に関しては、長期において、求人数の変動が就職者数の決定要因であるという(3)式の仮説がより整合的だと考えられる。これによれば、1970年代中盤以降の景気の停滞で求人減少させたショックが一時的なものでなかったとすれば、1980年代を通じてなお労働需要の減退に永続的に影響を及ぼしたといえる。そしてこのことが就職者数の増加を抑制し、80年代の失業率の趨勢的な上昇傾向をもたらしたという推測ができる。しかし逆に、図1に見ら

表6 Johansen maximum likelihood methodによる cointegration rank の検定

		H, V, U		H, V, A	
Maximal eigenvalue	帰無仮説	$r=0$	$r \leq 1$	$r=0$	$r \leq 1$
	対立仮説	$r=1$	$r=2$	$r=1$	$r=2$
		21.7**	7.02	20.5*	8.01
Trace of stochastic matrix	帰無仮説	$r=0$	$r \leq 1$	$r=0$	$r \leq 1$
	対立仮説	$r \geq 1$	$r \geq 2$	$r \geq 1$	$r \geq 2$
		33.8**	12.1	33.8**	13.4*

r は cointegration の rank を表す、ラグ3期。

Unit root test より各変数は非定常であると考え、 $r=0, r \leq 1$ を帰無仮説とする検定を掲げた。

** : 5% 水準で有意、* : 10% 水準で有意。

表7 Johansen method による係数制約に対する尤度比統計量 LR (1)

	$\ln H = \beta_1 \ln V + \beta_2 \ln U$	$\ln H = \beta_1 \ln V + \beta_2 \ln A$
帰無仮説 : $\beta_1 = 0$	13.5***	10.6***
帰無仮説 : $\beta_2 = 0$	3.09*	2.25

ラグ3期、 $r=1$ のときの値。

*** : 1% 水準で有意、** : 5% 水準で有意、* : 10% 水準で有意。

帰無仮説の下で漸近的に $\chi^2(1)$ にしたがう統計量。

れる1980年代での職安求職者や失業者数の長期的な増加傾向は、それだけでは就職者数のトレンドを押し上げることができなかったと解釈されよう。

ここで、この cointegration test と従来のベバリッジカーブの計測との関係にふれておこう。AMF の就職希望者数と求人数の関係については、需要ショックの種類に応じて2つの可能性が考えられる。就職希望者数の変動要因は、家計所得や労働者の余暇に対する趣向の変化など、労働需要と独立な要因だけではない。労働市場におけるショックが aggregate shock である場合には、均衡は一つのベバリッジカーブ上を移動するために、求人数と就職希望者数の間には負の相関が見られることになる。一方、sectoral shock が支配的である場合には、ベバリッジカーブ自体がシフトする結果、求人と求職が同方向に移動することが考えられる。ところが表4の結果からは、求人数と就職希望者数に cointegration は観察されなかった。このことから、どちらか一方のショックが支配的というわけではなく、双方のショックが混在しているものと推測される。したがって、安定したベバリッジカーブを観察することはできない。

4.4 error correction model (誤差修正モデル) の推定

以上は長期の就職構造が主に労働需要側の要因により規定されることを示しているが、短期の構造はどのように特徴付けることができるだろうか。このためにわれわれは次に error correction model (誤差修正モデル) の推計を試みた。ここでは先の cointegration test の結果をふまえて、cointegration equation を次のように特定化した。

$$\ln H_t = a_0 + a_1 \ln V_t + EC_t \quad (4)$$

ここで EC_t は、この式の推計で求められる誤差項である。これを誤差修正項 (error correction term) とみなして、error correction model を次のように特定化し推定した。

$$\Delta \ln H_t = b_0 + b_1 EC_{t-1} + b_2 \Delta \ln H_{t-1} + b_3 \Delta \ln V_{t-1} + \sum_{\tau=1}^j b_{4,\tau} \Delta \ln Z_{t-\tau} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Δ は階差オペレータである。また、 $Z_{t-\tau}$ は就職者の短期的変動に影響を与える変数であり、具体的には $U_{t-\tau}$ 、 $A_{t-\tau}$ 、 $T_{t-\tau}$ のいずれかを用いる。このとき $b_1 (< 0)$ は、前期の長期関係 (cointegration) からの乖離 EC_{t-1} がどれだけ H_t に影響を与えるかという意味で、長期関係への調整速度を表している。 j については、ラ

