

春闘における産業間賃金波及効果の変化*

都 留 康

1. はじめに

春闘は、他国に類例をほとんどみない日本に固有の賃金決定制度である。1955年春に民間部門の産業別組合によって「8単産共闘会議」が結成され、翌56年に民間組合と官公労が一体となって全国的規模で産業別統一闘争を組織して以来、わが国の賃金交渉は、春季に同時化されることとなった。以後今日に至るまで、主要労働組合と企業は、毎年3月から5月にかけて、1人当たり平均所定内給与の上昇額(または率)を交渉し妥結するという慣行を保持してきた。

春闘は、わが国の賃金改訂に関わる制度として確立されたけれども、近年いくつかの変化を経験してきた。もっとも顕著な変化は、1975年以降の春季賃上げ率の鋭い低下と賃上げ妥結額の散らばりの拡大である。

ところで、目を主要OECD諸国に転ずるならば、団体交渉をめぐる経済的環境が悪化し、労働組合は後退を余儀なくされてきたという状況をみることができる。とりわけ、アメリカにおいては、1980年代初頭以降、労働組合組織率が急速に落ち込み、また組織労働者は賃金切り下げ・凍結と就業規則の見直しを含む妥結を意味する譲歩交渉に直面してきた。こうした文脈の下で、賃金波及やパターン・バーゲニングの現状に対して新たな関心が呼び起されている。

たとえば、アメリカにおいては、「パターン・バーゲニングは死んだのか」(Ready(1990))という問題が提起され、それを肯定または否定する立場から、80年代初頭以降の賃金散布度の動向が研究されている(Ready(1990), Cappelli(1990), Mitchell(1990), Bell and Freeman(1991))。

これに対して、わが国においては、1970年代中期以降賃金決定機構に生じた変化に関して、数多くの分析がなされたにもかかわらず、また後ほど紹介するように、賃金波及に関する一連の研究の蓄積があるにもかかわらず、70年代中期を前後して賃金波及に変化が生じたのか否か、また生じたとすればその要因は何かについて、体系的考察はほとんど行なわれていない。

この論文の目的は、産業間賃金波及効果に焦点を絞って、1970年代中期を前後するその変化を分析することにある。次節では、賃金波及効果を考察するのに必要な限りで、春闘の歴史的展開をたどり、賃金波及に関するこれまでの研究に手短な展望を与える。第3節では、賃金の散らばりに関する予備的観察を行ない、次いで、賃金波及効果を捉える賃金関数を特定化し計測する。さらに、推定結果を解釈し、その制度的含意を考察する。第4節では、本稿の主要な結果を要約し、本稿を閉じる。

2. 春闘の展開と賃金波及

2.1. 経済的・制度的推移

よく知られているように、春闘を組織した当事者の意図は、賃金交渉の同時化を通じて、企業別組合のもつ交渉力の弱さを克服し、産業と企業を越えた賃上げ額の平準化をはかることにおかれていた。この点を、春闘の推進者であっ

* 本稿の準備過程で、小野旭、佐野陽子、故高須賀義博の各教授より貴重な助言を得た。また、本稿のもととなる草稿は、統計研究会労働市場研究委員会(1991年9月20日)、第6回日仏経済会議(1991年10月10日)、および経済研究所定例研究会(1992年5月20日)で読まれ、有益なコメントを受けた。それらの助言やコメントに十分応えられなかった点の改善は、別の機会に委ねたい。

表1 春闘の動向

年	実質GNP成長率(%) (1)	春季賃上げ率(%) (2)	妥結額(円) (3)	要求額(円) (4)	春闘参加人員(千人) (5)	春闘参加人員比率(%) (6)	パターン・セクター (7)
1956	7.2	6.3	1,063	2,523	3,000	15.7	私鉄・鉄鋼
1957	7.6	8.6	1,518	1,973	3,100	15.1	石炭
1958	6.5	5.6	1,050	2,225	3,650	17.1	私鉄
1959	9.2	6.5	1,281	1,925	3,920	17.4	私鉄
1960	13.1	8.7	1,792	2,831	4,110	17.3	鉄鋼
1961	11.6	13.8	2,970	4,043	4,390	17.7	公共企業体
1962	8.7	10.7	2,515	5,004	4,840	18.7	鉄鋼
1963	8.4	9.1	2,237	4,815	6,600	24.7	私鉄
1964	11.3	12.4	3,305	5,548	6,470	23.4	鉄鋼
1965	5.8	10.6	3,150	6,214	6,450	22.4	私鉄
1966	10.4	10.6	3,403	6,623	6,890	23.0	化学
1967	11.0	12.5	4,371	7,025	6,980	22.7	鉄鋼
1968	12.2	13.6	5,296	8,305	7,290	23.2	私鉄
1969	12.1	15.8	6,865	9,840	7,460	23.3	鉄鋼
1970	10.2	18.5	9,166	11,795	8,410	25.4	鉄鋼
1971	4.3	16.9	9,727	13,991	8,750	25.6	公共企業体
1972	8.4	15.3	10,138	15,432	8,950	25.8	鉄鋼
1973	7.6	20.1	15,159	18,897	9,180	25.4	電機
1974	-0.8	32.9	28,981	35,177	9,270	25.5	私鉄
1975	2.9	13.1	15,279	37,447	9,680	26.5	鉄鋼
1976	4.2	8.8	11,596	23,793	9,720	26.2	鉄鋼
1977	4.8	8.8	12,536	22,181	9,810	26.0	自動車・造船
1978	5.0	5.9	9,218	19,621	9,670	25.5	鉄鋼
1979	5.6	6.0	9,959	14,668	9,670	24.9	鉄鋼
1980	3.5	6.74	11,679	15,157	9,660	24.3	鉄鋼
1981	3.4	7.68	14,037	18,735	9,700	24.0	鉄鋼
1982	3.4	7.01	13,613	18,080	9,860	24.1	電機・自動車・造船・鉄鋼
1983	2.8	4.40	8,964	15,002	9,980	23.7	電機・自動車・造船・鉄鋼
1984	4.3	4.46	9,354	13,615	10,000	23.4	電機・自動車・造船・鉄鋼
1985	5.2	5.03	10,871	15,507	10,020	23.2	電機・自動車・造船・鉄鋼
1986	2.6	4.55	10,146	16,391	9,980	22.8	電機・自動車・造船・鉄鋼
1987	4.3	3.56	8,275	12,861	—	—	電機・自動車・造船・鉄鋼
1988	6.2	4.43	10,573	15,602	—	—	電機・自動車・造船・鉄鋼
1989	4.7	5.17	12,747	17,430	—	—	電機・自動車・造船・鉄鋼

