

「低く安定的な失業率」と伸縮的賃金

——日本経済のマクロパフォーマンスをめぐる神話と現実——

高 木 信 二*

要 約

「低く安定的な失業率」，「安定的な経済成長率」といった日本経済の良好なマクロパフォーマンスが内外の研究者の注目を受けるようになって久しい。一方，1990年代に入り，日本経済のマクロパフォーマンスは必ずしも良好ではない。この事実を踏まえ，本論文は，失業率統計の国際比較，賃金伸縮性の概念と要因，伸縮的賃金とマクロパフォーマンスとの関係等に関して，1980年代に行われた主要な実証研究をサーベイするとともに，内在する概念的諸問題を考察する。

既存のほとんどの比較実証研究では，日本経済の賃金伸縮性が，実質で見ても，名目で見ても，諸外国より高いという結果が得られている。「賃金の伸縮性」は一義的な概念ではないが，本来，それはショックによって変化する均衡賃金への「収束速度」によって測られ，名目的ショックに対しては名目賃金によって，実質的ショックに対しては実質賃金によって規定されるべきものである。しかし，広く引用される実証研究では，(1)伸縮性がショックに対する条件的数値として位置付けられていない，(2)名目的ショックと実質的ショックの区別がなされていない，(3)特定のモデルに基づいているという意味で恣意性がある等の問題があり，日本の賃金伸縮性が相対的に高いという定説は十分に確立されているとは言えない。

賃金の個別要素に関する実証研究には，(1)ボーナスの収益分配機能は限定的である，(2)定期給与は企業的要因によっても影響を受ける（すなわち，労働市場は分断されている）こと等を示しているものもあり，日本経済における賃金のマクロレベルでの伸縮性に対し疑問を投げかけている。さらに，仮に日本の賃金伸縮性が高いと言う定説を受け入れたとしても，それが日本経済の安定性に直接的に繋がるとは必ずしも言えない。一部の実証研究は日本における実質賃金の市場調整機能が限られている可能性を示唆している。また，フィリップス曲線の傾きが急であるという意味で賃金が伸縮的であっても，それを短絡的にマクロ的安定化の要因とみなすことはできない。なぜなら，日本における総供給曲線の傾き（フィリップス曲線の傾きをオークン係数で除したもの）は諸外国と比べて極めて緩やかであり，物価の変化に対する数量調整が大きいという結果も報告されているから

* 前大蔵省財政金融研究所主任研究官（現在，同特別研究官，大阪大学経済学部教授）。本論文は筆者が大蔵省財政金融研究所在籍中に開いた勉強会での議論を発展させ，まとめたものである。勉強会の参加者であった永井敏彦氏（前大蔵省財政金融研究所上級研究員，現在，農林中央金庫），嶋倉収一氏（前大蔵省財政金融研究所研究員，現在，安田火災海上）の貢献に感謝したい。また初稿段階では，野村誠，橋本俊詔，岩本康志の各氏から有益なコメントを頂いた。ただし，論文中的見解，解釈，あり得べき誤りは筆者のみの責任である。

である。日本経済における賃金伸縮性の真偽と要因，さらにそれがマクロパフォーマンスに対して持つ意味等に関して一層の研究が要求される。

はじめに

他の主要国と比べて、「低く安定的な失業率」(low and stable unemployment rate)や安定的な経済成長率によって特徴付けられる日本経済のマクロパフォーマンスの良好さが、内外の研究者の注目を受けるようになって久しい。1980年代に行われた研究の多くは、良好な日本経済のマクロパフォーマンスの理由が、賃金の伸縮性をはじめとする労働市場の伸縮性にあると議論し、その背後にある賃金決定メカニズムを解明しようとするものであった。しかし、近年において、日本経済のマクロパフォーマンスは決して良好だとは言えない。わが国の失業率は、絶対値では他の主要先進国より低いものの90年代に入り、着実に上昇しているようである(表1)。また、わが国の実体経済も1992年ごろから低迷を続け、米国、イギリス、ドイツ、フランスなどが回復するなか、実質経済成長率は、1993年、1994年と連続して1%を下回っている(表2)。

このように各国のマクロパフォーマンスを比較的な見地から見ると、日本は主要先進国経済の中での優等生から劣等生に転じたのではないかとも思われる。もちろん、近年のマクロパフォーマンスの悪化は、資産価格の急落や円の急激な増価などの要因による部分があり、日本経済の潜在的成長率が中長期的に低下したと今すぐ断言することはできない。しかし、素朴な疑問は、良好なマクロパフォーマンスに貢献したはずの労働市場の伸縮性が近年になってどうなったかということである。近年のマクロパフォーマンスの悪化は、労働市場がより硬直的になったことによるのか。それとも、以前のマ

クロパフォーマンスの良好さ自体が、もともと労働市場の伸縮性に依存していなかったのか。いずれにしろ、今後の日本経済を展望するにあたり、日本経済における労働市場の伸縮性に関する既存の研究成果を再評価しておくことは有益であろう。

ところで、一概に労働市場の伸縮性といっても、実際には一義的なものではなく、労働力化率や労働時間の動き、産業間・企業間の移動性など労働需要・供給に関わる様々な側面を持っている。特に日本では、(1)年功序列型賃金、(2)終身雇用制、(3)企業別労働組合など日本の労使関係の特徴とされる諸制度と密接に関連していると思われる(Tachibanaki 1987)。さらに、労働市場の問題としては、企業別・産業別賃金の分析、ボーナスの存在理由など、いわばミクロの問題も重要である。しかし、本論文ではマクロ経済の議論に徹するため、焦点を主要マクロ変数としての名目、実質賃金に置き、その他制度上、ミクロ上の諸問題はマクロ的賃金の理解に寄与する範囲においてのみ言及するにとどめる。マクロ経済の観点から日本の労働市場の諸問題をサーベイした論文としては、植田・吉川(1984)、吉川(1987)、江口(1988)などが挙げられるが、本論文では、これらの先駆的論文を踏まえ、賃金の伸縮性に論点を絞ると同時に、より最近の研究にも言及する。

本論文は以下のように構成されている。まず、第1節「失業率統計の国際比較」では、マクロパフォーマンスの最重要指標としての失業率統計について、日米の統計概念の相違点を中心に若干の議論をする。第2節「賃金の伸縮性

表 1 主要国の失業率（1983 - 95年）

	日本	米国	イギリス	ドイツ	フランス
1983	2.6	9.6	10.5	9.1	8.3
1984	2.7	7.5	10.7	9.1	9.7
1985	2.6	7.2	10.9	9.3	10.2
1986	2.8	7.0	11.1	9.0	10.4
1987	2.8	6.2	10.0	8.9	10.5
1988	2.5	5.5	8.0	8.7	10.0
1989	2.3	5.3	6.3	7.9	9.4
1990	2.1	5.5	5.8	7.2	8.9
1991	2.1	6.7	8.1	6.3	9.4
1992	2.2	7.4	9.8	6.6	10.4
1993	2.5	6.8	10.3	8.2	11.7
1994	2.9	6.1	9.3	9.2	12.3
1995*	3.1	5.6	8.4	9.2	11.7

(注) * 1 - 6 月平均。その他は年次平均。

(出所) 日本銀行、『外国経済統計年報』、『経済統計年報』、『経済統計月報』。

表 2 主要国の実質経済成長率（1983 - 94年）

	日本	米国	イギリス	ドイツ	フランス
1983	4.5	3.9	3.7	2.1	0.7
1984	6.8	6.2	2.3	3.1	1.3
1985	6.2	3.2	3.8	1.9	1.9
1986	4.4	2.9	4.3	2.3	2.5
1987	4.6	3.1	4.8	1.5	2.3
1988	6.5	3.9	5.0	3.7	4.5
1989	6.7	2.5	2.2	4.2	4.3
1990	7.5	1.2	0.4	5.5	2.5
1991	5.4	-0.6	-2.0	4.9	0.8
1992	1.8	2.3	-0.5	1.2	1.2
1993	0.6	3.1	2.0	-2.3	-1.0
1994	0.6	4.1	3.8	2.3	2.8

(注) 国内総生産（GDP）の前年比。日本は年度。

(出所) 日本銀行、『外国経済統計年報』、『経済統計年報』、『経済統計月報』。

の国際比較」では、賃金の伸縮性に関して広く引用されている3つの比較研究(Sachs 1979; Gordon 1982; Grubb, Jackman, and Layard 1983)で提唱された賃金の伸縮性の定義をやや詳細にまとめる。第 節「伸縮的賃金の意味と解釈」では、賃金の伸縮性が日本経済の良好なマクロパフォーマンスの説明として重要視されてきた理由を理解するため、簡単な経済モデル

