

Title	製造業における産業間賃金波及効果の検証
Sub Title	Spillovers in wage determination in Japanese manufacturing industries
Author	中村, 二郎
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1984
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.76, No.6 (1984. 2) ,p.885(153)- 889(157)
JaLC DOI	10.14991/001.19840201-0153
Abstract	
Notes	研究ノート
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19840201-0153

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the Keio Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

製造業における産業間賃金波及効果の検証

中村 二郎

1. 序 節

産業間に賃金波及効果（いわゆるキー・インダストリー理論）が存在することは多くの論者によって指摘されてきた。わが国でも佐野〔4〕らによる一連の研究により、春闘時における大規模企業では企業間（産業間）賃金波及効果の存在が確認されている。しかし、調査対象企業は特定の大企業であり、わが国全体の賃金決定機構の中で賃金波及効果の重要性を位置づけるまでにはいたっていないと思われる。

一方、Shinkai〔1〕は産業別時系列資料より Mehra〔3〕の分析手法を用いて産業間賃金波及効果の検証を試みている。そこでの結論はわが国の産業間賃金波及効果は、一般に信じられている程強いものではない、というものであった。このことと佐野による分析結果とをつき合わせれば、大規模企業（産業）間では賃金波及効果が存在するが産業全体で考えれば、その効果はかなり弱められてしまう、つまり、中小規模企業では賃金波及効果が希薄であることを意味しよう。これは、大企業春闘賃金上昇率とマクロでみた一国全体の平均賃金上昇率が過去において、ほぼ平行的に推移してきた、という観察事実と矛盾する。

Mehra の分析は、キー・インダストリー（あるいはキー・グループ）とそれ以外の産業について各々の賃金決定関数の推定誤差間に相関関係が存在するか否かを検定することにより、産業間賃金波及効果の存在を検証するものである。したがって、小標本による分析に適した方法とは言えない。

しかし、わが国の賃金決定は春闘を通して年度単位で行われるため、年度（もしくは年）ベース資料による

分析を行うことが好ましい。また、春闘によって決められるべき賃金は基準内賃金であり、残業手当やボーナス等を含んだ現金給与総額ではない。Shinkai の分析では、現金給与額が使われており、春闘相場の決定を通じて行われている産業間賃金波及の検証の対象としては問題が残ろう。

この分析では、製造業男子生産工程従事者基準内賃金に焦点をしばって産業間賃金波及効果の有無を検証する。特に男子生産工程従事者に限定した理由は、時系列で利用しうる資料の中で、この雇用者層が最も雇用ウエイト及び労働組合加入率が高い、ということの他に、わが国では異質雇用者間の賃金格差が大きいため全雇用者の平均賃金では異質雇用者の構成比の変動による影響を無視しえなくなる可能性があることによる。

この分析では、波及効果が存在しない場合に各産業が取りうる賃金決定額（賃金決定関数）を想定し、現実の賃金額がキー・インダストリーの存在によって、それとどのくらい乖離しているかを検討することによって、産業間賃金波及効果の存在を検証する。ここでの結論は、Shinkai の結果より強く産業間賃金波及効果の存在を支持しており、わが国の賃金決定機構における賃金波及効果の重要性を再確認させることになった。しかし、この分析の標本期間は1961年から1977年と短く、次節で示すように賃金決定関数など極めて簡単な形で特定化せざるをえない。そのことが、結論に何がしかの影響を及ぼした可能性は排除できない。また、この分析では、Shinkai と同様に鉄鋼業がキー・インダストリーである、と仮定しているが、この仮定自身実証的に確かめねばならない問題である。

なお、3節で使用した資料については、資料付録を

参照されたい。

2. モデル

産業間賃金波及が存在しない場合に、 j 産業・男子生産工程従事者(添字 m で示す)の賃金は、以下の定式⁽¹⁾によって決定されるものと仮定しよう。

- (1) $\bar{W}_{mj} = d_{j0} \cdot VP_{mj} \cdot d_{j1} \cdot CPI^{d_{j2}}$
 $d_{j0}, d_{j1}, d_{j2} > 0$
 \bar{W}_{mj} : 男子生産工程従事者基準内賃金
 VP_{mj} : " 1人当り附加価値額
 CPI : 消費者物価指数