た総評は、かつてこう表現した。「春闘方式とは、日本の労働組合が企業組合を主体にしていることから、一定の時期に、全産業規模で闘いを集中して、賃上げの社会的相場をつくりだし、これを賃金水準向上のために...拡大、波及させること」(小島(1975), p. 4に引用)である、と。

春闘は、これまで3つの段階を経過しつつ発展してきたといわれている¹⁾。まず第1は、1950年代後半から60年代初頭にかけての時期である。この時期には、システムとしての春闘方式の導入が試みられた。数多くのストライキが発生したにもかかわらず、交渉結果は労働側にとって必ずしも芳しいものではなかった。し

かしながら、この過程を通じて、春闘に参加する労働者数は次第に増加し、全雇用者に占める割合も60年代初頭には20%に近づいた(表1(5)(6)列参照)²⁾。より重要なことには、1959年に総評と中労連というナショナル・センターを含む春闘共闘委員会が組織され、この統一的指導の下に闘争スケジュールが組まれることとなった。

第2の時期である1960年代中期から70年代初頭にかけて、春闘は制度として確立した。この時期に、春闘は3つの特徴を顕在化した。まず第1に、春季を起点とし終点とする賃金ラウンドが生み出された。すなわち、民間部門の組

合が春季に賃上げを交渉し、これがその後の公共企業体の賃金、米価、公共料金などの改訂の行方を左右する。そして、その改訂が翌年の春闘に影響をおよぼすという周期がそれである。第2に、春闘は、基軸部門の産業(パターン・セッター)によって設定される相場賃金をその他の産業へと波及させた。この点は、春闘組織者の意図であっただけではなく、各産業のおかれた経済的条件のいかんにかかわらず、より高い賃上げを獲得するための手段と目された。1960年代の固定資本投資の急速な成長の下では、鉄鋼業が典型的なパターン・セッター産業であった。景気後退が発生すると、私鉄が鉄鋼の役割を代行した(表1(1)(7)列参照)。第3の特徴は、賃金交渉がベース・アップをめぐる行なわれたということである。この時期には、賃金上昇額が相場追随者の準拠の目標となったから、これによって、企業と産業を越えて賃金上昇を平準化する傾向が生み出された(島田(1990))。

春闘の発展を画する第3期である1970年代中期以降、春闘は大きく変容した。第1次石油危機以後の経済成長の鈍化と労働市場の需給関係の軟化は、賃金決定の慣行を変えた。もっとも注目されるのは、企業業績の悪化と雇用不安に直面して、労働組合が賃金上昇の劇的な低下を受け入れたことである(表1(2)-(4)列参照)³⁾。加えて、日本経済が輸出依存を強めるにもなると、相場設定者も、鉄鋼と私鉄の組み合わせから、4つの輸出志向・金属関連の産業、すなわち電機、自動車、造船、鉄鋼からなるグループへと移行し、しかもそれらの産業に固定化されたという点を見逃すことができない(春闘研究会(1989))。

以上のように、相場賃金の形成と波及は、春闘方式を構築した当事者の意図であった。のみならず、パターン・セッター産業の存在と産業間賃金波及は、春闘の決定的に重要な機能のひとつをなしたといえることができる。

2.2. 賃金波及の理論と実証

これまで賃金波及の存在を計量経済学的に捉

えるさまざまな試みがなされてきた。この問題に関する古典的研究は、降矢・中村・鈴木(1969)に遡ることができる。そこでは、第1に、春季賃上げ妥結額の変動係数が、1960年から67年にかけて観察され、その著しい低下が見い出された。この事実を彼らは賃金模倣による賃上げ額の平準化の結果として解釈した。第2に、相場設定産業からその他の産業への賃上げの強い影響が発見された。まず、毎年の春闘において相場を形成したと目される産業の妥結額を時系列的に接続することによって、春闘相場賃金系列を作成し、次いで、産業別春季賃上げ妥結額をその系列および産業別支払能力に対して回帰させる。その結果、各産業の賃上げ額が、春闘相場賃金系列によって強い影響を受けていることを明らかにした。

これに対して、佐野(1970)は、異なる観点から賃金波及の問題に接近した。佐野によれば、降矢らが採用した方法は、結局のところ賃金によって賃金を説明しているために、受け入れることができない。むしろ、日本における賃金波及を理解するための鍵は、企業利益の役割にある。というのも、わが国においては、パターン・セッター産業は、他産業が追随することが可能な相場を形成する傾向にある。いかにすれば、相場設定者は、自らの意思決定が他産業にいかなる影響をおよぼすかを考慮した上で、賃上げを妥結するからである。こうした状況の下では、波及先の経済状態を概括的に示す利益に関する変数によって相場を捉えることができる。これが佐野の理解である。

こうした考え方に基づいて、佐野は、賃上げ妥結額が当該産業の利益、全産業の平均利益、およびその他の独立変数によって調整される賃金関数を計測した。それによれば、1960-68年に関しては、賃上げ妥結額の変動を説明する上で、平均利益が最大の標準化回帰係数をもつという結果が得られている⁴⁾。

