

季刊 現代経済

CONTEMPORARY ECONOMICS

編集＝現代経済研究会
発行＝日本経済新聞社

WINTER '82
51

特集：失業の経済学

フローから見た日本の失業行動……水野朝夫

現代の失業と雇用制度の評価……篠塚英子

雇用保険制度と最低賃金制

石油危機以降の失業構造の変化……吉田和男・遠藤 寛

ロボット化でいま何が起きているか……嵯峨一郎

座談会：ロボット化が雇用に与える影響を探る

稲田献一・今井賢一・神代和欣・辻村江太郎

欧米における失業の現状、背景と対策……笹島芳雄

国際相互依存下のインフレと失業の関係……豊田利久

職探し理論の再検討……山田太門

■論文

法経済学序説……落合仁司

住宅居住水準向上のために……幸村千佳良

情報産業進展の構造分析……大平号声

■書評

D. アッシャー著、竹内靖雄訳『民主主義の破産』……佐伯啓思

A. ウッド著、間宮・宮本・坂井訳『賃金とインフレーション』……清家 篤

季刊現代經濟 第五一號／昭和五七年一月二日印刷・昭和五七年二月六日発行／定価八五〇円／（分類）0033（製品）6551（出版社）5825
編集・現代經濟研究会 編集人・稲田献一／『現代經濟』編集室下102東京都千代田区平河町二一六一五北野ビル二〇三八木甫 電話二六四五八
発行人 石本清夫 発行所 日本經濟新聞社下100東京都千代田区大手町一九五 電話二七〇〇二五一 振替東京三三三五五五／印刷所 奥村印刷

季刊

現代経済

WINTER '82 No. 5

特集：失業の経済学

フローから見た日本の失業行動 ● 水野朝夫……4

現代の失業と雇用制度の評価 ● 篠塚英子……20

——雇用保険制度と最低賃金制

石油危機以降の失業構造の変化 ● 吉田和男……35

遠藤 寛

ロボット化でいま何が起きているか ● 嵯峨一郎……48

座談会：ロボット化が雇用に与える影響を探る ● ……58

稲田献一・今井賢一・神代和欣・辻村江太郎

欧米における失業の現状、背景と対策 ● 笹島芳雄……74

国際相互依存下のインフレと失業の関係 ● 豊田利久……92

職探し理論の再検討 ● 山田太門……106

論文

法経済学序説 ● 落合仁司……119

住宅居住水準向上のために ● 幸村千佳良……128

情報産業進展の構造分析 ● 大平号声……139

書評

D. アッシャー著，竹内靖雄訳『民主主義の破産』 ● 佐伯啓思……152

A. ウッド著，間宮・宮本・坂井訳『賃金とインフレーション』 ● 清家篤……156

執筆者紹介（掲載順）

水野朝夫

昭和九年生。中央大学卒、現在、同大学教授『賃金構造変動論』（新評論）、『経済成長と就業構造』（共著・東洋経済新報社）ほか。

篠塚英子

昭和一十七年生。武蔵大学卒、現在、日本経済研究センター研究員。『産業社会と日本人』（共著・筑摩書房）、『日本の女子労働』（東洋経済新報社）ほか。

吉田和男

昭和二十三年生。京都大学卒、現在、大蔵省大臣官房財政金融研究室主任研究員。『日本の財政金融政策』（東洋経済新報社）、『現代日本一〇の選択』（同）。

遠藤寛

昭和二十九年生。東京大学卒、現在、大蔵省大臣官房財政金融研究室研究員。

嵯峨一郎

昭和一十八年生。東京大学卒、現在、同大学助手。

稲田献一

大正一十四年生。東京大学卒、現在、大阪大学教授。『経済発展と変動』（共著・岩波書店）、『経済学の散歩道』（日本経済新聞社）ほか。

今井賢一

昭和六年生。一橋大学卒、現在、同大学教授。『価格理論』（共著・岩波書店）、『産業組織論』（岩波書店）ほか。

神代和欣

昭和七年生。横浜国立大学卒、現在、同大学教授。『日本の賃金決定機構』（日本評論社）『転換期の賃金交渉』（東洋経済新報社）ほか。

辻村江太郎

大正一三年生。慶応義塾大学卒、現在、同大学教授。『消費構造と物価』（勁草書房）、『経済政策論』（筑摩書房）ほか。

笹島芳雄

昭和一十八年生。ブラウン大学卒、現在、OECD社会労働教育局勤務。

豊田利久

昭和一五年生。神戸大学卒、現在、同大学助教授。

山田太門

昭和一九年生。慶応義塾大学卒、現在、同大学助教授。『経済学の古典・下』（共著、有斐閣）、『民主主義の経済学』（共著、千曲秀版）。

落合仁司

昭和二八年生。東京大学卒、現在、同志社大学助手。

幸村千佳良

昭和一十七年生。東京大学卒、現在、成蹊大学教授。『住宅居住水準の実態と予測に関する調査』（日本住宅総合センター）。

大平号声

昭和二十二年生。筑波大学卒、現在、電気通信総合研究所研究員。

佐伯啓思

昭和二十四年生。東京大学卒、現在、滋賀大学助教授。

清家篤

昭和二十九年生。慶応義塾大学卒、現在、同大学助手。

特集Ⅱ失業の経済学

フローから見た日本の失業行動／現代の失業と雇用制度の評価／石油危機以降の失業構造の変化／ロボット化でいま何が起きているか／座談会・ロボット化が雇用に与える影響を探る／欧米における失業の現状、背景と対策／国際相互依存下のインフレと失業の関係／職探し理論の再検討