表8 error correction model の推定

Const	$EC_{t-1}\uparrow$	$\Delta \ln H_{t-1}$	$\Delta \ln V_{t-1}$	$\Delta \ln U_{t-1}$	$\Delta \ln U_{t-2}$	$\Delta \ln U_{t-3}$	$\bar{R}^2$	DW
-0.90×10^{-3}	-0.0981^{***} (-4.12)	0.0501 (0.815)	0.146 (1.35)	-0.112 (0.995)			0.10	2.01
-0.53×10^{-3}	-0.0934^{***} (-3.90)	0.0354 (0.570)	0.134 (1.25)	-0.0411 (-0.337)	-0.174 (-1.45)		0.10	2.03
-0.70×10^{-4}	-0.0907^{***} (-3.80)	0.0207 (0.333)	0.115 (1.07)	-0.0551 (-0.453)	-0.0767 (-0.589)	-0.225* (-1.94)	0.11	2.00
Const	$EC_{t-1}\uparrow$	$\Delta \ln H_{t-1}$	$\Delta \ln V_{t-1}$	$\Delta \ln A_{t-1}$	$\Delta \ln A_{t-2}$	$\Delta \ln A_{t-3}$	$\bar{R}^2$	DW
-0.96×10^{-3}	-0.0978^{***} (-4.13)	0.0438 (0.712)	0.105 (0.892)	-0.231 (-1.23)			0.10	2.00
-0.96×10^{-3}	-0.0978^{***} (-4.13)	0.0440 (0.706)	0.105 (0.889)	-0.235 (-0.741)	0.00485 (0.0158)		0.098	2.00
-0.92×10^{-3}	-0.0971^{***} (-4.09)	0.0434 (0.697)	0.103 (0.874)	-0.261 (-0.816)	0.215 (0.510)	-0.222 (-0.730)	0.096	2.00
Const	$EC_{t-1}\uparrow$	$\Delta \ln H_{t-1}$	$\Delta \ln V_{t-1}$	$\Delta \ln T_{t-1}$	$\Delta \ln T_{t-2}$	$\Delta \ln T_{t-3}$	$\bar{R}^2$	DW
-0.14×10^{-2}	-0.104^{***} (-4.40)	0.0506 (0.823)	0.169 (1.56)	0.0181 (0.146)			0.096	2.01
-0.23×10^{-2}	-0.108^{***} (-4.57)	0.0535 (0.873)	0.144 (1.32)	-0.0501 (-0.389)	0.227* (1.81)		0.10	1.99
-0.20×10^{-2}	-0.106^{***} (-4.45)	0.0560 (0.910)	0.154 (1.39)	-0.0559 (-0.432)	0.251* (1.90)	-0.0735 (-0.579)	0.10	2.00

被説明変数： $\Delta \ln H_t$.†Cointegration equation: $\ln H_t = 1.14 + 0.524 \ln V_t + EC_t$ に基づく.

推定期間：1970年6月—1991年3月.

***：1%水準で有意，**：5%水準で有意，*：10%水準で有意.

()内はt統計量.

グが1期までの場合から3期までの場合について考察した。結果は表8に示されている。

まず調整の速さを見ると，誤差修正項の係数はいずれも-0.09から-0.1前後で安定しており，常用雇用の就職者数と求人数との間の長期的な均衡関係からの乖離は，およそ1年間かけて修正されることを示している。常用労働者の採用を，新規学卒者の採用と合わせ，4月に集中させる傾向が一般にあることを考えれば，これは妥当な値であろう。また，自己の1期ラグ項についてはいずれも有意ではない。

労働需要側の要因については，求人数の1期ラグ項が有意ではない。これにより，労働需要側の要因の変化は長期的には影響を与えるものの，短期的な変動としては就職者数の決定に影響を与えていないといえる。