賃金波及の証拠は、近年新たな経験的研究によって再確認されてきた。植田・岡崎(1989)は、1978-87年の期間について、企業別データを用いて各企業の賃金に対する相場賃金の効果を分

析した。その中心となる発見は次のことである。すなわち、製造業 180 社のデータを大企業部門と中小企業部門に分けてプールして賃金関数を計測した結果、賃金は、双方の部門で産業の平均賃金と経済全体の平均賃金とに相関する。この結果は、平均年齢や男子従業員比率などの労働者属性をコントロールした後に得られたものだから、植田・岡崎は、賃金波及の明確な証拠がマイクロ・レベルで確認されたと主張している。

他方、大橋(1990)は、1972-86年の時期に関して、製造業 50 社の実質平均賃金の引き上げ額を分析した。そこでは、植田・岡崎論文では登場しなかった労働市場の需給条件に関する変数が明示的に導入されている。その計測結果は、企業レベルでの平均賃金の引き上げには、産業レベルの平均賃金と有効求人倍率の双方が有意な効果をもつことを明らかにしている。これから、大橋は、個別企業の賃上げに対する相場賃金の重要性が実証されたと結論するのである⁵⁾。

以上の代表的な先行研究から、春闘の重要な側面である賃金波及の存在が、計量経済学的に確認されたといえることができる。その際、波及効果を捉える 2 つのアプローチがあることも明らかとなった。第 1 は、個々の産業なり企業の賃上げと相場賃金とを直接的に対比する方法である。第 2 は、賃金波及の影響を受ける部門の経済的状况を表す平均利益を通じて、間接的に波及を把握するという方法である。

しかしながら、これまでの研究に関して次の点が指摘されるべきである。まず第 1 に、佐野は、前記の降矢たちの方法を賃金によって賃金を説明するものと批判するけれども、その種の方法はいぜんとして必要である⁶⁾。なぜなら、賃金波及の過程とは、相場賃金を追随者が模倣するプロセスなのであって、その意味で波及という現実の中に賃金と賃金とが比較されるという側面が含まれるからである。第 2 に、最近の研究は、企業別データを用いた点で賃金波及の研究に顕著な前進をもたらした。けれども、そこでは、各企業の賃金と産業または経済全体の平均賃金との相関が検出されるだけで、相場設定者と相場追随者とを明確に区別した上で、波

及の径路が分析されていない。また、最近の分析では、本稿で考察対象としている 1973-74 年を前後する賃金波及効果のシフトという問題が取り上げられていないし、そうした問題への関心も希薄であるようにみえる。

そこで、次節では、以上のような賃金波及効果に関する先行研究の評価をふまえて、相場設定者と相場追随者を区別した上で、70年代中期以降、産業間波及効果に変化があったのか否かという問題に立ち入ることにしたい。

3. 実証分析

3.1. 予備的観察

賃金波及が 1970 年中期以降変化してきたか否かを検討するためには、賃金改訂の基準と賃金散布度の趨勢を観察するのが有益である。表 2 は、賃金引き上げの実施に際して、企業がいかなる要因をもっとも重視したかを調べたものである。企業業績は、ほとんどつねに最大の比重を占めるけれども、企業業績と世間相場の構成比は時期によって同じではない。1971-74 年には、企業業績の割合は低下したのに対して、世間相場の割合は増大した。しかしながら、1975 年以降は、企業業績の構成比が急速に上昇する一方で、世間相場のそれは停滞している。

こうした賃金改訂における参照基準の変化は、賃金決定の結果に対して強いインパクトを与えたはずである。図 1 は、1956 年から 89 年までの、賃金妥結額の散布度の推移を描いている。賃金散布度は、1973 年まで低下した後には上昇に転じているようにみえる。この点を確認するために、賃金散布度の 2 つの尺度を、景気循環の指標、タイム・トレンド、1974 年以降のタイム・トレンドに対して回帰させたみた。その結果は表 3 に掲げられている。みられるように、景気循環の影響を除去した後にさえ、変動係数と 4 分位分散係数は、図 1 に描かれた通り、低下した後には上昇するという趨勢を呈しているのである。

3.2. 賃金関数と推定結果

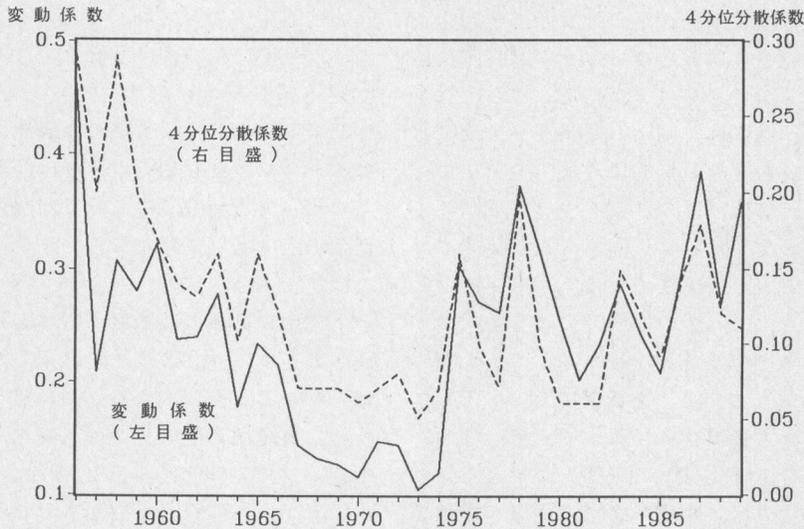
上記の観察は、賃金上昇の平準化が 1970 年

表 2 賃上げ額の決定に当って第1順位に重視した要素別企業構成比の推移(%)