フローから見た日本の失業行動

水野 朝夫

第一次石油ショックを契機として上昇したわが国の失業率は、国際的にみれば低いものの、その後も高い水準を維持したままである。しかも昭和五七年六月における完全失業率が二・四八%（一三七万人）を記録し、これが二六年ぶりの高水準であるとの評価と結びついて、わが国失業問題に対する関心が再び高まってきている。この小論の目的は、欧米における近年の失業行動の分析に大きな貢献をなしつつあるフロー分析の手法を採用して、フローの側面から、わが国における最近の失業行動の特徴を説明しようとするにある。利用可能な統計データの制約のために、失業にかんする分析のほとんどはストックの側面から接近されてきたので、まず最初にフロー分析の意義と限界、および失業フローと失業ストックの関連性を考察し、続いて粗フロー・データによるわが国失業行動の分析結果が提示される。これらの分析結果は、若干の国々と国際比較することによって、日本における失業構造の特質が指摘されよう。最後に、いわゆる完全雇用失業率に言及しつつ、失業率の動向に不利な方向で働いている失業フロー

率を最近のルースな需給バランスの中に位置づけたい。

失業行動におけるフローとストック

所与の時点における人口の規模が人口の増加をもたらす出生数と、逆に人口を減少させる死亡数に依存するのと同じように、ある時点において失業プールに属している失業者数は、この失業プールへの失業者の新たな参入数と失業プールからの退出数とに規定される。それゆえ、所与の時点における失業者所をストック、そして一定期間についての失業プールへの参入数とそこからの退出数とを失業のフローと呼ぶならば、失業の研究はストックの分析とフローの分析とを適切に結びつけることによってのみ、初めて実り多いものとなりうる。

最近わが国においても、後者のフロー分析の重要性についての認識が高まりつつある。たとえば、労働市場機構の総合的分析枠組みを構築しようとした島田は、失業が発生し変動する市場機構を体系的に把

握するためには、失業ストックと失業フロアの相互関係ならびに失業フロアに作用を及ぼす要因の解明が不可欠であることを明らかにした。^(注1) また篠塚は、ポアースの研究^(注2)に依拠しつつ、失業者が一定期間内に再就職するか、非労働力化するか、失業を継続したままであるかの移動確率を日米間で比較しようと試みた。^(注3) さらに完全雇用政策の指針として世帯主失業率を提案する八代は、やや観点が異なるものの、労働市場への定着性が高い恒常的労働者は離職しても労働市場にとどまるストックとしての失業の性格が強く、非恒常的労働力は離職後に適当な仕事が見つからなければ求職活動を断念し、労働市場から撤退するフロアの失業者の性格が濃厚であるとし、全体としての失業の性格が二つのタイプの失業者の相対的比率に依存すると主張した。^(注4)

(注1) 島田(一九八二)、一二二―一二三ページ。

(注2) Bowers (1980)。

(注3) 篠塚(一九八二年)。

(注4) 八代(一九八二年)、一七ページ。ただし八代は、本稿で取り扱っているようなタイプのフロア分析を行っていない。

失業フロア分析のデータ

論者によってその力点は異なるものの、失業行動の分析におけるフロアの側面への関心は共通している。しかし今日まで、この小論で取り上げるような方法でのフロア分析が行われてこなかった最大の理由は、統計データの利用上の制約にあった。それゆえ簡単にデータにふれておくことが適切であろう。周知のように、昭和二年九月に開始され、翌年七月から本格的に実施されたわが国の『労働力調査』は、毎月の人口の就業・不就業状態を「実際の状態」に基づいて明らかにしている。現在、その調査対訳は約三・三万世帯およびその世帯員であるが、指定された抽出単位(住宅やその他の建物の各戸で、一つの世帯が居住できるようになっている建物または建物の一区画)は、二

ヵ月間連続して調査されることになっている。抽出単位に住んでいる個々の世帯ごとに、一ヵ月目用と二ヵ月目用の「労働力調査票」が配布されるのは、このためである。それゆえ、一ヵ月目(以下「先月」という)の調査結果と二ヵ月目(以下「今月」という)のそれとが比較されるならば、調査結果はこの「一ヵ月間」に発生した世帯員の就業・不就業の変化を明らかにすることができる。

たとえば、先月に就業者であった男子の世帯主は、今月も就業者としての地位を保持しているかもしれないし、離職して失業者として計上されているかもしれない。また、専業主婦として先月には非労働力に属していた妻が、今月はパートタイマーとして就業しているかもしれないし、仕事を探していて失業者として分類されているかもしれない。先月から今月にかけてのこのような就業・不就業状態の変化を示す統計データは粗フロア・データと呼ばれ、わが国においても実は、昭和二六年一月から二九年一月については公表されていた。^(注5) しかしその後は、結果原表としては総理府統計局で集計されていたものの、公表されてこなかった。このために、アメリカで開発された粗フロア・データに基づく失業行動にかんする研究^(注6)をわが国へ適用することは不可能であるとさえ考えられてきた。

(注5) 総理府統計局(一九五八年)、第二〇表を参照。

(注6) Marston (1976) および Clark and Summers (1979)° また最近ではオーストラリアでも粗フロア・データに基づく研究が進められている。この点については Gregory Foster (1981, 1982) を参照されたい。

本稿で利用される粗フロア・データ^(注7)は、当該一ヵ月間における就業・不就業状態の変化^(注8)を図1のように分類し、失業のストックとフロアを明示的に区別することを可能にする。いま二つの異なった時点、すなわち「先月」と「今月」とを t と $t+1$ と、そして労働力状態を二区分して就業者 E_t 、失業者 U_t 、非労働力人口 N_t としよう。そのとき先月の就業者 E_{t-1} は今月も就業している者(継続就業者) EE_t 、この一ヵ