この式は、Kuh [1] 及び Mehra [3] 等の用いた賃金関数とはほぼ類似したものである。ただ、ここでは j 産業の m という特定の雇用者層の賃金決定を扱っているため、 VP_{mj} の定義が幾分異なっている。 \bar{W}_{mj} は、産業間賃金波及が存在しない場合、当該産業に対して競争的市場均衡によって決定されるべき賃金水準と考えることができる。したがって、産業間賃金波及の存在は、当該産業の現実の賃金決定額を(1)式で示す \bar{W}_{mj} と乖離させる働きを持つものとして捉えることができる。

そこで、キー・インダストリーの賃金決定が他産業に影響を与える場合、(2)式の形で示すことができるものと仮定する。

- (2) $W_{mj} = \bar{W}_{mj} b_j \cdot \bar{W}_{mk}^{1-b_j} \quad 0 \leq b_j \leq 1$
 W_{mj} : 現実に給付される男子生産工程従事者基準内賃金
 添字 k は、キー・インダストリーを示す。

この仮定の下では、キー・インダストリーからの波及効果が大きい産業ほど、 W_{mj} と、(1)式で決定される \bar{W}_{mj} との差が大きくなる。つまり、 $b_j=1$ の場合には、 j 産業の賃金水準はキー・インダストリーのそれとは独立に決定され、 $0 < b_j < 1$ の時には、部分的に影響を受け、 $b_j=0$ の時には、完全にキー・インダストリーの賃金水準に依存する、ことを示している。

したがって、ここで検証すべきは、各産業の b_j の値となる。 W_{mj} の値は、観察不可能であり(2)式を直接推計して b_j の値を得ることはできない。そこで(2)式に(1)式より得られる \bar{W}_{mj} 、 \bar{W}_{mk} を代入し整理すれば

- (3) $W_{mj} = e_0 (VP_{mj}/VP_{mk})^{e_1} \cdot VP_{mk}^{e_2} \cdot CPI^{e_3}$
 $e_0 = d_{k0} \cdot (d_{j0}/d_{k0})^{b_j}$
 $e_1 = b_j \cdot d_{j1}$
 $e_2 = d_{k1} + b_j \cdot (d_{j1} - d_{k1})$
 $e_3 = b_j \cdot (d_{j2} - d_{k2}) + d_{k2}$

⁽³⁾が得られる。この際、直接 \bar{W}_{mk} を導入せず(3)式のよ
 うな形で展開した理由は、 \bar{W}_{mk} と CPI などの間に
 高い相関関係が存在するため、多重共線などによって
 発生する統計上の問題を回避するためである。(3)式は
 識別条件を満たしていないが、この分析の前提より、
 キー・インダストリーについては、(1)式を直接推計す
 ることによって、 d_{k1} 、 d_{k2} の値を得ることができる。
 したがって d_{k1} 、 d_{k2} 及び(3)式の推計結果(e_1 、 e_2)より、
 鉄鋼産業以外の産業について、 b_j を算出することが
 できる。

注(1) この式は、限界生産力均等条件 [$\bar{W}_{mj} = \beta_m (P_j - \sum a_{ij} P_i) \cdot X_j / L_{mj}$] で表される労働需要関数と労働の供給関数を \bar{W}_{mi} について解いた結果として理解できる。しかし、この分析では、供給関数について特定化していないため、厳密には、以上の条件を満たしているとはいえない。この分析では、標本期間が短いため、単純化のため(1)式を採用している。

(2) 今、生産関数を

$$X_j = a \cdot \prod_n L_{nj}^{\beta_n} K_j^{1-\sum \beta_n}$$

利潤定義式を

$$\pi_j = P_j \cdot X_j - \sum_n L_{nj} W_{nj} - r_j \cdot K_j - \sum_i a_{ij} P_i \cdot X_j$$