の枠組みの中で、賃金の伸縮性と数量調整との関係を考えてとともに、(1)名目・実質賃金の伸縮性の意味と(2)フィリップス曲線と総供給曲線との関係を考察する。第 節「伸縮的賃金の要因」では、日本の賃金伸縮性の背後にある諸要因を概観する。最後に、「おわりに」では、本論文の主要な論点と残された課題をまとめる。

・失業率統計の国際比較

1970年代の初頭から半ばにかけて、主要先進国における失業率は大きく上昇した。例えば、ドイツ(西ドイツ)やイギリスの失業率は1 - 2 %台から4 %台に、米国の失業率は4 %台から8 %台に増えた。これに対し、日本の失業率は1 %台から2 %台まで僅かに増えたに過ぎなかった。このような状況下、失業率統計の国際的比較可能性を疑問視する考えがでてきたのは自然な成り行きであった。こうして、1980年代の前半、主要国間(特に、日米間)の失業率統計の概念的違いが盛んに議論され、共通の概念に基づいた失業率の比較が試みられた。この議論の中で、最も注目を受けたのはTaira(1983)による計測であり、日本の統計概念が失業率を極端に過少評価している可能性が示された。この種の議論を受け入れれば、日本の低失業率は統計上の虚構(statistical artifact)であるから、日本経済のマクロパフォーマンスはもともと良好だとは言えず、したがって、労働市場の伸縮性などによって説明するまでもないということになる。

(1) 統計手法・概念の国際的相違

失業率統計の国際的相違点は、日米を中心に、白石(1982)、Sorrentino(1984)などに詳しく説明されているが、要点をまとめると以下のようになる。まず、調査方法について言えば、

失業率を求める方法には2つある。1つは、日米両国で使われている方法で、「労働力調査」と呼ばれる標本調査によるものである。2つめは、「職業紹介所」における求職者数に基づく方法で、イギリス、ドイツ、フランスなどで使われている。前者においては、一定の定義に従い「失業者数」と「労働力人口」を統計的に推定し、失業率は両者の比として計算される。他方、後者においては、失業率は職業紹介所における「被登録求職者」と「被登録求職者 + 就業者」の比として求められる。一般的に、国際比較のためには、固有の制度に依存しないという意味で、「労働力調査方式」の方が優れていると言われる。さらに、「職業紹介方式」では、職業紹介所で登録しない求職者がいる一方、失業給付を受けるために、職を見つけているにもかかわらず、あるいは求職の関心が乏しいにもかかわらず登録している者の存在による誤差が生じることが指摘されている。

次に、失業者の定義であるが、国際間の主要な相違点は、(1)調査期間のとり方、(2)調査期間以前に求職活動をしたが、調査期間中には求職活動をしなかった者の取り扱い方、(3)レイオフされている者の取り扱い方に関するものである。(1)に関しては、日本では調査員が家庭を訪問する週の求職活動のみが問題にされるのに対し、米国ではその週の前4週間の求職活動が問題に

される。(2)に関しては、求職活動を調査期間の前行い、調査期間中に行わなかった者は、「求職意欲喪失者(discouraged workers)」であれ、求職活動の結果を待っている者であれ、あるいは、将来のある一定の時期に就職(復職)が内定しているものであれ、米国では失業者に含まれるが、日本の「完全失業者」には含まれていない(表3)。

なお、失業者については、国際労働機構(ILO)によって共通の定義が決定されており、国際定義に従って調整された失業率が経済協力開発機構(OECD)によって公表されている。日本の場合、政府による公表値とOECDによる調整値との差はほとんど皆無に等しく、日本の統計概念が基本的にはILOのそれに準じていることを示している。しかし、現実の失業率を国際比較するとき、OECDが調整していない項目も多くあるため、第三国の固有の方法に従って公表値を調整すると、公表値と調整値と

の間に無視できないほどの差が生じることもある。具体的に、日米の場合、両国の定義の相違により、(1)一時的に病気で、すぐに就業できない者、(2)求職活動を過去4週間に行ったが、調査週間には行わず、過去の求職活動の結果を待っていない者、(3)仕事を持っていないが、30日以内に就職が内定している者は米国では失業者とみなされるが、日本では失業者とはならない(白石1982; Sorrentino 1984)。また、家族従業者で1週間に15時間未満しか働かなかった者は、日本では労働力人口に含まれるが、米国では含まれない。

失業率概念に関する1980年代の活発な議論の引き金となったのは平恒次の論文(Taira 1983)である。端的に言うと、平論文の論点は、毎年3月に行われる「特別調査」を基に日本の失業率を米国の概念に従い再計算すると、公表統計は失業率を半分ほどに過少評価しているということであった(永山 1984; Sorrentino 1984)。

表3 日米失業統計の概要

日本 15歳以上人口のうち、

(失業者) 調査週間に、仕事を少しもしなかった人のうち、仕事がなく、仕事を探していた者。以前に行った求職活動の結果を待っていて、すぐに就職できる者を含む。

(労働力人口) 調査週間に仕事をした家族従業者を含む。

(調査期間) 月末の1週間。

米国 6歳以上人口のうち、

(失業者) 調査期間に、仕事を少しもしなかった人のうち、仕事を探し、かつ一時的な病気の場合を除いて就業可能な者。(1)レイオフされて、復職を待っている者、(2)30日以内に新しい雇用労働に就く予定の者を含む。

(労働力人口) 調査期間に15時間未満しか働かなかった者は含まれない。

(調査期間) 4週間。

(参考)

ILO 一定年齢以上人口のうち、

(失業者) 雇用契約が終了ないし中断している者で、仕事がなく、収入の伴う職を探していて、かつ就業可能な者。調査時点以降に新しい仕事を始めるため、その準備をしていて、仕事がなく、すぐに就業が可能な者。一時的あるいは無期限にレイオフされている者。

(労働力人口) (1)自分で事業や農業を営もうと思っているが、まだその準備をしていない者、(2)家族従業者で、現在仕事をしていない者は、収入の伴う職を探していなければ含まれない。

(出所) 白石(1982)。補足情報は、Sorrentino(1984)による。

平推計における調整は、(1)レイオフ、(2)就職内定者、(3)「調査週間中に求職活動を行わなかった者のうち、過去1か月間に求職活動を行い、かつすぐに就職可能な者」を失業者に加え、(4)1か月以前に行った求職活動の結果を待っている者を失業者から除き、(5)家族従業者で15時間未満した働かなかった者を労働力人口から除く

というものであった。この中で、最も重要なのは(2)であり、「特別調査」が3月に行われることを考えると、4月から就職する数十万の新卒者が新たに失業者の中に加えられることになる。こうして、平推計においては、1978年の失業率は、公表値の2.6%から4.7%まで上昇した(表4)。

表4 米国概念による日本の失業率の計測結果

	公表値 ¹	白石(1982)	Taira(1983)	Sorrentino(1984)
1978年3月	2.6	3.1	4.7	3.0
1980年3月	2.2	2.4	3.8	2.3

(注) 1 季節非調整値

(出所) 参考文献を見よ。

平推計の適切さについては、永山(1984)、Sorrentino(1984)が問題点を指摘し、それに対し、平自身が反論をしている(平 1984)。Sorrentino(1984)が指摘した平推計の最大の問題は、日本社会において3月が特異な月であることを考慮していないことである。つまり、日本の労働慣行と文化的背景を考えると、新卒者を失業者として入れない方が適切であるというわけである。さらに、永山(1984)は、日本ではレイオフ(一時休業)は有給であり、復職が保証されていることを考えると、レイオフの調整は必要ないと議論している。いずれにしろ、これらの議論によると、平推計は真の失業率を過大評価することになり、米国の定義に従うものの、新卒者を考慮しないSorrentino推計では、1978年の失業率は公表値の2.6%から3.0%に上昇するに過ぎない。なお、同様の推計を行った白石(1982)の推計値は3.1%であり、ほぼ同様の数値になっている。

(2) 日本の失業率の構造的側面

現在、日本の低失業率が統計上の虚構であると信じる研究者は少ないと思われるが、低失業率が、その人口構成や経済構造を反映しているという見方もある(Weiner 1987; Ito 1992)。例えば、日本では、諸外国と比べて、失業率が高

い十代の労働力化率が低いこと、就業率が極めて高い農業部門や自営業部門の比重が大きいことなどが知られている。1985年の十代の労働力化率は、米国で男19%、女52%であったのに対し、日本では男17%、女16%であった。また、農業部門と自営業部門が経済に占める割合は、1984年、日本の8.9%、13.0%に対し、米国では3.2%、7.6%であった。Ito(1992)の試算によれば、米国の労働人口が日本と同じ農業部門と十代の比率をもっていたなら、米国の失業率は1.5%ほど低下するとされている。さらに、構造的というよりも行動的要因として、求職意欲喪失者の存在が失業率に与える影響も分析されているが、Tachibanaki and Sakurai(1991)の研究によると、求職意欲喪失者効果を調整した失業率の変動は、公表失業率のそれより大きいことが示されている。しかし、構造的、行動的要因による影響は無視はできないものの、日米の失業率の差を著しく縮めるほどではない。