月間に失業したもの EU および非労働力化した者 EN のいずれかに分類される。また先月に失業していた者 U_{t-1} は、当該一ヵ月間に仕事を見つけて就業した者 UE と非労働力化した者 UN ならびに失業を継続したままの者 UU に分けられうる。同様に非労働人口 N_{t-1} は、労働市場に参入して就職することができた者 NE 、仕事を探して失業者となっている者 NU ならびに非労働力としての地位を継続して保持している者 NN に分割されうる。それゆえ、大文字で示された記号が労働力状態の変更を表わすフローの量であるなら、小文字の記号は時点 $t-1$ における E 、 U および N のストックに対する当該フロー量の割合、したがってフロー率(遷移確率)という。

(注7) 以下の実証分析に用いられる統計資料は、総理府統計局・労働力統計課より提供を受けた「今月の労働力状態、前月の労働力状態別十五歳以上人口」の未公開データであり、これは通常の労働力調査での公表結果とは異なっており、(イ)二分の一の標本によるものであり、(ロ)昭和四十八年一月から五一年三月までは昭和四五年国勢調査人口を、同年四月以降の数値は昭和五〇年国勢調査人口を基準とした推計人口を用いて算出されたものであり、したがって五一年三月以前の数値については適及補正が行われていない。(ハ)なおこのデータは労働力状態不詳の者を含んでいるが、以下に掲出される数値はこの不詳分を除き、かつ継続標本のみを対象としている。資料出所の明記のない以下の表または図は、すべてこのデータによるものである。

(注8) Marston (1976), p. 171.

もちろん、この種の粗フロー・データにも制約がないわけではない。たとえば就業者の失業への参入フロー EU は、これが企業による従業者の解雇に基づくものか、それともよりよい賃金・その他の労働条件を求めての労働者の側での自発的離職によるものかどうかを区別することができない。さらに継続失業者 UU が EU を中心としているか、非労働力の失業プールへの参入 NU から生みだされているかどうかを識別することは、就業・不就業状態の「先月」と「今月」の比較からだけでは不可能である。これが可能となるためには、最低

図1 労働力状態の変更とフロー

前月(t-1) の労働力 状態	今月(t)の労働力状態		
	E_t	U_t	N_t
E_{t-1}	EE (ee)	EU (eu)	EN (en)
U_{t-1}	UE (ue)	UU (uu)	UN (un)
N_{t-1}	NE (ne)	NU (nu)	NN (nn)

三ヵ月についての連続した調査が必要である。

粗フロー・データによる分析の意義

このような制約にもかかわらず、図1に示されたような労働力状態の変更のフロー量あるいはフロー率は、失業の原因やその解決策を考えるうえで、次のような重要な含意を有しているといえよう。その第一は、失業ストックの変化とその構成要素とのかかりである。昭和五七年六月における失業者数が一三七万人であるといわれるとき、これは EU UU および NU の和(それゆえ U_t)を意味しているが、一定期間における失業ストックの変化とフローとの間には、

$$(1) \quad U_t - U_{t-1} = (EU + UU + NU) - (UE + UU + UN)$$

の関係が成立している。もし $U_t > U_{t-1}$ と仮定すれば、失業の増大は当然に $EU > UE$ と $NU > UN$ の二つの不等関係に依存するけれども、ストックとしての失業の増大に対してこの不等式のどちらが大き

く貢献するかによって、その意味内容は全く異なるであろう。もし前者が圧倒的に寄与しているなら、失業の増大は、失業者が就業機会を見いだす以上に、就業者が失業のプールに参入したことを示唆する。また逆に、失業の増加が後者の不等式によって説明されるなら、非労働力の失業プールへの参入が失業者の非労働力化を上回った結果であると解釈される。別言すれば、二つの時点における失業の絶対数が等しいとしても、各構成要素のウェイト、すなわち EU/U 、 UU/U 、 $U^* NU/U$ が二つの時点で異なるなら、絶対数で等しい失業も異なった政策的対応を要請するであろう。

関連して第二に、粗フロー・データは失業の動向を規定する二種類の失業フローの厳格な区別を可能にする。その一つは失業頻度にかんするフローであり、これは

$$(2-1) \quad eu = EU/E_{t-1}$$

$$(2-2) \quad nu = NU/N_{t-1}$$

から成る。 eu は就業者が解雇されたり、自発的に離職して失業する確率であり、後者の nu は非労働力が労働市場に参入する際に失業する確率である。図1から理解されるように、非労働力人口の労働市場への参入フローは、仕事を見いだした者 NE と失業した者 NU の合計であるから、これら市場参入者が仕事を見いだすのに成功する確率は $pne = NE/(NE + NU)$ である。^(注9) したがって、非労働力の失業頻度フロー nu は $(1 - pne)$ と同意義ではない。

(注6) Marston (1976), p. 172.

他の種類の重要なフローは失業期間と結びついており、これは

$$(2-3) \quad uu = UU/U_{t-1}$$

と定義される。他の条件が等しいなら、失業頻度フロー率 eu と uu の水準が高ければ高いほど、時点 t における失業の存在量 U_t は大きくなり、また失業期間フロー率 uu が高いほど、 U_t は大きくなる。しかも、この uu の上昇は失業のプールに滞留する失業者比率の増大を意

味し、失業期間そのものを上昇させることになる。なぜなら、粗フロー・データが利用される場合、あるひと区切りの失業が完結する期間(期待完結失業期間) D は、

$$(3-1) \quad D = \frac{1}{ESC} = \frac{1}{ue + uu} = \frac{1}{1} = 1$$

によって推計されるからである。^(注10) ここで ESC は失業者が失業の状態を離脱する確率であり、それは失業者が再就業する確率 ue と非労働力化する確率 uu の合計に等しい。

(注10) Bowers (1980), p. 26.