年	企業業績 (1)	世間相場 (2)	労働力の確保・定着 (3)	物価上昇 (4)	労使関係の安定 (5)	その他 (6)
1970	41.2	32.5	15.6	6.3	3.8	0.4
1971	43.0	25.2	16.5	10.5	3.7	0.9
1972	40.1	29.1	11.2	11.0	7.6	1.0
1973	30.4	34.8	18.2	12.9	3.2	0.5
1974	26.6	37.5	8.6	24.0	2.7	0.6
1975	52.9	23.2	4.3	14.6	3.6	1.4
1976	54.3	25.8	4.3	8.0	5.8	1.7
1977	60.2	21.1	2.6	10.9	4.9	0.3
1978	67.2	18.9	2.3	6.5	4.8	0.3
1979	64.9	18.2	4.2	7.1	5.0	0.6
1980	57.3	22.2	5.2	8.8	4.9	1.5
1981	57.0	24.3	3.2	9.3	4.8	1.4
1982	62.9	23.3	1.7	5.8	4.8	1.4
1983	61.3	24.7	3.6	4.2	5.1	1.0
1984	65.8	23.0	2.0	2.7	4.5	2.0
1985	63.7	25.7	3.0	2.1	4.1	1.3
1986	69.7	19.6	3.4	1.3	5.2	0.8
1987	71.6	18.4	2.6	1.4	4.8	1.1
1988	65.1	26.0	4.3	0.8	2.8	1.0
1989	50.3	33.8	11.4	0.7	2.5	1.2

(注) 各数値は、その要素を第1順位に重視した企業数を調査対象企業数で除したものである。

図1 賃金散布度の推移, 1956-1989年



(注) 分散係数は妥結額の企業間4分位分散係数で、次式によって算出されている。
 分散係数 = (第3・4分位数 - 第1・4分位数) / (2 × 中位数)

代中期以降弱まってきたこと、したがってまた、賃金波及効果が低下してきたという可能性を強く示唆している。そこで、この観察をより厳密に確認するために、賃金波及効果の尺度を組み入れた春季賃上げ妥結額決定関数を特定化し、1967-74年と1975-89年⁷⁾の2つの期間に関し

て計測することとした。

前節で指摘したように、賃金波及の方向と径路を重視する観点からは、ある産業が相場設定者かそうでないかに格別の注意が払われるから、当該産業がパターン・セッターにあたるか否かを識別しなければならない(佐野・養谷(1976),

表3 賃金散布度方程式, 1956-1989年

独立変数	従属変数	
	変動係数	4分位分散係数
	(1)	(2)
1. 完全失業率の逆数	-0.315*** (-3.756)	-0.205*** (-3.943)
2. タイム・トレンド*	-0.006** (-2.738)	-0.008*** (-5.522)
3. 1974年以後のタイム・トレンド	0.008 (1.587)	0.006* (1.950)
4. 定数項	0.505*** (9.034)	0.357*** (10.276)
Adj. R ²	0.560	0.676
S. E. E.	0.057	0.035
Durbin-Watson	1.598	2.042
サンプル数	34	34

(注) カッコ内の数値は、t-統計量である。*は90%の信頼水準で、**は95%の信頼水準で、***は99%の信頼水準でそれぞれ統計的に有意であることを意味する。タイム・トレンドおよび1974年以後のタイム・トレンドは、それぞれ第1年目に1をとり、各年ごとに1ずつ増加する変数である。

Mitchell(1982)も参照)。表4では、賃金引き上げに当って、どの産業を各企業がもっとも重視したかが報告されている。鉄鋼業が特別の地位を占めることは明らかであるけれども、近年その地位は急速に低下している。これに対して、80年代に入ってからは、電機および自動車産業がその影響力を強めている。こうした傾向と、さきに表1で掲げたパターン・セッター産業の

表4 賃上げに当って「他産業」を参考にした場合第1順位に参考にした産業の内訳別企業構成比の推移(%)

年	鉄鋼 (1)	電機 (2)	自動車 (3)	私鉄 (4)	化学 (5)	造船 (6)	その他 (7)
1975	48.9	7.7	—	5.7	3.2	0.5	22.5
1976	52.2	9.8	—	3.1	3.7	3.2	15.9
1977	53.2	6.4	6.6	4.6	5.7	2.5	16.5
1978	53.9	8.4	7.3	5.8	4.2	3.1	17.4
1979	53.8	6.5	6.0	9.4	5.0	1.9	17.4
1980	45.9	9.9	8.0	4.4	5.9	1.9	24.0
1981	53.1	9.0	9.0	4.9	4.3	1.6	18.1
1982	52.3	9.2	8.6	7.1	3.4	1.6	17.8
1983	53.2	12.5	8.8	3.6	3.7	1.1	17.1
1984	49.4	14.6	7.3	4.9	1.7	1.4	20.7
1985	45.2	14.8	6.2	5.7	4.8	0.9	23.2
1986	30.2	15.8	9.6	6.5	5.1	2.9	30.0
1987	31.3	18.2	13.5	8.9	5.2	3.4	19.4
1988	23.7	22.2	12.8	4.0	7.2	2.7	26.4
1989	23.8	23.5	14.1	4.3	7.3	2.8	21.7

(注) 各数値は、その産業を第1順位に重視した企業数を調査対象企業数で除したものである。

年々の交替の記録から、鉄鋼、電機、自動車、造船、私鉄、化学の6産業を相場設定者として識別し、その他の産業を相場追随者とみなした。

さらに、相場設定産業からその他の産業への賃金波及が問題となるけれども、ここではサンプル数の関係上、個別産業ごとの計測を行なうことはできなかった。そこで、さきに識別された相場設定産業とそれ以外の産業を、それぞれ基軸部門と非基軸部門としてグループ化し、各部門別にプール・データを作成した(表5参照)。