最後に、自然失業率について言及しておこう。

自然失業率とは、情報の不完全性や調整費用がある状況において、労働市場における需給関係が均衡した状態で存在するであろう失業率を意味する。自然失業率を決定する要因としては、雇用保険の給付率、サーチ活動、経済構造の変化に伴う構造的失業、求職と求人とのミスマツ

チによる摩擦的失業などである。摩擦的失業に関して、Brunello (1988) は企業間の過剰労働者の移転が日本の低失業率の説明要因であるという議論を分析し、それが大企業では広く行われているものの、マクロレベルでは重要ではないという結果を示している。一方、摩擦的および構造的失業に関して、Sakurai and Tachibana (1992) は、1986年までのデータに基づくUV分析により、日本の失業率の2割がミスマッチによって説明できること、また、年配労働者のミスマッチが大きくなってきていることを示した。^(注1) 雇用保険の給付率に関して、

Burda(1988)は給付率（および給付期間）が失業率に有意な正の影響を与えることを示し、日本の失業保険の充実度がOECD諸国の中で米国に次いで劣っていることが、日本の低失業率の部分的な要因である可能性を示唆している。自然失業率の推定は労働需給の特定化を要するため、技術的に困難であるが、数少ない推定結果は日本の自然失業率がトレンドとして上昇していることを示唆しており、労働人口の高齢化や雇用保険の充実にともなって、統計上の失業率が今後上昇する可能性も考えられよう（藤本1984）。

・賃金の伸縮性の国際比較

日本の「低く安定的な失業率」の説明として、多くの研究者は賃金の伸縮性を挙げてきた（Komiya and Yasui 1984；Hamada and Kurosaka 1986）。労働市場の伸縮性には多くの側面があるが、賃金の伸縮性が特に注目を浴びてきた理由は、新古典派の理論的枠組みの中で、労働市場における「価格の伸縮性」が「量の硬直性」の説明として最も自然な概念であるからである（詳しくは、第3節(1)を参照）。賃金の伸縮性の理論的意味はさておき、その実証的検証には様々なアプローチが有り得る。本節では、賃金の伸縮性の理論的意味を考えるに先立ち、日本の賃金が国際的に比較して伸縮的であるという定説の確立に寄与した3つの主要な実証研究を概観する。代表的な実証研究における「伸縮性」の定義と主要な実証結果をまとめることによって、日本経済のマクロパフォーマンスに関する定説の真偽を再考察する一助とした

い。

(1) SACHS (1979) による特定化

まず、Sachs (1979) は、賃金の伸縮性（硬直性）の国際比較を行った最初の論文である。Sachsの関心は、米国において典型的な「インデクセーションのない複数年の名目賃金契約」（unindexed multi-year nominal wage contracts）がマクロ経済政策に与える影響にある。例えば、そのような名目賃金契約が広く行われるのであれば、物価を上げるように働く金融緩和策は実質賃金を下げ、経済活動を促進する可能性があるであろう。したがって、彼は次のような賃金契約を考える。

$$w^0 = p^e + aU_{-1} \quad (1)$$

ただし、 w^0 は新規契約における名目賃金の変

(注1) 縦軸に超過供給を示す失業率（U）、横軸に超過需要を示す欠員率（V）を描くと、両者のトレードオフを示す右下がりの曲線（ベバレッジ曲線）が描ける。ベバレッジ曲線と45度線が交わる点は、超過供給と超過需要が一致するという意味でマクロの均衡であると見なし得るが、ミスマッチによるミクロ的な失業は消滅していない。したがって、UV分析による自然失業率の推計は、ベバレッジ曲線を推計することによって与えられることになる。

化率， p^e は期待インフレ率， U_{-1} は1期前の失業率（あるいは，労働市場の需給条件）， $a(<0)$ は係数である。経済全体の名目賃金の変化率(w)は，新規契約が全体の契約に占める割合(b)に次のように依存する。

$$w - w_{-1} = b(w^n - w_{-1}) \quad (2)$$

ただし，下付添字 - 1 は変数が1期前であることを示す。賃金契約が，米国のように，複数年にわたり開始時期がずれている契約（staggered contracts）ならば b は0に近く，日本のように，1年ごとに産業，企業間でほぼ同時に決まる契約（synchronized contracts）ならば b は1に近い。

(1)式，(2)式から，以下の式が導き出される。

$$w - p^e = baU_{-1} - (1-b)(p^e - w_{-1}) \quad (3)$$

あるいは，

$$w = (1-b)w_{-1} + bp^e + baU_{-1} \quad (3)'$$

(3)'式は，名目賃金の変化率は，過去の名目賃金の変化率，期待インフレ率，失業率（あるいは，労働市場の需給条件）に依存することを示している。Sachsの定義によれば，(3)'式を回帰式として推定したときに，過去の名目賃金の

変化率の係数（ $1 - b$ ）が大きければ名目賃金が硬直的であり，小さければ伸縮的であるとされる{同様な定義は，期待インフレ率の係数（ b ）が小さいか，大きいかによっても与えられる}。ここで重要なことは，Sachsの定義によれば，名目賃金が硬直的であることは同時に実質賃金が伸縮的であることを意味し，名目賃金が伸縮的であることは同時に実質賃金が硬直的であることを意味するということである。

Sachs（1979）は主要国における製造業の年次データを使い，(3)'式を計測した（表5）。期待インフレ率は，インフレ率を過去の賃金上昇率，物価，失業率，マネーサプライに回帰させた推定式から求められている。労働市場の需給関係を示す変数としては，労働時間のトレンドからのパーセンテージ乖離が使われている。計測結果から明らかなことは，米国の名目賃金変化率を被説明変数とする回帰式では，名目賃金のラグ項の係数が相対的に大きく，反面，期待インフレ率の係数が相対的に小さいということである。一方，欧州3か国では全く反対の結果が得られている。日本は，欧州と米国との中間に位置するが，米国と比べる限り，名目賃金はより伸縮的であると言えよう。Sachsはこの結果から，米国では名目賃金が短期的に固定的であるため金融政策が有効であり，欧州，日本では，実質賃金が固定的であるため金融政策は効果を持たない，と結論した。（注2）

表5 SACHS（1979）の主要結果の概要

	名目賃金のラグ項 (1-b)	期待インフレ率 (b)	労働市場変数 (ba)
日本	0.16	0.82	1.84**
米国	0.43**	0.54**	0.14
イギリス	-0.20	1.40**	0.90
ドイツ	-0.19	0.93	0.61
フランス	-0.00	1.36**	1.04

（注）1963-78年の製造業の年次データによる。被説明変数は名目賃金のパーセンテージ変化率。労働市場変数としては，労働時間のトレンドからのパーセンテージ乖離。**は5%の水準で有意であることを示す。

Sachsモデルにおいては、実質賃金の伸縮性（硬直性）は名目賃金の硬直性（伸縮性）の逆数と定義されていることは注目に値する。もちろん、名目賃金に関する長期的契約が存在することから、期待インフレ率が上昇したにもかかわらず名目賃金が上昇しないことを名目賃金の硬直性と定義することには問題はない。しかし、名目賃金が硬直的であることから、期待インフレ率の上昇によって実質賃金が低下することを実質賃金の伸縮性と定義することには反論があろう。なぜなら、それは均衡からの乖離が大きくなることを意味するのに対し、伸縮性とは本来、均衡の回復に寄与すべき特性であるはずだからである。

(2) GORDON (1982) による特定化

Gordon(1982)は賃金の伸縮性に関する国際比較を行った最初の論文ではないが、その手法が一番単純であり、結果が特定のモデルに依存しないという理由によって、最も広く引用されている。Gordonの特定化は、Komiya and Yasui (1984) や Hamada and Kurosaka(1986) 等にも踏襲されている。Gordonの出発点は、以下のような定義式である。

$$y = sz + (1-s)n \quad (4)$$

ただし、 y は名目GNPの変化率、 z は名目労働所得の変化率、 n は非労働所得の変化率、 s は総所得に占める労働シェアである。しかし、「名目労働所得の変化率(z)」は「名目賃金の変化率(w)」、「労働時間の変化率(h)」、「雇用の変化率(e)」に分解される。すなわち、

$$z = w + h + e \quad (5)$$

Gordonの手法は、日本、米国、イギリスの製造

業の1960年代初頭から1980年までの四半期次データを使い、(1) w, h, e の移動平均の標準偏差を計算する、(2) w, h, e をそれぞれ「名目GNPの変化率(y)」の現在値、ラグ値に回帰させたときの係数の和を計算するというものである(表6)。