しかし、このように定義された失業期間の推定に際しては、すべての失業者が同一の再就業フロー率と非労働力化フロー率をもつとの仮定^(注11)のほかに、次の点に注意が払われねばならない。一般に、景気後退期に就業機会が減少すると求職意欲喪失効果が強められ、より多くの失業者が求職活動を断念して非労働力化する傾向が強化される。それゆえ、この理由からフロー確率 uu が上昇すれば、それは失業期間を表面的には短縮する効果をもつ。フロー確率 uu がどの程度まで非自発的な形で非労働力化を表わしているかは予測することが困難であるけれども、式3-1によって導出される期待始結失業期間が景気後退期における「真の」失業期間を途小推定する可能性は否定されえない。それゆえポアーズは、次のような代替的推定方法を示唆する。^(注12) それは失業者が労働力を離脱することなく、再就職できるまで仕事を探索し続けると仮定する持続的求職者の期待失業期間 D' であり、

$$(3-2) \quad D' = (ue + uu)/ue$$

と定義されうる。他の条件が等しいなら、フロー確率 uu が高い国あるいは時期ほど、失業期間 D と D' の乖離は大きくなるであろう。

(注11) この種のフロー確率は性・年齢によって大きく異なり、男子の場合には若年者ほど再就業フロー確率が高く、高齢者ほど非労働力化フロー確率が高いであろう。

(21注) Bowers (1980), p. 26.

第三に、以上において展開された諸概念に基づいて、失業率は二つの要因に分解することが可能となる。いま就業者および失業者のストックならびに月々のフロー率に変化のない一種の定常状態を仮定すれば、失業率 u ($u \equiv U/L$)、ただし $L \equiv E+U$ は平均失業期間 D と、就業者および非労働力の失業への参入フロー率 F (これは労働力に対する割合として示され、 $EU+NU/L$ に等しい) との積、すなわち

$$(4) \quad u = F \times D$$

と書かれる。それゆえ、 F は失業率に $1/D$ を乗じた値に等しく、もし変数 F と D が適切に測定されうらば、ある時点における失業率が長期間の失業と低い失業参入フロー率から成っているか、失業期間は短いけれども失業への参入フロー率が大きいか、を識別することができる。^(注13) 失業がこのいずれかの組み合わせから成り立っているかによって、失業問題に対する処方箋もおのずと相違するであろう。

(注13) Bowers (1980), p. 27. 大橋 (一九八〇)。なお失業率 u が

$$u = \left[\frac{eu + en(1 - sne)}{eu + en(1 - sne) + ne + un \cdot sne} \right]$$

であるとすれば、失業への参入フロー率は

$$F = \left[\frac{eu + en(1 - sne)}{eu + en(1 - sne) + ne + un \cdot sne} \right] \frac{ne + un}{1}$$

であり、^(注14) さわめて多くのフロー率に依存することになる (ただし、 $sne = ne/ne + nu$)。詳しくは Gregory and Foster (1981) を参照されたい。

失業フローの構造と特徴

昭和五〇年の失業フロー構造

この小論の関心の一つは、第一次石油ショックを境に上昇した失業率がその後も高い水準を持続している理由を、フローの側面から探ることにある。粗フロー・データを利用してこの問題に対する回答を準備

するに先立って、特定の一時点における失業フローの構造と特質をやや詳しく理解しておくことが有益であると思われる。表1には昭和五〇年における状況が実数と比率の双方のタームで示されているが、関連する諸数値はまず最初にすべて月別に計算され、季節的変動を除去するためあって、一二月について平均化した値が用いられている。一九七五年におけるアメリカの諸数値をも含むこの表1に従えば、次のような特徴がわが国について指摘されうるのである。

(イ) 男子就業者の九九%、女子就業者の約九六%は、一ヵ月間継続して就業する。男子のこの高い継続就業率 ee の理由の一半を男子に典型的なわが国終身雇用制度の存在に結びつけて解釈することも可能である。しかし利用されたデータの性格上、そのように断定することはできない。他方、就業者が当該一ヵ月間に失業のプールへ参入する確率 eu には、男子と女子の間に隔絶した相違は認められず、〇・二五〇・三〇%と、比率としてはきわめて低かった。むしろ顕著な相違は、女子就業者が一ヵ月間に非労働力化する確率が三・八%と、男子の五倍以上に達していることである。昭和四八年に比較して、昭和五〇年は女子の失業率も上昇し、逆に労働力率も低下した年次に該当しているけれども、粗フロー・データは女子の高い非労働力化が自発的か非自発的かを直接に明らかにしない。しかし彼女らには失業プールにとどまる選択の機会も与えられていたであろうこと、またこの非労働力化フロー確率が失業から非労働力へのフロー確率 un に比して著しく低いことを考察すると、就業者から非労働力への女子のフローの圧倒的部分は自発的理由によるものとの解釈が成立しそうである。^(注14)

(注14) 失業の理由別構成については総理府統計局『労働力調査特別調査』各年、または労働省『雇用保険受給者構造調査報告』昭和五二年を参照されたい。

(ロ) 失業者が一ヵ月間のうちに仕事を見いだす確率 we は、男子が一六%、女子が一三%であり、また継続失業者の割合はそれぞれ七七

%、六四%となっている。他方、女子失業者の四分の一（男子は六七%）は、失業を契機に労働市場から退出する。女子失業者のこの高い労働力離脱フローは、一部は、女子失業の多くが自発的理由によるものであるとの事実によって説明されうるが、失業率の高い時期には仕事探索の期間が長くなり、そのコストも上昇するので、求職意欲を喪失し、非自発的に労働市場から離脱する部分があることも否定されえない。ともあれ、これらのフロー率に依拠して完結期待失業期間を求めれば、男子は一九・五週、女子は一三・三週となる。これに対して、式3-12による持続的求職者の期待失業期間 D は、それぞれ二六・三週、二四・八週と算出される。それゆえ、女子失業者が労働市場にとどまり、職務探索を持続する傾向が強まれば強まるほど、全体の失業期間は長期化し、失業率を引上げる不利な影響が発揮されることになる。