労働供給側の要因に関しては，次のような結論が得られる。まず，職安求職者をはじめとして長期のみならず短期的にも就職者数の決定に対して影響を与えないものが多いことがわかる。

ただし注意したいのは，失業者の3期ラグ項が就職者を減少させ，就業状態にある転職希望者数の2期ラグ項が就職者を増加させている点である¹⁶⁾。この結果は，労働供給サイドの短期的なショックは，一部ではあるが，就職希望者の就業状態によって異なる影響をもつことを示している。しかも，同じ労働供給サイドの増加ショックではあっても，失業者の増加ショックは就職に不利な効果を招くが，就業している転職希望者の増加ショックは有利に働くという，対照的な方向になっている。日本では，転職希望の労働者が失業プールを経由せず，就業を続けながら転職先を探そうとする傾向の強いことが指摘される。このことを，失業プールにいるか否かで就職への影響が逆転するという短期の調整メカニズムが捉えている可能性がある。

5 結論と留意点

われわれは，日本の労働市場における就職構造の特徴を明らかにするために，労働市場のフ

ロー・アプローチの基本概念である aggregate matching function (AMF) の推計を試みた。そこで就職動向に関するマクロ変数が非定常過程にしたがうという時系列の特性を考慮して、cointegration test によって労働需要と労働供給いずれの要因が就職動向に長期的な影響を与えているかを検討した。これによると、就職者数と求人数は一つの共通の確率トレンドに当たっていると考えられ、就職動向は長期的には労働需要側の要因のみにより規定されていることが示唆された。

さらに短期的な影響を知るために、この cointegration test の結果に基づき、error correction model により AMF を推定した。その結果、常用労働者の就職者数の長期均衡からの乖離は、およそ1年間で調整されることがわかった。また一部ではあるが、失業者数と転職希望者数の短期的変動が就職動向に影響を与えており、就職希望者が就業中か否かによって異なる効果をもつことが示された。

以下われわれの分析に残された課題について触れて本稿を閉じる。

まず第一に、われわれの分析は就職者と離職者双方の動向により決まる雇用調整のうち、離職者数の決定を所与として就職市場のメカニズムについてのみ焦点を当てている。だが、求人数や就職希望者数が一定であっても、それらの決定の事後に離職者数の変動が生じているならば、そのことは直接に新規就職者数に影響を与えるかもしれない。もっともわれわれは、Granger の因果性テストによって「毎月勤労統計」による月次の離職率の系列が入職率の系列に対して統計的には影響を与えていないことを確認している。したがって、以上の分析は離職動向とは関係なく成立するといえよう。ただし、フロー・アプローチを完結させるためには、就職動向と並んで離職動向が短期的・長期的にどのような要因により規定されているかを分析する必要がある。

その第二は、就職動向について少なからぬ割合を占めている新規学卒者の就職と、出向者数を変動させる要因について直接言及していない

点である。日本の長期雇用メカニズムを考えると、前者はその入口の調整として、後者はその景気後退局面での調整として、どちらも重要な意味をもつはずであるが、本論ではその分析を残している。その理由は、これらについてのデータが年次データとしてしか利用できないために、サンプル数の制約から時系列分析に適さないと判断したからである。だがそれらの就職動向全体にしめる大きさを考えると、時系列分析とは異なる方法を用いてそれらの決定要因について将来検討する必要がある。

(論文受付日 1992 年 11 月 9 日・採用決定日 1993 年 4 月 14 日、日本開発銀行・学習院大学・東京大学)

注

* 本論の作成に当たり、尾高煌之助氏(一橋大学)、水野朝夫氏(中央大学)、吉川洋氏(東京大学)、福田慎一氏(一橋大学)、照山博司氏(京都大学)、脇田成氏(東京大学)、川崎能典氏(統計数理研究所)および理論・計量経済学会、日本開発銀行、日本経済研究センター、東京大学、横浜国立大学でのセミナー参加者から、有益な助言を頂いたことに感謝します。