表6 GORDON (1982) の主要結果の概要¹

	日本	米国	イギリス
標準偏差値			
$w+h+e$	4.97	3.82	4.35
w	4.84	1.69	5.29
$h+e$	1.09	4.78	3.22
h	1.98	1.09	1.74
e	2.03	4.05	2.18
$w-p$	2.78	1.46	3.86
回帰係数の和 ²			
$w+h+e$	0.95**	2.16**	0.91**
w	1.22**	0.06	0.59*
$h+e$	-0.28*	2.10**	0.32
h	-0.31**	-0.19	0.20
e	0.03	2.29**	0.12

(注) 1. 1963-80年の製造業の四半期次データによる。記号はすべてパーセンテージ変化率(w 名目賃金、 h 労働時間、 e 雇用、 p 物価)。

2. 名目GNPの現在値とラグ値を右辺に置いた回帰式における係数の和。**は5%の水準で有意。*は10%の水準で有意。

まず、標準偏差を見ると、名目賃金の伸縮性は、日本とイギリスは米国の3倍ほど高かったことがわかる。それに対して、雇用は日本とイギリスは米国の2分の1程度であった。同様なことは回帰分析からも言えるが、標準偏差によるよりも、日本の名目賃金が相対的に伸縮的で、雇用が相対的に硬直的であるという結果が強くなっている。なお、「名目賃金の変化率」が

(注2) Branson and Rotemberg (1980) は、Sachs (1979) とほぼ同じ手法を使い、米国では名目賃金が硬直的、日本では実質賃金が硬直的という結果を得たが、彼らは賃金式を変化率ではなく、水準で定義した。現実には実質賃金が大きく上昇したことを考えると、水準による特定化には問題がある。

ら「物価上昇率」を引くことによって得られる「実質賃金の変化率」($w - p$)では、日本は米国とイギリスのちょうど中間に位置している。

さて、Gordonモデルの評価であるが、標準偏差に基づく数値は「条件付きではない」(unconditional)変動度合を示したものである。したがって、名目賃金の動きが生産性を含む諸変数の影響を受けている限り、仮に名目賃金が伸縮的であるという結果がでたとしても、それ自体がマクロパフォーマンスに直接的な意味を持つとは限らない。同様に、実質賃金の伸縮性には、労働市場の需給関係の影響と生産性の影響が混在している。雇用の伸縮性についても、労働市場の需給関係による調整と、より長期的な労働力人口の調整が区別されていない。一方、回帰分析に基づく数値は「名目GNPの変化率」に対する「条件付きの」(conditional)変動度合を示している。景気変動的变化の大部分は名目GNP変動に含まれ、トレンド的变化は定数項に含まれるであろうから、標準偏差に基づく数値と比べて、両者を混同するという問題は少ないと思われる。それでも、名目GNP変動の背後には実質要因もあるはずであるから、問題が完全に除去されるというわけではない。

(3) GRUBB, JACKMAN AND LAYARD (1983)による特定化

Grubb, Jackman and Layard (1983)は、「実質賃金の硬直性」と「名目賃金の硬直性」をそれぞれ名目的ショックと実質的ショックが失業率に及ぼす影響によって定義した。彼らの定義は次の2式に基づいている。

$$w = (1-b)w_{-1} + bp + baU_{-1} + bq^* \quad (6)$$

$$p = cw + (1-c)w_{-1} - du - q \quad (7)$$

(6)式の「賃金式」は、(1) p^* の代理変数として p が使われていること、(2)失業率が自然失業率に等しいときの実質賃金の上昇率(生産性のトレンド上昇率と解釈可能)を示す q^* 項が加えられて

いることを除いて、Sachs (1979)の(3)'式と同じである。次に、(7)式の「物価式」は労働需要関数を変形したもので、実質賃金の上昇率($cw + (1-c)w_{-1} - p$)が生産性の上昇率(q)を越えるとき、失業率が悪化(du で与えられる)することを示す。これまでと同様に、 w, p, q は変化率であり、 U は失業率の水準、 u はその変化率、 a, b, c, d は係数である。(6)式と(7)式からは、以下の(8)式が得られる。

$$\begin{aligned} w - w_{-1} = & - \{ba / (1-bc)\} U_{-1} \\ & + \{b / (1-bc)\} (q^* - q) \\ & - \{bd / (1-bc)\} u \end{aligned} \quad (8)$$

(8)式が与えられたとき、Grubb, Jackman and Layardは「実質賃金の硬直性」と「名目賃金の硬直性」を以下のように定義する。まず、「実質賃金の硬直性」は実質的ショック $\{(q^* - q)$ の外生的変化}が失業率にもたらす影響と考える。この際、長期的に経済が当初の均衡に戻ると想定すれば、

$$\sum \Delta(w - w_{-1}) = \sum \Delta u = 0$$

であるから、(8)式の両辺の1期からN期までの和($\sum$)をとると、

$$\sum \Delta U = (1/a) \Delta(q^* - q) \quad (9)$$

すなわち、実質賃金の硬直性は $(1/a)$ で与えられることになる。なお、これはフィリップス曲線の傾きの逆数に他ならない。一方、名目賃金の硬直性は名目的ショック $\{(w - w_{-1})$ の外生的変化}が失業率にもたらす影響と考える。先と同じ論理に従うと、

$$\sum \Delta(q^* - q) = \sum \Delta u = 0$$

であるから、

$$\sum \Delta U = (1/a) \{(1-bc)/b\} \Delta(w - w_{-1}) \quad (10)$$

すなわち、名目賃金の硬直性は $(1/a) \{ (1-bc)/b \}$ によって与えられる。

さて、ここで、 b は「現在の物価インフレ率（あるいは期待物価インフレ率）が現在の賃金インフレ率に与える影響を示す係数」、 c は「賃金契約に占める新規契約の割合を示す係数」であり、それぞれが1に近づくと、経済において名目賃金を固定化しようとする「名目的な惰性力」が弱まる。この意味で、 $\{ (1-bc)/b \}$ は「名目的惰性」を示していると解釈できる。言うまでもなく、(10)式において、 b, c の両者が1になると、「名目的惰性」はなくなり、名目賃金の硬直性はゼロになる。しかし、名目的惰性が少しでもある（ b, c がいずれも1以下）状態では、「名目賃金の硬直性」は「実質賃金の硬直性」に「名目的惰性」を乗じたものになる。これは名目賃金が固定されている場合、名目的ショックが実質賃金に影響を与え、その経路を通して生じる失業率への影響である。Sachs (1979) の定義と異なり、ここでは、名目賃金の硬直性（伸縮性）と実質賃金の硬直性（伸縮性）には正の相関関係があることになる。

Grubb, Jackman and Layardは1957 - 80年の年次データを使い、賃金式と物価式を推定し、製造業に蔚ける「実質賃金の硬直性」と「名目賃金の硬直性」を計算した（表7）。実証結果は、SachsやGordonと同様に、日本の実質賃金の硬直度（伸縮度）は米国、欧州主要国より低

く（高く）、米国の名目賃金の硬直度（伸縮度）は主要国の中で一番高い（低い）というものであった。しかし、Sachsの結果と異なる点は、本研究においては、(1)日本では実質賃金に加えて名目賃金も伸縮的であり、(2)米国では実質賃金が必ずしも他の主要国と比べて伸縮的ではなかったということである。言うまでもなく、この違いは両者の定義の違いによるもので、Sachsでは実質賃金の伸縮性と名目賃金の伸縮性の両者とも名目ショックに対して定義されていたのに対し、Grubb, Jackman and Layardでは両者とも実体経済に及ぼす実質的な影響によって定義されているからである。

表7 GRUBB, JACKMAN AND LAYARD (1983) の主要結果

	実質賃金の 硬直度 ($1/a$)	名目賃金の 硬直度 ($1/a \{ (1-bc)/b \}$)
日本	0.13**	0.18**
米国	1.09	3.14
イギリス	2.39	0.78
ドイツ	1.54	0.36
フランス	0.51**	0.29

(注)1957-80年の製造業の年次データによる。**は5%の水準で有意であることを示す。

・伸縮的賃金の意味と解釈

(1) 賃金の伸縮性と数量調整

第 節で概観した3つの実証研究からわかるように、複数の数値が賃金の伸縮性を測る指標として使われてきた。^(注3)ここでは、簡単な経済理論を使い、「低く安定的な失業率」の説明としての伸縮的賃金の意味を考え、前述の三研究において提唱された数値を解釈してみよう。

「低く安定的な失業率」という一般的評価

は、景気循環を通じての現象を指していると考えてよいであろう。したがって、賃金の伸縮性を特定化するためには、実体経済の変動要因としての実質的ショック（例えば、原油価格の変化、輸出財需要の変化）や名目的ショック（例えば、マネーサプライの変化、名目為替レートの変化）が生じたときに、賃金の動き如何で労働量（そして、ひいては実体経済）がいかに変