(ハ) 非労働力のフロー状態に目を転じるなら、非労働力が一カ月の間同一の状態を継続する確率 nn 、および非労働力が労働市場へ参入して就業者となる確率 ne は、男子と女子ではほぼ類似している。しかし非労働力が市場への参入に際して失業を経験する確率 nu は、絶対水準では低いとはいえず、男子の〇・六五%に対して女子は〇・二七%と、かなり大きな男女間格差を提示している。この結果、非労働力が市場への参入に際して成功裡に仕事を見いだす確率 pne は、女子の九〇・五%に対して、男子は八〇・五%と相対的に低下する。別言すれば、男子の一〇人に二人は労働力化にあたって失業を経験することになる。しかしこの確率が女子で高いことは、それが女子の失業動向に有利に作用していることを必ずしも意味してはいない。それは次のような理由による。

いま昭和五〇年にかんして、時点 $t-1$ における労働力の割合として労働市場への参入フロー率 $(NE+NU/L_t)$ および労働市場からの退出フロー率 $(EN+UN/L_t)$ を計算すると、女子の場合には月

表1 労働力のフロー状況（昭和50年）

フロー状態	実 数 (万人)			比 率 (%)			
	計	男 子	女 子	計	男 子	女 子	アメリカ 計
E_{t-1}	5139.17	3199.58	1940.33	100.00	100.00	100.00	100.00
EE, ee	5030.67	3168.58	1861.92	97.88	99.03	95.94	94.58
EU, eu	14.17	9.42	4.67	0.28	0.30	0.25	1.91
EN, en	94.33	21.58	73.75	1.84	0.68	3.81	3.51
U_{t-1}	96.33	62.42	33.50	100.00	100.00	100.00	100.00
UE, ue	14.75	10.25	4.42	15.10	16.22	12.84	23.38
UU, uu	69.58	48.00	21.33	72.49	77.12	64.01	56.34
UN, un	12.00	4.17	7.25	12.41	6.66	23.15	20.28
N_{t-1}	3402.67	736.08	2306.67	100.00	100.00	100.00	100.00
NE, ne	80.08	21.75	63.50	2.79	2.94	2.74	4.45
NU, nu	11.33	4.83	6.33	0.37	0.65	0.27	2.71
NN, nn	2946.25	709.50	2236.58	96.84	96.41	96.98	92.84

資料：アメリカ（1975年）は、N. Bowers（1980）、p. 28による。

平均で前者が三・五三%、後者が四・一三%に相当する(男子の場合には、それぞれ〇・八一%、〇・七九%である)。労働力と非労働力との間の女子のこのような高い参入・退出フロー率は、まさに、縁辺労働力の「エコノミック・サイクル型労働力移動」^(注15)を反映したものに他ならないであろう。しかしこれは同時に、生産資源としての女子就業者の所与のストックを安定的に維持しようとすればするほど、労働市場から退場する膨大なフロー(月平均八一・五万人)を埋め合わせるために、これに見合った膨大な量の新規・再参入フローが必要であることを意味している。女子の非労働力が市場へ参入する際に経験する失業の確率 m は〇・二七%とはいえず、これは女子就業者が失業する確率 m 〇・二五%を僅かながら上回っている。したがって、大量の女子が労働市場へ参入しようとするほど、女子の失業は増大する可能性を有している。事実、表1の数値に基づけば、労働力化に伴う失業 NU は月平均六・三万人と、就業者からの失業 EU 四・七万人を大きく上回っている。これら女子の事例は、いみじくも、失業行動の分析におけるフローの側面の重要性を浮き彫りしているように思われる。

(注15) 梅村(一九七一年)、二三〜二四ページ。

諸外国の失業フロー構造との比較

興味ある問題は、以上において検討されたわが国のフロー率が他の国に比較して高いか低いか、またわが国の失業行動を規定するうえでどのような特徴を示しているかである。一般に種々のフロー率とその相互関係は、それぞれの国における労働市場の需給逼迫度、雇用慣行のあり方、職業紹介制度の効率性や職探しの際の情報の普及度、失業保険制度のしくみ、あるいは就業構造の近代化の程度など、きわめて多様な環境条件と結びついている。もちろん、粗フロー・データそれ自体からこれら要因との関連性に満足のいくような答えを準備すること

はできないけれども、表1の右端に掲出されているアメリカの数値との比較から、わが国のフロー率について、次のような際立った相違点を確認することができる。

第一に、アメリカにおいては、就業者および非労働力にかかわるフロー率が著しく高いことが知られる。前者の場合、就業者が失業する確率も非労働力化する確率もともに高く、それゆえ継続して就業する確率は低くなる。就業者の高い失業フロー率は、この年におけるアメリカの平均失業率が八・五%であった事実、および雇用慣行におけるレイオフ制度の存在と無関係ではありそうにない。就業者および失業者の相対的に高い非労働力化傾向は、他方において非労働力人口の高い率での労働市場への参入を伴っている。アメリカの男女計の数値はわが国女子のそれに比較してさえも高く、就業者と非労働力との間での流入・流出が非常に激しいという意味では、アメリカの労働市場はわが国よりもはるかに「開放的」である。この「開放性」は、アメリカの失業率を高い水準に維持している重要な要因と考えられうる。

第二に、比較の対象を失業からのフロー率に限定した場合、さらに一層注目すべき相違がある。それは、わが国に比較して、アメリカにおける失業者は非労働力化する傾向は強いが、失業者が再就職する確率も高く、それゆえに失業のプールに滞留する確率はかなり低いということである。この含意は非常に重要である。なぜなら、一九七五年におけるアメリカの平均失業率八・五%は九・八週の期待完結失業期間(失業期間 D は一四・七週と結びついているのに対し、この年の日本では一・九%の平均失業率が一六・一週(同二六・〇週)の失業期間をもたらししているからである。このような失業期間と失業率の全く異なる組み合わせは、失業者の年齢別構造、労働需給の年齢別差異、失業保険制度と受給者の行動などに依存するが、国際的にみればきわめて低い失業率のもとにおいてさえ、わが国ではいったん失業すると失業期間が長くなり、再就職が容易でないことが示唆されている。