1) 標準的なものとして、実質賃金と生産量で説明される最適雇用ストックに部分調整を組み合わせた、企業の「雇用調整関数」の計測がある。例えば山本(1982)、篠塚(1989)を参照。

2) 例えば労働市場のマイクロ理論の一つとして近年盛んに議論された効率賃金仮説 (efficiency wage hypothesis) は、このような現象にミクロ的基礎付けを与えるものである。

3) 就職希望者が heterogeneous である場合、失業期間でこれらを特徴付けした一つの定式化が Jackman and Layard (1989) にある。ただし、日本では就職と失業期間のクロス・データが利用できないため、この分析は断念した。

4) 例えば、最も簡単な確率的遭遇過程 (random matching process) では、次のように $M(\cdot)$ が計算できる。就職希望者のうち a の割合が1企業のために就職活動を行うことのできる微少期間を考えよう。ある求人がだれの求職をも受けない確率は、 $(1 - 1/V_i)^{aX_i} \approx \exp(-aX_i/V_i)$ である。すると逆に、ある求人にとって就職が成立する確率は $1 - \exp(-aX_i/V_i)$ だから、全体の就職は、

$$H_t = V_t(1 - \exp(-aX_t/V_t))$$

と表せる。このようにマッチングが同質的で外部性のない場合、AMF は V_t, X_t について一次同次の増加関数となる。

5) この点については Yellen (1989) または Akerlof (1990) を参照のこと。

6) この他に、被説明変数として「労働力調査」の雇用者数に入職率を乗じたもの、「毎月勤労統計」から常用・臨時全体の労働者数に入職率を乗じたものを用いた場合についても計測したが、以下で得られた基本的な結論に変更は生じなかった。

7) 代替的な方法は、新卒就職者がすべて4月に就職すると仮定して、4月の就職者数から年間の新卒就職者数を除くことである。この調整をした場合も、以下の結論に変更は生じなかった。

8) 米国には求人に関する官庁統計がないため、Blanchard and Diamond(1989)は求人広告を用いて作成されたConference Board's Indexを採用している。

9) ただし「雇用動向調査」の入職者には同一企業内部での転入による異動者も含まれるので、就職希望者の職安経由率はこれよりも高い値となる傾向がある。

10) 変数間に以下でテストするcointegrationが存在するときは、一致推定量となる。

11) このようなデータの非定常性が懸念される場合のマクロモデルの実証手順については、Campbell and Perron(1991)がサーベイを与えている。

12) 構造変化がある場合、unit root testの結果はサンプル期間によって変わることがある。そこでわれわれは第1次石油危機以降の1976年1月から1991年3月までの期間についても同様のunit root testを試みた。しかし、依然として全ての変数が確率的なトレンドにしたがうという仮説は棄却されることが確認されている。

13) もっとも、cointegration testの検定力が弱いために、対照的な結果が生じている可能性はあるが、以下では結果が正しいものとして整合的な結論を導く。

14) 厳密には次のようになる。就職希望者として失業者をとる場合を考える。就職者数 H_t と求人数 V_t がcointegrateしており、就職者、求人、失業者 U_t もcointegrateしているから次の2式が成り立つ。

$$\ln H_t - \alpha \ln V_t \sim I(0)$$

$$\ln H_t - \beta_1 \ln V_t - \beta_2 \ln U_t \sim I(0)$$

ただし α, β_1, β_2 は定数で、 $\alpha \neq 0, (\beta_1, \beta_2)' \neq 0$ である。

また、 $I(0)$ は定常過程を表す。 V_t を消去すると、

$$(\alpha - \beta_1) \ln H_t - \alpha \beta_2 \ln U_t \sim I(0)$$

を得るが、就職者と失業者はcointegrateしていないから、

$$\beta_1 = \alpha \neq 0 \text{ かつ } \beta_2 = 0$$

が必要となる。つまり、両者のcointegration vectorは一致し $\ln U_t$ の係数は0となる。

15) 就職希望者数として転職希望者を用いたケースでは、ラグを2カ月としたときのcointegration vectorのrankはJohansen testからも1である可能性が支持される。だがラグを3カ月とした場合には、先のEngle-Granger(1987)の手法による結果と異なり、3変数間にrank 2のcointegrationの可能性がJohansen testからは示唆される。この結果と次節のerror correction modelの結果によれば、非就業状態の就職希望者数の変動と異なり、転職希望者数の変動が就職者数の長期的変動に対して影響を与えている可能性は必ずしも否定できない。