化するかを考えたら良い。

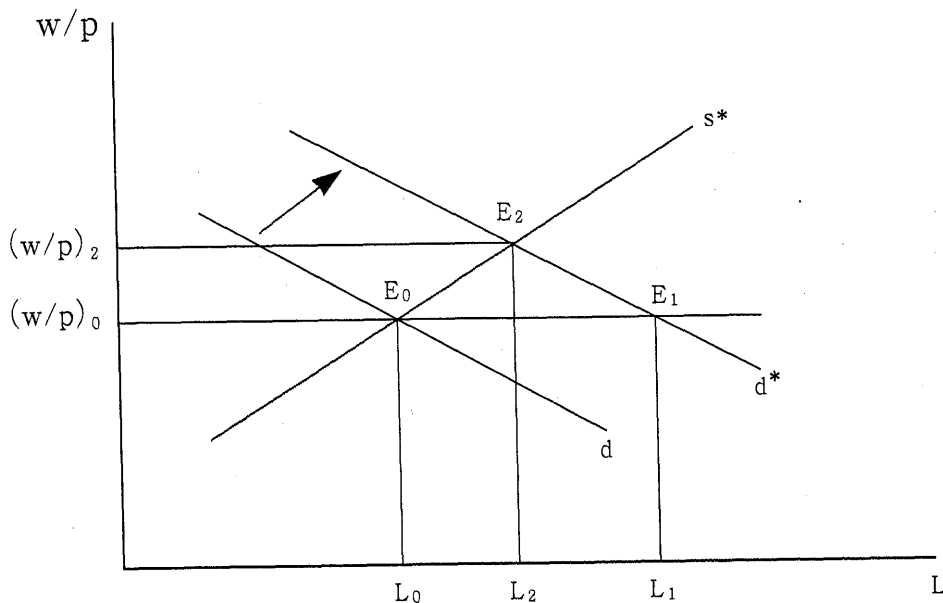
まず、労働需要を変えるような実質的ショックを考える（図1）。ここで、縦軸には実質賃金（ w/p ）、横軸には労働量（ L ）が描かれ、 d, s はそれぞれ労働需要曲線、労働供給曲線を意味する。さて、当初、労働市場が均衡（ E_0 ）にあるとして、実質的ショックにより労働需要が d から d^* に上がるとする。もし、実質賃金が完全に固定されているとすれば、市場の需給関係は E_1 で与えられ、労働量は L_0 から L_1 で増える。一方、実質賃金が完全に伸縮的であれば、市場は新しい均衡である E_2 で与えられ、労働量は L_0 から L_2 まで増えることになる。2つのケースを考えると、実質賃金が伸縮的であればあるほど、実質的ショックが生じたときの労働量の変動が小さくなるのがわかる。

次に、同様な図を使って、名目的ショックを

考える（図2）。ここでは、縦軸には名目賃金（ W ）が描かれている。新しい均衡において、貨幣の中立性を想定するならば、名目的ショックによって、名目変数は同率変化し、実質変数は不変であるはずである。すなわち、名目的ショックは労働需要を d から d^* に上げると同時に、労働供給も s から s^* に上げる。この場合、もし名目賃金が完全に固定されていれば、市場の需給関係は E_1 で与えられ、労働量は L_0 から L_2 まで増える。一方名目賃金が完全に伸縮的ならば、市場は新しい均衡である E_2 で与えられ、労働量は不変である。2つのケースを考えると、名目賃金が伸縮的であればあるほど、名目的ショックが生じたとき、労働量の変動が小さくなるのがわかる。

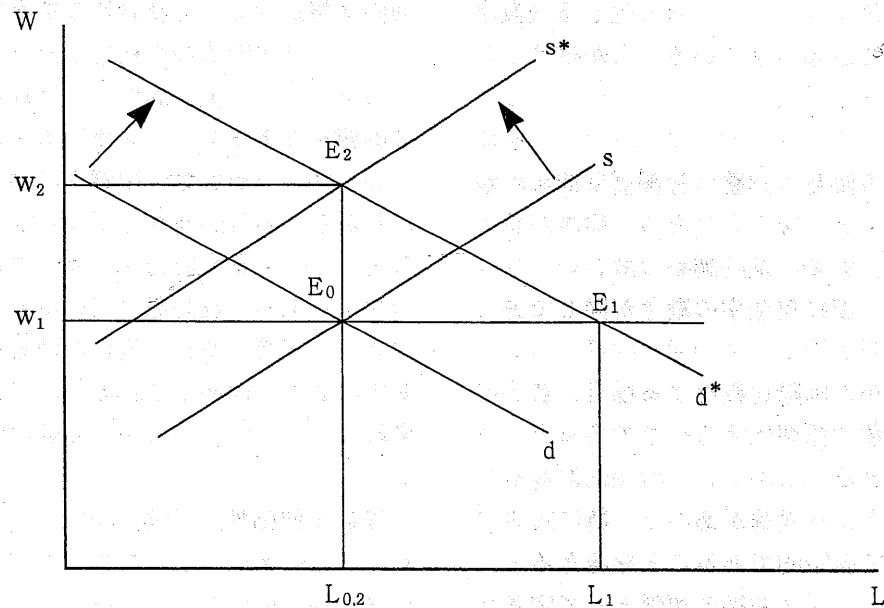
このように見ると、賃金の伸縮性は、名目的ショックに対しては名目賃金によって、実質的

図1 実質的ショックと実質賃金



（注3） 大竹（1988）は実質賃金の伸縮性に注目し、実証文献において実質賃金の伸縮性を定義する数値が、(1)目標賃金への調整速度、(2)実質賃金変化率の分散、(3)フィリップス曲線の傾き、(4)完全雇用賃金と現実賃金のギャップ、(5)交易条件、生産性に対する実質賃金の伸縮性の5つに大別されるとした。大竹の分類に従うと、前述の3論文に肺ける実質賃金の伸縮性は、Gordon（1982）のそれが(2)に相当し、Grubb, Jackman and Layard（1983）のそれは(3)に当たる。一方、Sachs（1979）は、名目賃金の伸縮性の逆を実質賃金の伸縮性と定義した。

図2 名目的ショックと名目賃金



ショックに対しては実質賃金によって規定されるべきことが明らかである。この意味で、Sachs (1979) における賃金の伸縮性は、名目的ショックに対しての賃金の弾力性であるから、彼は名目賃金の伸縮性だけを考えたことになる。すなわち、Sachsの手法は、期待インフレ率 (p^e) が名目的ショックを反映するという想定の下に、名目賃金決定式における期待インフレ率の係数を計測することであった。したがって、ショックが名目的である限り、均衡実質賃金は不変であるはずであるから、名目賃金が伸縮的であればあるほど実質賃金は硬直的である弓となる。しかし、実質賃金の伸縮性を実質的ショックに対する弾力性であると定義すれば、名目賃金と実質賃金の伸縮性は必ずしも相反する概念ではない。

「標本期間における分散」あるいは「名目GNP変化に対する弾力性」をもって賃金の伸縮性と定義したGordon (1982) の特定化は、(1)前者の場合、ショックに対する反応度を考慮していない、(2)後者の場合、ショックの性質を区別していないという理由で問題である。前者の手法によって日本の賃金が相対的に伸縮的であるという結果が得られたとしても、それは日本における名目的ショック（例えば、マネーサブラ

イの変動）や実質的ショック（例えば、生産性の変動）が大きいことを示しているに過ぎないかもしれない。特に60年代から70年代までの長い期間をとった場合、日本の労働生産性は先進諸国の中でも抜きん出て向上したことが知られているから、実質賃金の伸縮性に関する結果は疑問である（Jorgbnson, Kuroda and Nishmizu 1987）。事実、大竹 (1988) は、日本における実質賃金の変動は長期的には大きい、短期的には他国とさほど変わらないことを示している。

最後に、Grubb, Jackman and Layard (1983) は名目的ショックと実質的ショックによって名目賃金と実質賃金の伸縮性を定義したという意味で、日本の低く安定的な失業率の説明として通常想定される賃金伸縮性の概念に最も近いと言える。しかし、彼らの定義には少なくとも三つの問題がある。まず第一に、彼らが定義する賃金の伸縮性はモデルのパラメータの組合わせによって与えられるのであるが、それらのパラメータは必然的にモデルの特定化に依存する。さらに、パラメータを導出するに当たって、ショックの後、経済が当初の均衡点に戻るという強い仮定が使われており、経済環境（例えば、自然失業率）が変化する可能性が考慮されていない。