オーストラリアとカナダにおけるフロー状態を追加した表2は、アメリカとの比較から導出された結論が誤りでないことを確認するに十分である。両国における失業者が同一の地位を継続する確率 u は日本とアメリカの中間に位置するものの、わが国との間には隔絶した差異がある。この事実を反映してわが国の失業期間は四・一ヵ月となり、他の三ヵ国との間の相違には驚かされる。追加的に表2は、同一の労働力状態を継続して保持する人々を除いた場合の三種類の比率を与えている。就業者の市場退出率とは、当該一ヵ月間に就業者の地

表2 失業関連フローの4ヵ国比較

国	失業率 (1)	就業者の市場退出率 (2)	失業者の市場退出率 (3)	非労働力の就業率 (4)	完結期待失業期間 (5)
オーストラリア	60.0	75.8	46.6	67.9	2.6
カナダ	57.6	62.8	44.2	57.3	2.3
アメリカ	52.3	67.4	45.6	64.2	2.1
日本	75.1	86.4	48.5	87.4	4.1

資料: Gregory and Foster (1982), p. 9; Bowers (1980), pp. 26 and 28.
 注: 1. (1)= uu , (2)= $en/(eu+en)$, (3)= $un/(un+ue)$, (4)= $ne/(ne+nn)$, (5)= $1/(ue-un)$
 2. オーストラリアは1979~80年, カナダは1976~80年, アメリカは1975および78年, 日本は1979~80年についての平均である。

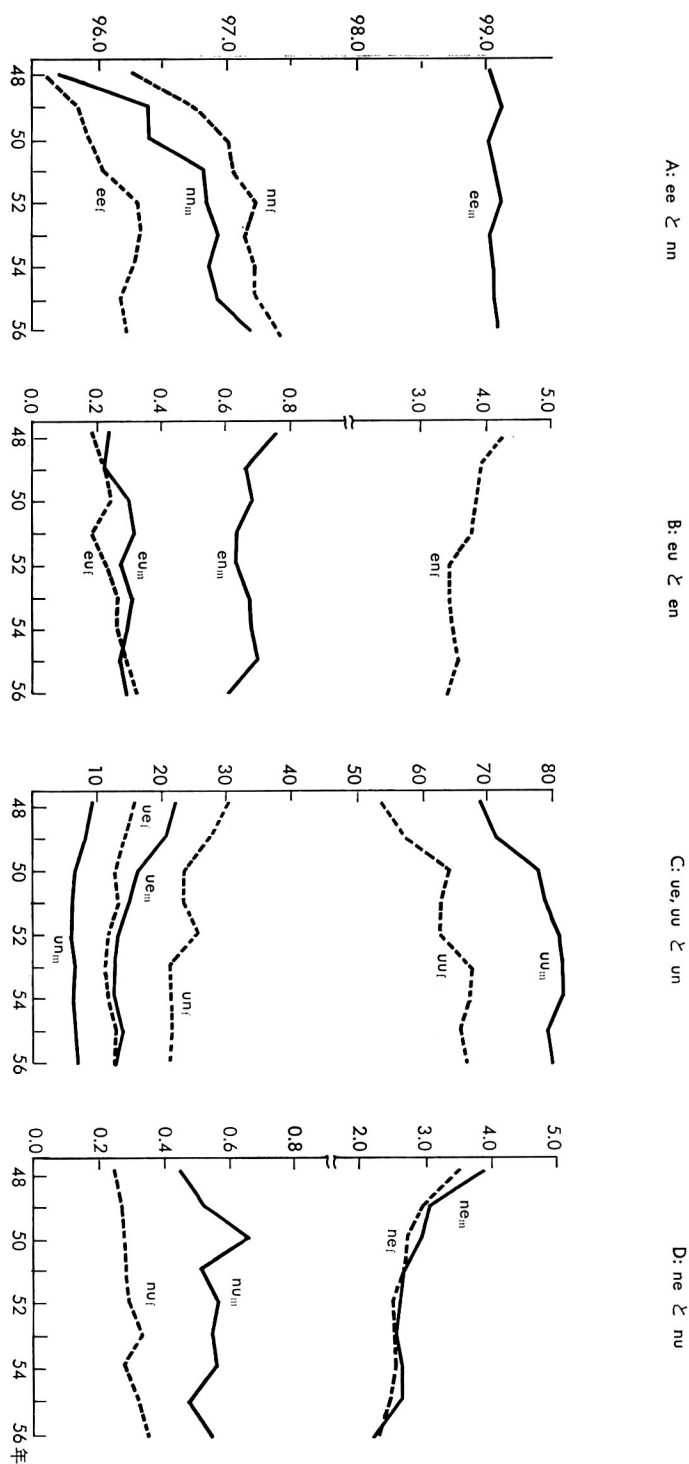
位を離れたもののうち、労働市場から退出した者の割合であり、また非労働力の就業率は労働市場への参入に際して非労働力が成功裡に就業する確率に等しい。国際的にみた高い水準での失業継続率と非労働力の就業率のわが国における共存は、一見すると矛盾した現象であるかの印象を与える。なぜなら、非労働力が比較的容易に就業機会を見いだしうるなら、同一のことが失業者にも妥当し、失業継続率が低下し、失業者の再就業フロー率が高まってよさそうだからである。しかし、労働者がいったん失業した場合に、失業保険を受給期間の限度ぎりぎりまで受領する傾向が強いなら、あるいは企業が労働者を採用する際に、過去の失業経験を大きくマイナス評価するなら、この種の共存はありえないことではない。さらに労働需要の構造と労働供給の構造との対応関係が、非労働力よりも失業者に不利に働いているかもしれない。この点については別の機会に検討を加えたいと思うが、低い失業率のもとでの長期間の失業というわが国の特徴を銘記しつつ、失業フローと失業期間の時間的変化の検討に歩を進めよう。