16) 転職希望者 T_t を、実際に求職活動を行う

TS_t に変更して推計した場合も、同様の結果が得られている。

参考文献

- [1] G. A. Akerlof. "Comments: The Aggregate Matching Function". In P. Diamond, editor, "Growth/Productivity/Unemployment", pp. 202-206. MIT Press, Cambridge, 1990.
- [2] O. J. Blanchard and P. Diamond. "The Beveridge Curve". *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, pp. 1-60, 1989.
- [3] O. J. Blanchard and P. Diamond. "The Aggregate Matching Function". In P. Diamond, editor, "Growth/Productivity/Unemployment", pp. 159-201. MIT Press, Cambridge, 1990.
- [4] J. Y. Campbell and P. Perron. "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots". In "NBER Macroeconomics Annual 1991", pp. 141-201. MIT Press, Cambridge, 1991.
- [5] D. A. Dickey and W. A. Fuller. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, pp. 427-431, 1979.
- [6] R. F. Engle and C. W. J. Granger. "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251-276, 1987.
- [7] R. Jackman and R. Layard. "Does Long-term Unemployment Reduce a Person's Chance of a Job? A Time-Series Test". *Economica*, Vol. 58, No. 229, pp. 93-106, 1991.
- [8] S. Johansen. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2/3, pp. 231-254, 1988.
- [9] 水野朝夫「フローから見た日本の失業行動」、『季刊現代経済』, No. 51, pp. 4-19, 1982.
- [10] P. Perron. "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2/3, pp. 297-332, 1988.
- [11] P. Perron. "Tests of Joint Hypotheses for Time Series Regression with a Unit Root". In T. B. Fomby and G. F. Rhodes, Jr., editor, "Advances in Econometrics", Vol. 8, pp. 135-159. JAI Press, London, 1990.
- [12] P. C. B. Phillips and S. Ouliaris. "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration". *Econometrica*, Vol. 58, No. 1, pp. 165-193, 1990.
- [13] P. C. B. Phillips and P. Perron. "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, pp. 335-346, 1988.
- [14] 篠塚英子『日本の雇用調整—オイル・ショック

ク以降の労働市場』、東洋経済新報社、1989.

[15] 富田安信「わが国の失業統計に関する考察—求職頻度と仕事の主従別でみた失業状況」、小池和男(編),『現代の失業』,第5章,同文館,1984.

[16] 山本拓「人員・労働時間タームでの雇用調整の実証分析」,『三田学会雑誌』,Vol. 75, No. 1, pp. 65

-91, 1982.

[17] J. L. Yellen. "Comments" on "The Beveridge Curve" by O. J. Blanchard and P. Diamond. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, pp. 65-71, 1989.

農 業 経 済 研 究 第 66 巻 第 1 号

(発売中)

自己雇用をふくむ新ケインズ派経済モデル……………丸山義皓・姜元喆
——マクロ農業経済原論によせて——

尾西織物業地帯における小作争議と地主制……………大栗行昭
一生産物の二重構造不完全競争空間均衡モデルとその生乳市場分析への適用について
……………川口雅正・鈴木宣弘

《研究ノート》

青果物規格の経済的機能……………徳田博美
——桃の糖度規格を事例にして——

Transition and Present Condition of Domestic Rice Market in Thailand

……………I. Yano and T. Mishima

《書評》

田代洋一著『農地政策と地域』……………武部隆
和田照男編著『現代の農業経営と地域農業』……………大西絹

《会報》

理事会ニュース
編集委員会だより

B5判・64頁・定価1240円 日本農業経済学会編集・発行／岩波書店発売