ところで、産業間賃金波及効果を捉える2つの方法があることはすでに述べた。ここでは、そのうちのいずれか一方だけを選択することを

表5 基軸・非基軸部門の分類

基軸部門	非基軸部門
(1) 化学	(1) 食料品・たばこ
(2) 鉄鋼	(2) 紙・パルプ
(3) 電気機器	(3) 石油製品
(4) 自動車	(4) ゴム製品
(5) 造船	(5) セメント
(6) 陸運	(6) 電線
	(7) 機械金属
	(8) 卸売・小売
	(9) 電力
	(10) ガス

(注) 陸運とは私鉄17社と日通を意味し、1988年以降はJR7社も含まれる。

表6 春季賃上げ額決定関数の推定結果, 基軸および非基軸部門, 1967-1989年^a
(従属変数=春季賃上げ妥結額)

独立変数	1967-1974年				1975-1989年			
	基軸部門		非基軸部門		基軸部門		非基軸部門	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1. 有効求人倍率	2047.607 (1.348)	148.427 (0.128)	6190.122*** (4.084)	-433.794 (-0.486)	1814.427 (1.300)	946.402 (0.610)	5265.733*** (6.546)	3017.515*** (2.927)
2. 消費者物価変化率	637.962*** (10.481)	550.446*** (11.669)	889.151*** (14.796)	608.120*** (16.767)	623.913*** (9.617)	685.180*** (8.423)	367.137*** (11.952)	516.905*** (9.686)
3. 従業員1人当り 売上高	99.317*** (6.713)	139.262*** (10.811)	3.918** (2.207)	150.289*** (14.720)	10.665*** (3.569)	14.357*** (3.403)	-0.011 (-0.037)	9.593*** (3.285)
4. 波及効果								
a. 波及効果 I ^b	154.057 (1.426)	—	-139.714* (-1.835)	—	13.459 (0.135)	—	25.442 (0.718)	—
b. 波及効果 II ^c	—	-107.753*** (-6.027)	—	-150.688*** (-14.373)	—	-6.080 (-1.235)	—	-10.110*** (-3.315)
5. 定数項	-9736.127*** (-4.813)	-7424.957*** (-5.741)	-3947.920** (-2.068)	-8420.349*** (-8.479)	3411.790** (2.190)	2939.924* (8.423)	6940.717*** (11.952)	4927.664*** (5.117)
Adj. R ²	0.936	0.966	0.882	0.970	0.657	0.663	0.634	0.660
S. E. E.	1829.703	1342.878	2639.303	1331.408	1677.158	1661.591	1438.991	1386.776
Durbin-Watson	1.358	1.810	1.639	1.976	1.338	1.376	1.560	1.625
サンプル数	48	48	80	80	90	90	150	150

(注) ^a カッコ内の数値は, t -統計量である。*は90%の信頼水準で, **は95%の信頼水準で, ***は99%の信頼水準でそれぞれ統計的に有意であることを意味する。

^b 波及効果 I は $RELW_{it-1}$ の係数で表わされる。 $RELW_{it-1}$ は, 産業 i と基軸部門との間の現行ベースの格差を意味し, 次式で定義される。 $RELW_{it-1} = 100(\log BASEW_{it-1} - \log BASEW_{key t-1})$, ただし $BASEW_{it-1}$ は産業 i の現行ベース, $BASEW_{key t-1}$ は基軸部門の現行ベースの平均である。

^c 波及効果 II は $DIFS_{it-1}$ の係数で表わされる。 $DIFS_{it-1}$ は, 産業 i と基軸部門との間の従業員1人当り売上高の差であり, 次式で定義される。 $DIFS_{it-1} = S_{it-1} - S_{key t-1}$, ただし S_{it-1} は産業 i の従業員1人当り売上高, $S_{key t-1}$ は基軸部門の従業員1人当り売上高の平均である。

せずに, 波及効果の2つの代替的尺度をともに試みた。第1は, 個別産業と基軸部門との間の賃金水準の差であり, 第2は, 個別産業と基軸部門との間の利益の差である。さらに, 労働市場の需給条件, 消費者物価上昇率, 支払能力を含む独立変数を導入し, 以下のような賃金関数を特定化した。

$$(1) \quad W_{it} = a_0 + a_1JOA_t + a_2\dot{P}_t + a_3S_{it-1} + a_4RELW_{it-1} + Industry \text{ Dummies} + e_{it}$$

$$(2) \quad W_{it} = b_0 + b_1JOA_t + b_2\dot{P}_t + b_3S_{it-1} + b_4DIFS_{it-1} + Industry \text{ Dummies} + e_{it}$$

ただし, W_{it} は産業 i の春季賃上げ妥結額, JOA_t は有効求人倍率(1-3月期), \dot{P}_t は消費者物価指数変化率(1-3月期), S_{it-1} は産業 i の従業員1人当り売上高(単位は10万円), $RELW_{it-1} = 100(\log BASEW_{it-1} - \log BASEW_{key t-1})$ であり, $BASEW_{it-1}$ は産業 i の現行ベース, $BASEW_{key t-1}$ は基軸部門6産業の(当該産業を除く)平均現行ベース, $DIFS_{it-1} = S_{it-1} - S_{key t-1}$ であり, S_{it-1} は産

業 i の従業員1人当り売上高, $S_{key t-1}$ は基軸部門6産業の(当該産業を除く)従業員1人当り平均売上高, $Industry \text{ Dummies}$ は産業ダミー変数, e_{it} は確率的誤差項である。この方程式が, 1967-74年と1975-89年の2つの期間に関して, また基軸・非基軸部門ごとに, 通常最小自乗法を用いて計測された。

基軸・非基軸部門別の春季賃上げ妥結額の決定関数の推定結果は, 表6で要約されている。1967-74年に関しては, 賃金波及の尺度の変化が賃金引き上げ額に対して与える効果の推定値は, ((1)列を除いて)符号条件を満たし, 統計的に有意である。ここで, 波及効果の符号が負であるのは, 次のような関係のためである。すなわち, 前期における産業 i の賃金水準または利益が, 基軸部門の平均と比較して低い場合には, より高い基軸部門の平均をめざして賃金を標準化しようとする効果が作用して, この結果産業 i の賃金を高める(逆の場合は逆である)⁸⁾。この関係は, 非基軸部門の産業の場合にとりわけ顕著であって, それは, 基軸部門と比べて非基軸部門の産業がより明確な賃金波及を示してい