第二に、より概念的な問題として、伸縮性が名目的、実質的ショックによって生じる失業率の変化によって定義されていることが挙げられる。図1、図2を考えると、名目、実質賃金が硬直的であるとき、名目的、実質的ショックによって生じる労働量の調整は労働需要曲線の傾きに依存することが明らかである。傾きが急であればある程、労働の量的調整の度合いは少なくてすむから、仮に賃金率の動きが同じであっても、それが質的調整に持つ意味は違う。したがって何らかの国際比較をする場合、賃金の動きを量的変数で標準化するべきであるという理論は理解できる。しかし、その量的変数を失業率とすることには異論があろう。特に日本の失業率が極めて安定的であることを考えると、結果的にフィリップス曲線の傾斜として定義される実質賃金の伸縮性が相対的に高くなるのは不思議ではない（Tachibanaki 1987；大竹1988）。日本において実質賃金の伸縮性が相対的に高いのが、少なくとも部分的に安定的な失業率を反映しているとき、そのようにして導出された実質賃金の伸縮性を安定的な失業率の説明とすることは同語反復（トートロジー）である。

最後に、三番目の問題点は名目賃金の伸縮性（このモデルでは、その逆数である硬直性）の定義である。（10）式からわかるように、名目賃金の硬直性」は「実質賃金の硬直性」に「名目的情性を示すパラメータ」（名目変数の伸縮度が増すとゼロに近づく係数）を乗じたものである。本来ならば、名目賃金の硬直性は期待インフレ率などの物価を示す変数の変化に対する名目賃金の硬直性、すなわち、「名目的情性を示すパラメータ」に概念的に近い数値で考えられるべきであるのに対し、このモデルでは、それを「実質賃金の硬直性」で調整している。このモデルでの名目的ショックは名目賃金に直接影

響を与えるショックであるとされているため、物価水準が少しでも硬直的な世界では、名目的ショックは実質賃金を変化させる。ところで、このモデルでの実質的ショックは実質賃金に直接影響を与えるショックであるから、名目賃金の硬直性と実質賃金の硬直性は同質であることがわかる。名目的情性を示すパラメータは、名目的ショックを実質的ショックに変換するためのフィルターの役割をしているのである。名目であれ、実質であれ、賃金の硬直性は失業率の変化によって標準化されるわけであるから、いずれにしろ、フィリップス曲線の傾斜が重要となってくる。

賃金の伸縮性の定義は決して一義的ではなく、ここにサーベイした3つの実証研究の定義には一長一短がある。しかし、（1）Sachs（1979）の実質賃金の伸縮性は名目的ショックに対して定義されている、（2）Gordon（1982）はショックの性質を考えずに伸縮性を定義しているので、数値には多くの要因の影響が含まれている、（3）Grubb, Jackman and Layard（1983）の定義では、（i）失業率によって標準化されたという恣意的要素がある、（ ）特定のモデルに基づいて数値が導かれている、（ ）名目賃金の伸縮性が基本的には実質賃金の伸縮性と同質に位置付けられている、という問題点が指摘できるであろう。これらの問題点を考慮すると、日本における賃金の伸縮準が諸外国と比べて高いという定説は十分に確立されているとは言えない。（注4）

（2）フィリップス曲線と総供給曲線

Grubb, Jackman and Layard（1983）以外にも、フィリップス曲線の傾きをもって賃金の伸縮性を定義した研究は多い。この種の研究で頻繁にされる議論は、日本の賃金は他の主要国と比べて伸縮的である（つまり、フィリップス曲線が急である）から、総供給曲線の傾きも急で

（注4） 大竹（1988）は「均衡賃金への調整速度」によって実質賃金の伸縮性を定義し、不拘衡市場分析の枠組みの中で、賃金や労働投入量の不均衡に対する調整速度を1965—86年の年次データを使い計測し、日本の実質賃金の伸縮性が主要5か国の中で最も低かったという結論を導いた。

あり、したがって、需要ショックに対しては量よりも価格が動き、供給ショックに対しては量も価格もあまり動かなくなるというものである。この議論によると、日本の実体経済が安定的であるのは賃金の伸縮性によることになる。量的調整が少ないことで日本経済のマクロパフォーマンスを特徴づける代表的な議論は、Taylor (1989)に見られる。彼は1972 - 86年の期間において、実質生産量の変動は日本の方が米国より小さいのに対し、総需要の変化に対する物価変動は日本の方が米国より大きいことを示し、その理由が日米の賃金決定プロセスの違い（日本における1年ごとに同時進行する春闘契約、米国における開始時期のずれた複数年名目賃金契約）を反映した名目賃金の伸縮性の違いであると議論した。

日本経済のマクロ的安定の要因を、（フィリップス曲線が急であるという意味での）賃金の伸縮性に求める議論の問題点を計量的に示したのが黒坂・後藤（1987）である。彼らは、総供給曲線の傾きが、フィリップス曲線の傾きに加えて、オークン係数や価格決定式に依存することを以下のように示した（植田・吉川1984；吉川・竹内1988も参照）。まず、フィリップス曲線は、(1)式と同じように、以下の式で与えられる。

$$\dot{w} = p^e + aU \quad (11)$$

ただし、 w 、 p^e は名目賃金変化率、期待インフレ率、 U は失業率（あるいは、自然失業率からの乖離）、 $a(<0)$ はフィリップス曲線の傾きを示す係数である。次に、失業率とGNPの間の経験的關係を以下のように特定化する。

$$Y = kU \quad (12)$$

ただし、 Y は総生産（あるいは、その自然水準ないし潜在水準からの乖離）、 $k(<0)$ はオークン係数である。「オークンの法則」とは米国においてオークンによって観測された、失業率と実質GDPとの間の経験則であり、失業率に対するGDPの弾力性がオークン係数である（米国の場合、3前後とされる）。

名目賃金変化率がインフレ率に等しいと仮定すると、(11)式と(12)式から以下のような総供給曲線が導き出される。

$$p = p^* + (a/k)Y \quad (13)$$

すなわち、総供給曲線の傾きは、フィリップス曲線の傾きをオークン係数で除したものである。日本のオークン係数に関する研究としてはHamada and Kurosaka (1984)が広く知られているが、安定的な失業率を反映して、係数は13から32の範囲であり、極めて高いという結果が報告されている。（注5）(12)式から、日本では、フィリップス曲線の傾きは急である（ a の値が大きい）が、同時にオークン係数（ b ）の値も高いので、賃金の伸縮性がそのまま実体経済の安定性に結び付かないことが明らかである。事実、黒坂・後藤は主要国におけるフィリップス曲線の傾きとオークン係数を計測して、日本の総供給曲線の傾きが最も緩やかであることを示した（表8）。

（注5） Tachibanaki and Sakurai (1991) は求職意欲喪失者効果を調整した失業率を使い、オークン係数を計測した。1963 - 86年のデータに基づく結果によると、オークン係数は（未調整失業率を使った場合の）70近くから30前後まで下がること示された。

表8 黒坂・後藤（1987）の主要結果

	フィリップス曲線 の傾き (a)	オークン係数 (k)	総供給曲線 の傾き (a/k)
日本	7.6422	36.90	0.21
米国	0.6110	2.69	0.23
イギリス	1.9800	2.16	0.92
ドイツ	1.0941	3.61	0.30
フランス	2.8070	5.79	0.49

(注) 概ね1960-85年のデータによる。ただし、フランスのフィリップス曲線、総供給曲線の計測値は1974-84年のデータによる。

伸縮的賃金の要因

(1) 労働の量的変動

既存の実証研究では、賃金率として、時間当たりの労働収入ではなく、一人当たりの労働収入が使われることがある（大竹1988；中村1995）。実証研究において、いずれの収入概念を使う方が適切であるかについては異論があるが、一人当たりの労働収入が使われた場合には、労働時間の変動も賃金の変動に反映されているから、実証結果に注意する必要がある。^(注6) 一般的に、日本における労働投入の調整は労働時間の調整で行われる（つまり、日本の労働時間の変動は他の先進諸国より大きい）ことが知られているから、既存の労働者の賃金は景気循環と同方向に動くことになり、超過勤務の伸縮性が賃金の伸縮性として現れる可能性がでてくる。ただし、日米の比較研究では、労働時間調整や総労働投入量調整（雇用と労働時間の積）に関して異なった結果が報告されている。例えば、Abraham and Houseman（1989）によれば、1970年から1985年までの期間を見ると、(1) 雇用に加え総労働時間の調整も、米国の方が日本より大きいこと、(2) 一人当たりの労働時間の