失業フローと失業期間の変動

失業フローの変動

さて次の課題は、第一次石油ショック以降に失業と結びついたフローがどのように変化してきたか、そしてこの変化がストックとしての失業の増大にどのような影響を及ぼしたか、を検討することである。その場合、種々のフローを比率と絶対数のどちらで示すことが適切であるかの問題が残るが、図2には昭和四八年から五六年にかけての状況がすべてフロー率をもとに描かれた。数値は表1におけると同様にすべて月平均値である。フローの絶対数の動きについては必要な限り言及がなされようが、図2は最近におけるわが国の失業を理解するのに

図2 労働力フロー率の男女別推移，昭和48～56年



(注) フローの概念については本文および図1参照。なお添字 m および f はそれぞれ男子，女子を示す。

有益ないくつかの経験的事実を提供している。

(イ)当該一ヵ月間にわたって同一の労働力状態を保持した男子継続就業者数 EE は、考察期間の全体を通して一貫して増大したが、女子の継続就業者数は四八年から五〇年にかけて大幅に減少した。就業者のストックを所与とすれば、これは女子就業者の非労働力化を加速するか、就業から失業への参入フローを急増させるはずである。しかし実際には、昭和五二年までは非労働力化する女子の絶対数は減少した。このような状況のもとで、男子の継続就業率は安定的に推移したとはいえ、就業者の失業への参入フロー率は四八・五〇年において大きく上昇し、その後も着実な低下傾向を見せていない。男子と異なって女子の継続就業率が考察の前半において急上昇し、就業者からの非労働力化フロー率が低下し、就業者の失業への参入フロー率が上昇しつつある事実が注目される。

(ロ)このような就業者からの失業プールへの参入フロー率の上昇は、失業率に望ましからざる効果をもつが、さらに失業者の非労働力化フロー率 un と再就業フロー率 re の低下傾向を反映して、男女ともに失業のプールに滞留し続ける人々の割合 un が上昇しつつある。

継続就業者の絶対数は男女ともに二倍に膨張した。これが低い経済成長率のもとでの就業機会の量的不定によるものか、労働供給（失業）と労働需要との間の構造的不一致の増大によるものかは判断が分かれようが、失業全体に占める継続失業の相対的・絶対的増大は、わが国における失業問題の性格を考える際の重要なポイントといえよう。

(ハ)労働需給バランスの悪化は仕事探索の期間を長期化し、その費用を増大させるであろうから、非労働力の市場参入を阻止し、彼らに同一の地位を保持させる誘因を提供しよう。もちろん、現実の状態はそれほど単純ではないにせよ、非労働状態を継続して保持した女子の絶対数は四八年から五一年にかけて急増し、その後は比較的安定的に推移した。フロー率 un も類似の変動パターンを描いている。その意

味で、考察期間の初期において豊富な就業機会が存在していたならば労働市場へ参入したであろう多くの女子が、市場への参入意欲を阻害されたといわれえよう。またこれと結びついて、非労働力から就業者へ移転した者の絶対数 NE および彼らのフロー率 ne はともに低下し、非労働力からの失業の絶対数 NU と比率 un は上昇したから、非労働力が労働市場へ参入して、成功裡に仕事を見いだす確率は低下したと主張しうる。ちなみに男子の場合、それは昭和四八年の八九%から五六年には八〇%へと下落する。

上記の考察はすべてのフロー率が失業率に不利な方向で作用していることを意味するが、われわれは一定期間における失業ストックの増大が失業頻度フローの上昇によってより多く説明されるのか、それとも失業期間と結びついたフローと密接に結びついていたのかどうか、を問うことができる。図1で説明したように、時点1における失業 U_1 は、就業者からの失業への参入 EU_1 、非労働力からの失業 NU および継続失業者 UU から成り立っている。それゆえ表3には、所与の期間における失業者数の増分 ΔU に対するこれら三つのフロー別失業の変化の貢献が算出された。これによれば、失業ストックの変化に対する各フローの貢献は、男子と女子の間でかなり相違していることが知られる。たとえば男子においては、失業者数は昭和四八年から五二年の間に二九・九万人だけ増加したが、このうちの二七万人（約九〇%）は継続失業者の増大に帰せられ、就業者および非労働力からの失業フローは失業増加の一割以上を説明してはいない。その比重は低下したというものの、後半の時期においても継続失業者の重要性は持続している。他方、女子の失業ストックの増大に対する継続失業者の貢献は、絶対的にも相対的にも男子に比べて小さい。そして就業者からの失業と非労働力からの失業の重要性の増大が女子失業の水準を下支えていることが注目される。しかしこの点での考察は、女子の失業が性格においてフローを中心としていたとの主張を確証しない。

表3 失業の増大に対する失業フロー別の寄与度

性 別	期 間	△U	寄 与 分		
			△EU	△UU	△NU
男 子	48～52年	29.91 (100.0)	1.66 (5.6)	27.00 (90.3)	1.25 (4.2)
	52～56	7.50 (100.0)	1.17 (15.6)	6.25 (83.3)	0.08 (1.1)
	48～56	37.41 (100.0)	2.83 (7.6)	33.25 (88.9)	1.33 (3.6)
女 子	48～52	12.68 (100.0)	0.84 (6.6)	10.50 (82.8)	1.34 (10.6)
	52～56	9.83 (100.0)	2.25 (22.9)	6.08 (61.9)	1.50 (15.3)
	48～56	22.51 (100.0)	3.09 (13.7)	16.58 (73.7)	2.84 (12.6)