る点からうかがい知ることができる((3)(4)列)。

1975-89年に関しては、波及効果の係数は、符号条件を満たさないか、または統計的有意性を失っている。(8)列は、いぜんとして波及効果の存在を示している。だが、(4)および(8)列の波及効果IIに関して平均値回りの弾力性を計算すると、それぞれ-2.83および-0.69となる。したがって、波及効果の影響は弱まったといえることができる。) こうして、1975-89年において、波及効果はみられなくなったか、またはその賃上げ額に対する影響は小さくなったことが明らかである。

その他の変数は、おおむね予想される結果をもたらしている。消費者物価上昇の影響は、期待される符号をともなってつねに有意である。産業レベルの支払能力も賃金上昇に強く正相関している。有効求人倍率は、(1)(2)列および(4)-(6)列については棄却域に落ちるけれども、(3)(7)(8)列に関しては統計的有意性を満たす結果となっている。

3.3. 推定結果の吟味

前節の推定結果は、70年代中期以降賃金上昇の平準化が弱まり、波及効果が低下したというさきの観察を全般的に確認するものとなっている。その結果を期間ごとにより詳細に検討しておきたい。

まず、1967-74年に関する結果は、高度成長期における強い賃金波及の存在に、あらためて光をあてている。また、この結果は先行研究とも整合的である。たとえば、表6に掲げた従業員1人当たり売上高を用いた波及効果の結果は、佐野・蓑谷(1976)の計測結果と類似している。表6における結果でより注目すべき点は、基軸部門よりもむしろ非基軸部門において、波及効果がいっそう明瞭であるということである。このことは、基軸部門によって設定された相場賃金に準拠しようとする非基軸部門の諸産業のベヘヴィアを浮き彫りにするものといえる。

これに対して、1975-89年に賃金波及効果が低下した理由は単純ではない。これは、一部には産業間の企業業績の格差の拡大に帰すること

ができるように思われる。一例をあげると、従業員1人当たり経常利益の変動係数は、1967-74年には、基軸部門では0.52、非基軸部門では0.50であった。これが、1975-89年には、それぞれ0.83および1.01に上昇している⁹⁾。そうした状況の下では、他産業の賃上げを模倣することは困難となるはずである。

この点は、翁・竹内・吉川(1989)でより明示的に取り上げられている。産業別の出荷指数を用いて、彼らは産業間の企業業績の分布を計算する。1966年から75年の間には、産業別出荷指数上昇率の歪度は、好況時には正、不況時には負の値を交互にとっていた。ところが、1976年以降、歪度は、78年を除いて一貫して正の値を生み出している。このことが意味するのは、企業業績の産業間の分布が70年代中期以降変化し、その不均等性が強まったということである。また、彼らは、歪度を含む賃金関数を計測し、歪度の係数が1966-75年には有意だが、1976-85年には有意でなくなっているという結果を得ている。この結論は、本稿で採用されているのとは異なる方法とデータを前提したものではあるけれども、さきの表6の結論を裏書するものといえる(吉川・竹内(1988)もみよ)。

3.4. 制度的含意

それでは、産業間賃金波及効果が70年代中期以降弱まったという以上の経過は、春闘における賃金決定制度のいかなる変化と関連するのだろうか。

はじめに述べたように、春闘が企業別組合の交渉力の弱さを克服することをめざして発展したものである以上、賃金波及効果のそうした低下は、産業別統一闘争の機能が低下し、賃金決定制度の性格がより分権的・分散的なものに変化したことを意味すると思われるかもしれない。実際、アメリカにおいては、80年代の譲歩交渉におけるパターン・バーゲニングの見直しを通じて、賃金決定制度のいっそうの分権化・分散化が進行していったことが知られている(Kochan, Katz, and McKersie(1986), Tsuru(1991))。

しかしながら、日本の経験はそれほど単線的なものではない。なぜなら、70年代中期以降、少なくとも特定部門のレベルでは、春闘における賃金交渉の統一性は、むしろ強められてきたからである。

その典型的な事例は、電機、自動車、造船、鉄鋼業の産業別組合を主たる構成者とする金属労協(IMF-JC)の動向に求めることができる。さきに述べたように、春闘の主導権は、長らく春闘共闘委員会(1976年に国民春闘共闘会議と改称)が掌握していた。だが、1976年以降そのイニシアティブは、金属労協に最終的に移行した。このプロセスにおいて、金属労協は、「経済整合性論」に基づく賃金要求を、国民春闘共闘会議のより高い賃上げ要求に対置させた。そして、金属労協加盟の主要単産による「集中決戦」方式を通じて、その路線を他組合へと浸透させていった。しかも、こうした結果によって、金属産業における「4業種8社懇談会(8社懇)」(新日鉄、日本鋼管、三菱重工、石川島播磨重工、トヨタ、日産、日立、東芝)と、それに対応する「4業種8社企業連絡会議(8社労懇)」の活動が、鍵となる役割を演じた。これらの組織は、春闘に際してきわめて緊密に情報共有を行ない、その意思決定を協議したのである。(この点については、Shimada(1983)および辻中(1986)をみよ。)¹⁰⁾

しかしながら、以上の推移を春闘全体の観点から眺めるならば、それは金属関連の諸産業に相対的に限定されていることに注意する必要がある。他産業には他産業に固有の状況がある。一方には、食料品・たばこ、セメント等を含む停滞的産業がある。他方には、卸売・小売業に代表される成長的産業が存在する。こうした産業発展の不均等性が強まるにつれて、金属関連産業とそれ以外の産業の労働組合の間で賃上げをめぐる利害の不一致が増大したと考えられる(津田(1978))。その結果、金属労協を中心とする賃金交渉の意思決定の緊密化と相場賃金の形成にもかかわらず、その影響力は、製造業、とりわけ金属産業との産業連関が強く、金属産業と同様に国際競争に直接にさらされた諸産業の