調整は日米でほぼ同じであったことを示している。

一方、労働力化率の変動が失業率の変動を抑制し、フィリップス曲線の傾きによって定義される賃金の伸縮性を高めている可能性もある。日本の労働市場の特性は、女子労働者を始めとするパートタイム労働者等の動向を反映して、労働力化率が景気変動と同方向に動くことである（Tachibanaki 1987）。これらの労働者は「縁辺労働者」と呼ばれ、非農業部門の労働力人口の3割を占めていると言われる。Hill（1989）の首都圏調査（1975年）に基づく研究によると、労働市場における女子労働者の供給の賃金弾力性は極めて高く（約4）、米国のそれを上回っていた。また、Tachibanaki and Sakurai（1991）では、女子労働者の労働力化率と有効求人倍率との間には正の関係があり、女子労働者の動きが公表失業率の安定化につながっていることが示されている。しかし、Abraham and Houseman（1989）によれば、日本における女子労働者の需要弾力性は男性労働者のそれより高いものの、米国の製造業労働者の弾力性より

(注6) なお、第 節で概観した3つの実証研究では、一時間当たりの労働収入が使われている。

低いことが示されており、日本における賃金弾力性の要因として、女子労働者の労働力化率の動きを過大評価することは適切でないかもしれない。

(2) ボーナスの決定メカニズム

日本における賃金の伸縮性の要因として、外国の研究者の注目を最も受けたのはボーナスであろう。ボーナスのマクロ的な決定プロセスに関しては、大別して(1)定期給与と基本的に同じであり、税制上のメリットのため存在する(ブルネッロ・大竹1987)、(2)収益分配(profit sharing)として決まる、という二つの見方がある。ボーナスが賃金の伸縮性に寄与するためには、それが景気変動に敏感に反応し、収益分配機能を有していなければならない。実際のデータでは、(1)定期給与に比べて、ボーナスの方が利潤率、経常収益、付加価値など企業の収益性を示す変数に対し弾力的であり、(2)企業別データより産業別データの方が、ボーナスと企業の収益性との関係は強いことが一般的に知られている。ここでは、ボーナスの存在理由などミクロ的要因は考えず、マクロの賃金決定におけるボーナスの役割を考えることにする。

日本のボーナスに関する論文として、Freeman and Weitzman(1987)は広く引用されるが、彼らは労働収入を基本給(超過勤務手当を含む)とボーナスに分解し、(1)ボーナスの方が景気変動との相関が強いが、収益ほど強くない、(2)ボーナスは雇用と正の関係にあるのに対し、賃金は雇用と負の関係にあることを示した。しかし、ボーナスが平均賃金の約4分の1であり、回帰分析によるボーナスの収益に対する弾力性が0.09であることを考えると、ボーナスの利益分配機能は賃金変動の僅か2.25(9×0.25)%しか説明できない、すなわち、ボーナスは量的に雇用安定化のために重要だとは思われないと結論した。つまり、ボーナスは収益分配機能を有するものの、その量的役割は限定されているという結論である(Mizuno1987/88も参照)。

他の研究は、ボーナスが収益分配機能を有するという仮説そのものに否定的である。ブルネッロ・大竹(1987)は、企業別のパネルデータによる因果性分析により、(1)銀行業以外では、個別の企業業績はボーナスに影響を与えない、(2)ボーナスは相場賃金により大きな影響を受けることを示した。つまり、ボーナスの収益分配機能は限られており、製造業におけるボーナスは、賃金と同様企業別要因よりも産業別要因に影響されるわけである。同様にOhashi(1988)も、1971-86年の産業別、企業別データを使い、(1)大企業におけるボーナスが超過勤務時間と有効求人倍率に有意に影響される、(2)定期給与と比べ、ボーナスは企業に特有な変数(収益や売上げ等)に反応するものの、産業レベルでの労働市場状態への反応の方が強いことを示し、ボーナスの収益分配機能は小さく、ボーナスは過去の労働努力に対する報酬であると解釈した方が適切であると結論した。

ボーナスの長期的特性と短期的特性を区別した研究として、照山(1991)は、製造業データに基づく時系列分析により、ボーナスの「短期調整仮説」(定期給与とボーナスは基本的には同じ要因で決まるが、長期契約で固定されている定期給与に対し、ボーナスは経済的変動に対する調整機能を持つ)と「収益分配仮説」(ボーナスと定期給与は異なった決定メカニズムによる)を検定した。この分析結果によれば、ボーナスは収益と共通のトレンドを持つことが示され、したがって、第二の仮説が長期的に支持される。しかし、トレンドのまわりの短期的変動については、定期給与とボーナスは相関を持っており、ボーナスは長期的には収益性によって規定される(すなわち、収益分配機能を有する)ものの、短期的には定期給与と共通の決定要因によって影響を受けると解釈される。この意味で、景気変動下における賃金の伸縮性をボーナスに求めることはできない。

(3) 定期給与の決定メカニズム

経済全体の賃金伸縮性において、ボーナスの

占める量的重要度は少ないと結論されよう。とすれば、もし日本の賃金が伸縮的であるならば、その大部分は定期給与の伸縮性によって説明されなければならない (Mizuno 1987 / 88)。ボーナスに対して、定期給与を賃金の伸縮性の主要因であるという見方は、春闘に代表されるマクロレベルの同時かつ短期的な賃金決定過程を重要視する。すなわち、このような制度の下では、賃金が生産性、交易条件を含むマクロ諸変数の動きに素早く応じることによって、マクロの労働市場の需給調整に寄与することができるというわけである (Taylor 1989)。Komiyama and Yasui (1984) は経済全体の賃金上昇率が春闘レートに密接に関係していることを示し、賃金決定過程における春闘の役割を強調している。また、Hamada and Kurosaka (1986) は賃金決定に交易条件が有意に影響を与えることを示し、春闘プロセスにおいて労使双方が実質変数

の動向を踏まえて交渉を行っている」と議論した。

一方、賃金決定が企業別要因によっても影響を受けていることを示す研究もある。これらの研究は、定期給与の決定過程がマクロの賃金伸縮性を説明し得るという見方に否定的である。翁・竹内・吉川 (1989) は企業別データを使い、(ボーナスを含む) 実質賃金の決定要因としてミクロ要因の重要性がマクロ要因に比べて1970年代後半以降強まったこと、また、実質賃金が売上げの伸び率や利潤率と正の相関関係を持つことを示し、実質賃金が各企業に騎ける労働・資本間の分配を安定化するように決定されている可能性を提示している。吉川 (1992) は、実質賃金の6 - 7割がマクロ要因で決定され、残りがミクロ要因によって決定されるという結果を示し、労働市場は単一の外部市場からなるのではなく、企業レベルで分断されていると見ることができると議論している。

おわりに

本論文では、失業率統計の国際比較性にかかわる諸問題、賃金の伸縮性にかかわる概念的・問題賃金の伸縮性とマクロパフォーマンスとの関係などについて若干の考察をした。主要な比較実証研究は、実質で見ても、名目で見ても、日本経済の「賃金の伸縮性」が国際的に高いことを示している。しかし、これらの実証研究には概念的、実証的に未解決な側面があり、この事実をもって、短絡的に「良好」と呼ばれる日本経済のマクロパフォーマンスが賃金の伸縮性に起因すると結論することは必ずしも正確ではない。

概念的に、「賃金の伸縮性」には様々な定義があり得る。実証的には、(1)労働量(労働時間や労働力化率)の変動が結果的に伸縮性として現れる可能性があること、(2)企業、産業レベルでは、ボーナスが収益率に敏感な形で決まるという確固とした実証結果が得られないこと、(3)

定期給与の決定が企業特有の要因にも影響を受けることなどが示されている。トレンドを除いた賃金変化率を使った大竹 (1988) は通説とは反対の結論を出していること、Gordon (1987) は製造業における賃金の代わりに経済全体の賃金を使うことによって、米国の名目賃金の伸縮性は日本のそれよりも大きいという結果を導き出していることなどは、通説が未だ確立されていないことを如実に物語っていると言えるであろう。

さらに、仮に定説を受け入れたとしても、それが日本経済のマクロパフォーマンスの良好さに繋がるとは必ずしも言えない。村松 (1985) はそのサーベイ論文の中で、実証研究の多くは日本における実質賃金の動きが労働需要に与える影響が小さいことを示していると言っている。つまり、実質賃金による労働需給の調整機能は限られている可能性があるということである。

この関連で言うと、吉川・竹内(1988)は標準偏差などの統計量によって計られる賃金の伸縮性は戦前の方が戦後より数倍高かったのにもかかわらず、生産の変動は戦前、戦後でほぼ同じであることを示し、賃金の伸縮性によってマクロパフォーマンスを説明することの問題点を指摘している。このように、実質賃金の調整が労働の安定化に繋がったとは断定できず、Tachibanaki(1987)は日本のマクロパフォーマンスが良好だとすれば、それは労働市場以外の要因によるものであると議論しているほどである。

このことは、新古典派の枠組みで労働市場を分析することの限界を示しているのかもしれない。このため、吉川(1992)などは日本の労働市場を分析するに当たり、ケインズモデルを含む別途の理論を考えるべきであると述べ、ケイ