注：単位は万人、ただしカッコ内はそれぞれのフローの寄与率(%)を示す。

失業期間の長期化とその効果

細部においては男女間に差異があるものの、失業者全体に占める継続失業者の重要性の増大は、当然に彼らの失業期間を長期化させる。粗フロー・データが利用されうる場合、二種類の失業期間が推計されるが、ここでは式3-1に基づいて完結期待失業期間 D を推計する。わが国において通常公表される失業期間は「進行中」のそれである。なぜなら、それは調査時点において現に失業している人びとに對して、調査時点以前の失業（または求職）期間を質問したものであり、これら失業者が調査時点からさらにいつまで失業を続けるかは知りえないからである。本稿で採用されるのは「完結」期間である。なお、

表4 「完結」平均失業期間の推定値（週）

年 次	計	男 子	女 子
48年	11.90	14.43	9.57
49	13.16	15.46	10.44
50	16.06	19.54	12.29
51	16.74	20.66	11.78
52	17.08	22.84	11.67
53	18.07	22.74	13.37
54	18.30	23.50	13.25
55	16.86	21.70	12.60
56	17.64	22.20	13.04

わが国における有効求人倍率は労働者の年齢と質の關係にあり、若年の失業者ほど再就業の確率は高く、彼らの失業期間は短くなることが期待されるけれども、現時点では年齢別の粗フロー・データが利用しえないので、男女別の平均完結失業期間が算出されうるにすぎない。

（注16）カナダ、ドイツ、イギリスならびにアメリカの四カ国についての年齢別の完結期待失業期間はOECD (1983), p.41から得られる。それによれば、すべての同において失業期間は高齢者ほど高くなる傾向があり、たとえばイギリスの男子の場合（一九七九年）、一〇歳台で三・七か月、二五～四四歳層で五・三か月と報告されている。

表4の推計結果に従えば、ここでも男女間の違いは著しい。このような相違は失業者の年齢別構成だけでなく、失業原因が異なることにも帰せられうる。男子の場合には人員整理、事業不振、定年などの非自発的な理由による失業が多いのに対して、女子の失業は自発的理由によるもの圧倒的比重を占めているからである。いずれにせよ、この失業期間はわれわれが予想したよりもかなり長く、最近における男子の失業期間は女子のそれを一〇週近くも上回っている。しかも男子の

平均失業期間は、当該期間中に一四・四週から二二・二週へと、五四％（女子は約三六％）も延長された。アメリカにかんする類似の推計結果は、一九七〇年代におけるこの種の失業期間が最低七・五週、最高九・八週（いずれも男女計）の間にあったことを示している。^(注17)これら数値を日米間で単純に比較することはできないけれども、国際的視野の中でのわが国失業問題の位置づけに際して、アメリカの二倍に近いわが国の失業期間にもっと大きな関心が払われてもよいであろう。

（注17）式5と異なる展開については Warren (1977) 及び Thurston (1979) を参照されたい。

それでは、このような失業期間の長期化は失業率の上昇にどのような

表5 失業率の変動に対する失業期間効果と参入効果

性別	期 間	失 業 率 変 化 率	失 業 期 間 効 果	失 業 参 入 フ ロー 効果	交 絡 果 効 果
		$\Delta u/u$	$\Delta D/D$	$\Delta F/F$	$\frac{\Delta D}{D} \cdot \frac{\Delta F}{F}$
男子	48～52年	68.42	85.15	9.38	5.47
	52～56	7.02	-39.92	143.95	-4.03
	48～56	80.24	67.08	21.40	11.52
女子	48～52	54.29	40.31	48.97	10.72
	52～56	20.06	58.67	36.98	4.35
	48～56	85.24	42.50	42.21	15.29

注：3つの効果は百分比で示されている。

なインパクトを与えたのであろうか。すでにわれわれは、失業率が失業期間 D と失業への参入フロー率 F の積であることを指摘した。ここで u と D を与えられれば、失業への参入フロー率 F は u を D で除した値に等しいはずである。この値を F' とすると、 F' は労働市場が定常状態にある場合の理論値 F と等しくならないけれども、少なくともそれは失業率を規定する失業期間以外の要因を表わし、その圧倒的部分は失業への参入フローであると解されうる。そのとき、失業率の変化率は次のように分解されうる。すなわち、

$$(5) \quad \frac{\Delta u}{u} = \frac{\Delta D}{D} + \frac{\Delta F}{F} + \frac{\Delta D}{D} \cdot \frac{\Delta F}{F}$$

ここで、右辺の第一項は失業率の変化に対する失業期間の変化の寄与分を、第二項は右のような留保条件のもとでの失業への参入フロー率の変化の寄与分を与える。そして最後の項は両者の交絡効果である。

表5は式5による計測結果を示している。ここで強調されるべき最も重要な発見事実の一つは、各要因の効果が時期により、また性によって決定的に相違していることである。男子についてみると、対象の全期間にかけて失業率は約八〇％上昇したが、このうちの六七％は失業期間の長期化によるものであった。特に失業期間は昭和四八年から五〇年にかけて急上昇していたから、失業率の変化に対する失業期間効果は前半において特に明白であった。これに対して最近の時期においては、失業率の変化に対する失業期間効果はむしろ負の方向で作用しており、失業参入フロー効果がすべてを支配している。しかしながら表4から知られるように、これは男子の失業期間が失業率を低下させるように短期化しつづけるのと解釈を支持する証左とはならない。

他方、女子の失業率に対する二つの効果は、少なくとも全期間を対象としてみればあい半ばしており、その意味では男子よりも失業率に対する参入フロー効果が強く検出されうる。しかも男子とは逆に、最近時における参入フロー効果の弱まりと失業期間効果のより一層の顕