範囲内に限定されてきた。このため、相場賃金は、高度成長期にみられたような他産業への波及をなしえず、その結果として賃金波及効果の低下へと導いたと理解することができる。

4. おわりに

以上では、春闘の下での産業間賃金波及効果の変化を分析した。はじめに、春闘の歴史的展開を振り返り、相場賃金の波及の重要性を強調した。次いで、波及効果を検証する2つの方法を先行研究から導き出し、その2つの尺度を導入した賃金関数を推定した。その結果、1967-74年と比較して1975-89年には産業間波及効果の低下がみられることが明らかとなった。

産業間波及効果の低下をもたらした要因として、産業間の企業業績の格差が拡大したために、他産業の賃上げを模倣することが経済的に困難になったという点を指摘した。さらに、こうした波及効果の低下が賃金決定制度におけるいかなる変化と関連するのかを考察し、産業発展の不均等性が拡大する下で、賃金交渉に関わる意思決定を緊密化した金属労協と、その他の産業別組合との間で、利害のギャップが拡大したという推移に光をあてた。

いうまでもなく、以上の分析は、産業間賃金波及効果に限定したものであって、賃金波及のいまひとつの領域である産業内波及の諸問題を考察対象の外にしている。本稿で示唆された70年代中期以降の春闘の変容を十全に分析するためには、産業内賃金波及効果の検討が不可欠である。ここに本稿に続く今後の研究課題がある。

(一橋大学経済研究所)

注

1) 春闘の発展の時期区分や、その特徴づけなどに関する以下の叙述は、春闘研究会(1989)第1章、および島田(1990)第7章に負うている。また、高梨(1977)、石幡(1990)も参照した。

2) 本稿の図表で使用されるデータの出所は、データ付録で一括して与えられる。

3) このプロセスは、産業予備軍効果という観点から都留(1990)で分析されている。

4) その後、佐野・蓑谷(1976)および佐野(1981)は、

それぞれサンプル期間を1975年および79年に延長して、同様の結論に到達している。また、公共部門の組合の交渉力を組み入れたモデルを用いて同様の結果を得たものに、神代・佐野・小池・島田(1975)がある。他方、メーラ(Mehra(1976))の方法にしたがって、新開陽一は、鉄鋼業に関する賃金方程式の残差にその他の産業の方程式の残差を回帰させることを通じて、賃金波及を捉えようとした(Shinkai(1980))。この新開の方法に対する批判的コメントと、それとは異なる方法による鉄鋼業から他産業への産業間賃金波及の検証については、中村(1984)をみよ。

5) 企業別データを用いた先駆的分析には、村松(1986)、ブルネッロ・大竹(1987)がある。

6) アメリカにおける賃金波及の実証分析においても、第1のアプローチが支配的である。近年の成果としては、たとえばMitchell(1980)およびHirtle(1988)がある。

7) ここで、計測期間が1967年からはじまるのは、日本銀行調査統計局『主要企業経営分析』の遡及期間の制約のためである。

8) こうした形で賃金波及効果を定式化したのは、Flanagan(1976)および佐野・藁谷(1976)である。ここでの分析もそれを踏襲している。なお、賃金水準の場合には、今期の現行ベースを用いるのが適切であるが、今期の変数は、符号条件を満たさないか、または統計的有意性を生み出しえなかった。

9) 日本銀行調査統計局『主要企業経営分析』各年のデータより計算した。

10) こうした過程の背後では、それらの金属産業において、国際競争力の重要性に関する労使間の相互理解が強化されてきたという事情が重要である。したがって、金属労協の行動は、70年代中期に突如として発生したものではない。それは、60年代末期以降、産業政策の形成や産業のおかれた状況に関する共通理解を促進することを目的として設置された産業別労使会議の経験などによって準備されたものだったのである(篠田(1989))。

データ付録

表1

[1] 実質GNP成長率——実質国民総支出変化率は、経済企画庁『長期遡及推計国民経済計算報告—昭和60年基準—(昭和30年~平成元年)』(1991年)第1部[2]主要系列表1より得られた。

[2] 春季賃上げ率、妥結額、要求額——データは、労働省労政局調べの民間主要企業(原則として東証または大証1部上場企業のうち、資本金20億円以上、従業員1,000人以上の、労働組合のある企業)に関するものであって、労働省労政局『資料労働運動史』(1987年)第3表、および日本労働研究機構『労働運動白書』(1989年、1990年)表IIの1からとられた。1956-79年の数値は1社当りの単純平均、80年以降の数値は1社ごとの組合員数による加重平均である。なお、以下の春季賃上げ妥結額のデータも、すべて労政局調べの民間主要企業に関するものである。

[3] 春闘参加人員——データは、春闘研究会(1989)表1、日本労働研究機構『労働運動白書』(1980

年、1989年)表VIIの2より得られた。

[4] 春闘参加人員比率——春闘参加人員比率は、春闘参加人員を雇用者数で除いたものである。雇用者数のデータは、総務庁統計局『労働力調査年報』(1989年)参考表2によって与えられた。

[5] バターン・セッター——各年のバターン・セッター産業の識別は、春闘研究会(1989)表1、および島田(1990)表7-1に基づき、また労働省労政局『資料労働運動史』各年の記述を参考にしてなされた。

表2

[6] 賃上げ額の決定に当って第1順位に重視した要素別企業構成比——データは、労働省労働大臣官房労働政策調査部『賃金引き上げ等の実態に関する調査報告』各年からとられた。