ンズモデルを支持する証拠として雇用と実質賃金との間に観察される正の関係を挙げている。^(注7)

しかし、その一方では、Symons and Layard(1984)など新古典派の議論も根強い。彼らは1955 - 80年の製造業の四半期次データを使い、原料の実質価格を考慮すると、日本では実質賃金と雇用との間に負の関係があり、総需要は雇用に影響を与えないという結果を示している。一般的に、総需要の不足による失業はケインズの失業、実質賃金が高いことから生じる失業は古典的失業と呼ばれ、それぞれ異なった経済政策が要求されると言われるが、今後のマクロ経済政策を議論する上で、諸外国と比較したときの日本の賃金伸縮性に加え、日本における賃金決定メカニズムの再検討が必要とされている。

参 考 文 献

植田和男・吉川洋、「労働市場のマクロ経済分析」、『季刊現代経済』,1984年,春,62 - 77。
江口英一、「経済のマクロ的パフォーマンスと労働市場 - 日本の場合」,『経済研究』,第39巻,1988年,60 - 80。
大竹文雄、「実質賃金の伸縮性をめぐって」,『日本労働協会雑誌』,347号,1988年,43 - 53。
翁邦雄・竹内恵行・吉川洋,「わが国における実質賃金の決定について」,『経済学論集』第55巻,1989年,77 - 85。
黒坂佳央・後藤元之,「総供給曲線の勾配に関する国際比較」,『経済研究』,第38巻,1987年,110 - 120。
白石栄司,「失業率の国際比較 - 日米比較を中心として」,『労働統計調査月報』,1982年,

13 - 20。
平恒次,「労調失業率を考える」,『日本労働協会雑誌』,307号,1984年,2 - 11。
照山博司,「ボーナス決定メカニズムの時系列分析」,京都大学経済研究所,1991年7月。
中村二郎,「わが国の賃金調整は伸縮的か - 日米比較による検討」,猪木武徳・樋口美雄(編),『日本の雇用システムと労働市場』,日本経済新聞社,1995年,79 - 98。
永山貞則,「日本の失業率は低すぎるのか」,『日本労働協会雑誌』,299号,1984年,9 - 17。
藤本一郎,「賃金決定関数に基づく均衡失業率計測の試み」,『E S P』,1984年10月,120 - 125。
ブルネッロ・ジョルジョ・大竹文雄,「ボーナ

(注7) ケインズモデルでは、実質賃金は景気変動と同方向に動く(したがって、実質賃金と雇用は正の関係がある)が、新古典派では、実質賃金が上がると雇用は下がる。しかし、言うまでもなく、実質的ショックがある場合、新古典派の枠組みにおいても雇用と実質賃金と同方向に動くことは可能であり、両者間に正の関係が観測されたことをもって新古典派理論を棄却することはできない。

- ス・賃金の決定メカニズムと雇用：企業別データによる再考」, 『大阪大学経済学』, 第37巻1987年, 28 - 41.
- 村松久良光, 「雇用関数からみた賃金の雇用への影響 - 展望」, 『アカデミア』, 87号, 1985年, 1 - 25.
- 吉川洋, 「日本の労働市場とマクロ経済学」, 『経済研究』, 第38巻, 1987年, 240 - 250.
- 吉川洋, 「日本の労働市場 - マクロ分析」, 『日本経済とマクロ経済学』, 第3章 東洋経済新報社, 1992年.
- Abraham, Katharine G. and Susan N. Houseman, "Job Security and Work Force Adjustment: How Different Are U.S. and Japanese Practices?", *Journal of the Japanese and International Economies* 3, 1989, 500 - 521.
- Adams, Charles, Paul R. Fenton and Flemming Larsen, "Differences in Employment Behavior among Industrial Countries", *Staff Studies for the World Economic Outlook*, International Monetary Fund, July 1986, 1 - 50.
- Branson, William H. and Julio J. Rotemberg, "International Adjustment with Wage Rigidity", *European Economic Review* 13, 1980, 309 - 332.
- Brunello, Giorgio, "Organizational Adjustment and Institutional Factors in Japanese Labour Market Adjustment: An Empirical Evaluation", *European Economic Review* 32, 1988, 841 - 860.
- Burda, Michael, "Unemployment", *Economic Policy*, 1988, 391 - 416.
- Freeman, Richard B. and Martin L. Weitzman, "Bonuses and Employment in Japan", *Journal of the Japanese and International Economies* 1, 1987, 168 - 194.
- Gordon, Robert J., "Why U.S. Wage and Employment Behaviour Differs From That in Britain and Japan", *Economic Journal* 92, 1982, 13 - 44.
- Gordon, Robert J., "Productivity, Wages, and Prices Inside and Outside of Manufacturing in the U.S., Japan, and Europe", *European Economic Review* 31, 1987, 685 - 739.
- Grubb, Dennis, Richard Jackman and Richard Layard, "Wage Rigidity and Unemployment in OECD Countries", *European Economic Review* 21, 1983, 11 - 39.
- Hamada, Koichi and Yoshio Kurosaka, "The Relationship Between Production and Unemployment in Japan: Okun's Law in Comparative Perspective", *European Economic Review* 25, 1984, 71 - 94.
- Hamada, Koichi and Yoshio Kurosaka, "Trends in Unemployment, Wages and Productivity: The Case of Japan", *Economica* 53, 1986, S275 - S296.
- Hill, M. Anne, "Female Labor Supply in Japan: Implications of the Informal Sector for Labor Force Participation and Hours of Work", *Journal of Human Resources* 24, 1989, 143 - 161.
- Ito, Takatoshi, "The Labor Market", *The Japanese Economy*, Chapter 8, MIT Press, 1992.
- Ito, Takatoshi and Kyoungsik Kang, "Bonuses, Overtime, and Employment: Korea and Japan", *Journal of the Japanese and International Economies* 3, 1989, 424 - 450.
- Jorgenson, Dale W., Masahiro Kuroda, and Mieko Nishimizu, "Japan - U. S. Industry - Level Productivity Comparisons, 1960 - 1979", *Journal of the Japanese and International Economies* 1, 1987, 1 - 30.
- Komiya, Ryutaro and Kazuo Yasui, "Japan's Macroeconomic Performance since the First Oil Crisis: Review and Appraisal", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 20, 1984, 69 - 114.
- Layard P.R.G. and S.J. Nickell, "Unemployment, Real Wages, and Aggregate Demand in

- Europe , Japan and the United States , Carnegie - Rochester Conference Series on *Public Policy* 23 , 1985 , 143 - 202.
- Mizuno , Asao , "Wage Flexibility and Employment Changes" , *Japanese Economic Studies* , Winter 1987 / 88 , 38 - 73.
- Ohashi , Isao , "On the Determinants of Bonuses and Basic Wages in Large Japanese Firms" , *Journal of the Japanese and International Economies* 3 , 1988 , 451 - 479.
- Sachs , Jeffrey D. , "Real Wages and Unemployment in the OECD Countries" , *Brookings Papers on Economic Activity* , 1 :1983 , 255 - 304.
- Sakurai , Kojiro and Toshiaki Tachibanaki , "Estimation of Mis - match and U - V Analysis in Japan" , *Japan and the World Economy* 4 , 1992 , 319 - 332.
- Shimada , Haruo , Atsushi Seike , Tomoko Furugori , Yukio Sakai and Toyooki Hosokawa , "The Japanese Labor Market: A Survey" , *Japanese Economic Studies* , Winter 1982 / 83 , 3 - 84.
- Shimada , Haruo , and Yoshio Higuchi , "An Analysis of Trends in Female Labor Force Participation in Japan" , *Journal of Labor Economics* 3 , 1985 , S 355 - 374.
- Sorrentino , Constance , "Japan's Low Unemployment: An In - Depth Analysis" , *Monthly Labor Review* , March 1984 , 18 - 27.
- Symons , J. and R. Layard , "Neoclassical Demand for Labour Functions for Six Major Economies" , *Economic Journal* 94 , 1984 , 788 - 799.
- Tachibanaki , Toshiaki , "Labour Market Flexibility in Japan in Comparison With Europe and the US" , *European Economic Review* 31 , 1987 , 647 - 684.
- Tachibanaki , Toshiaki and Kojiro Sakurai , "Labour Supply and Unemployment in Japan" , *European Economic Review* 35 , 1991 , 1585 - 1587.
- Taylor , John B. , "Differences in Economic Fluctuations in Japan and the United States: The Role of Nominal Rigidities" , *Journal of the Japanese and International Economies* 3 , 1989 , 127 - 144.
- Weiner , Stuart E. , "Why is Japan's Unemployment Rate So Low and So Stable?" , *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* 72 , April 1987 , 3 - 18.