図1および表3

[7] 春季賃上げ妥結額の変動係数——データは、労働省労政局『資料労働運動史』(1987年)第3表、および労働省労政局未公表資料より得られた。

[8] 春季賃上げ妥結額の4分位分散係数——データは、労働省労政局『資料労働運動史』(1980年、1987年)第2表、および日本労働研究機構『労働運動白書』(1990年)表IIの2によって与えられた。

[9] 完全失業率の逆数——データは、総務庁統計局『労働力調査年報』(1989年)参考表2によって与えられた。

表4

[10] 賃上げに当って「他産業」を参考にした場合第1順位に参考にした産業の内識別企業構成比——データの出所は、前記[6]と同じである。

表6

[11] 春季賃上げ妥結額——データは、日本労働研究機構『労働運動白書』各年より得られた。

[12] 有効求人倍率——卒卒を除く有効求人倍率(1-3月期)のデータは、経済企画庁『経済変動観測資料年報』(1982年)表195、および同(1990年)表199より得られた。

[13] 消費者物価変化率——消費者物価指数の百分率変化(1-3月期)は、総務庁統計局『消費者物価指数年報』(1990年)第12表-1「持家の帰属家賃を除く総合」より計算された。

[14] 従業員1人当り売上高——データは、資本金10億円以上の上場企業から選定された企業に関するものであって、日本銀行調査統計局『主要企業経営分析』各年より得られた。

[15] 現行ベース——データの出所は、前記[11]と同じである。

参考文献

- ブルネッロ、ジョルジョ・大竹文雄(1987)「ボーナス・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』37(1)、28-41。
降矢憲一・中村厚史・鈴木孝雄(1969)『賃金変動要因の研究』経済企画庁経済研究所。
石幡信夫(1990)『日本の労働組合』日本労働研究機構。
小島健司(1975)『春闘の歴史』青木書店。
神代和欣・佐野陽子・小池和男・島田晴雄(1975)『交渉力モデルによる春闘賃上げの分析』統計研究会。

- 村松久良光(1986)「解雇、企業利益と賃金——大手工
作機械メーカー13社に関して」『アカデミア 経済
経営学編』89, 399-435.
- 中村二郎(1984)「製造業における産業間賃金波及効果
の検証」『三田学会雑誌』76(6), 153-157.
- 大橋勇雄(1990)『労働市場の理論』東洋経済新報社.
翁 邦雄・竹内恵行・吉川 洋(1989)「わが国におけ
る実質賃金の決定について」『経済学論集』55(2),
77-85.
- 佐野陽子(1970)『賃金決定の計量分析』東洋経済新報
社.
——(1981)『賃金と雇用の経済学』中央経済社.
——・蓑谷千鳳彦(1976)「春闘相場決定のメカニズム
を解明する」『労政時報』2306, 57-82.
- 島田晴雄(1990)『仕事とくらしの経済学』放送大学教
育振興会.
- 篠田 徹(1989)『世紀末の労働運動』岩波書店.
春闘研究会編(1989)『春闘 変わるのか』エイデル研究
所.
高梨 昌(1977)『日本の労使関係』東洋経済新報社.
津田真澄(1978)「JCの相場形成力を探る——鉄鋼相
場の規定力を支えるもの」『月刊労働問題』253, 4-
13.
- 辻中 豊(1986)「窮地に立つ「労働」の政策決定」中
野 実編著『日本型政策決定の変容』東洋経済新報
社.
都留 康(1990)「産業予備軍効果の長期変動と団体交
渉制度の変容——日米比較分析」『経済研究』41(2),
166-181.
- 植田和男・岡崎敬子(1989)「効率的賃金理論と日本の
賃金構造」『経済研究』40(3), 204-210.
- 吉川 洋・竹内恵行(1988)「実質賃金と日本経済」『金
融研究』7(4), 97-132.
- Bell, L. A. and Freeman, R. B.(1991), "The Causes
of Increasing Interindustry Wage Dispersion in
the United States," *Industrial and Labor Rela-
tions Review*, 44(2), 275-287.
- Cappelli, P.(1990), "Is Pattern Bargaining Dead? A
Discussion," *Industrial and Labor Relations
Review*, 44(1), 152-155.
- Flanagan, R. J.(1976), "Wage Interdependence in
Unionized Labor Markets," *Brookings Papers on
Economic Activity*, 1976 : 3, 635-681.
- Hirtle, B. J.(1988), "Wage Linkages in Union Bar-
gaining Settlements," Research Paper No. 8805,
Federal Reserve Bank of New York.
- Kochan, T. A., Katz, H. C., and McKersie, R. B.
(1986), *The Transformation of American
Industrial Relations*. New York : Basic Books.
- Mehra, Y. P.(1976), "Spillovers in Wage Determi-
nation in U. S. Manufacturing Industries,"
Review of Economics and Statistics, 58(3), 300-
312
- Mitchell, D. J. B.(1980), *Unions, Wages, and
Inflation*. Washington, D. C.: The Brookings
Institution.
——(1982), "How to Find Wage Spillovers(Where
None Exist)," *Industrial Relations*, 21(3), 392-
397.
——(1990), "Is Pattern Bargaining Dead? A Dis-
cussion," *Industrial and Labor Relations Review*,
44(1), 156-159.
- Ready, K. J.(1990), "Is Pattern Bargaining Dead?"
Industrial and Labor Relations Review, 43(2), 272
-279.
- Shimada, H.(1983), "Wage Determination and
Information Sharing: An Alternative Approach
to Income Policy?" *Journal of Industrial Rela-
tions*, 25(2), 177-200.
- Shinkai, Y.(1980), "Spillovers in Wage Determina-
tion: Japanese Evidence," *Review of Economics
and Statistics*, 62(2), 288-292.
- Tsuru, T.(1991), "The Reserve Army Effect,
Unions, and Nominal Wage Growth," *Industrial
Relations*, 30(2), 251-270.