π_j : 利潤, K_j : 資本量, r_j : 単位資本コスト,
 その他の変数は資料付録を参照のこと。

と置けば、利潤極大条件より、雇用者 m について

$$\bar{W}_{mj} = \beta_m \cdot (P_j - \sum_i a_{ij} P_i) \cdot X_j / L_{mj} = VP_{mj}$$

となる。

(3) VP_{mj} と VP_{mk} の間に相関関係が存在する可能性があるため、ここでは、そのことによって生じる統計的問題を排除するため(3)式のような形に変形してある。

製造業における産業間賃金波及効果の検証

表 1 (3)式の推計結果

産 業	e_1	e_2	e_2	R^2	S.E.	D.W.
(A) 食 糧 品	0.01901 (0.15)	0.43428 (3.66)	1.03724 (5.65)	0.995	0.048	1.93
石油・石炭製品	-0.00555 (-0.15)	0.33214 (7.26)	1.06246 (12.94)	0.997	0.033	2.192
非 鉄 金 属	0.03977 (0.22)	0.42023 (4.96)	1.08687 (7.19)	0.996	0.039	1.760
輸 送 機 械	0.04439 (0.26)	0.42187 (3.57)	1.02738 (5.48)	0.996	0.043	1.368
精 密 機 械	0.01700 (0.27)	0.36892 (6.37)	1.09086 (10.61)	0.997	0.035	1.774
(B) 織 維	0.17538 (1.13)	0.57432 (4.49)	0.87747 (5.02)	0.995	0.052	1.708
木 製 品	0.23567 (1.15)	0.64425 (4.68)	0.77724 (3.68)	0.993	0.058	1.644
化 学	0.11111 (1.22)	0.37250 (8.56)	1.11813 (13.13)	0.997	0.034	1.522
(C) 衣 服	0.20881 (2.12)	0.50304 (6.98)	0.97965 (7.87)	0.994	0.049	1.392
家 具	0.46390 (3.44)	0.75019 (7.12)	0.54468 (3.11)	0.996	0.041	1.916
紙・パルプ	0.34703 (3.37)	0.55198 (10.37)	0.79631 (7.86)	0.998	0.030	2.118
出版・印刷	0.41918 (3.91)	0.55685 (9.00)	0.76284 (6.24)	0.997	0.032	1.088
ゴ ム	0.81998 (7.02)	0.92815 (12.84)	0.53424 (5.46)	0.999	0.021	2.581
皮 革	0.34955 (3.59)	0.57074 (9.18)	0.64419 (5.43)	0.997	0.031	1.863
窯 業	0.36345 (4.32)	0.43325 (11.4)	0.96864 (12.8)	0.998	0.029	1.283
金 属 製 品	0.47187 (4.26)	0.60894 (11.48)	0.74359 (7.28)	0.997	0.036	1.250
一 般 機 械	0.22081 (2.09)	0.51576 (10.31)	0.88747 (8.95)	0.997	0.032	1.344
電 気 機 械	0.30307 (3.18)	0.56879 (11.47)	0.87497 (10.40)	0.998	0.027	1.817
そ の 他 製 造 業	0.48191 (3.04)	0.79070 (7.43)	0.47552 (2.35)	0.996	0.042	2.229

- ・ () 内はt-値。
- ・ 推定はOLSによる。

・ 推定に際しては,

$$\log W_{mj} = e_0 + e_1 \sum_{i=0}^1 \omega_i \cdot \log(PV_{mj}/PV_{mk})_{-i}$$

$$+ e_2 \sum_{i=0}^1 \omega_i \cdot \log(PV_{mk})_{-i} + e_3 \sum_{i=0}^1 \omega_i \cdot \log CPI_{-i}$$

$$\omega_0 = 0.746, \omega_1 = 0.254$$

のように、説明変数にラグをつけて行った。

R^2 : 自由度調整決定係数

SE: 標本誤差

表2 C欄に属する産業の b_j の計算値

産 業	b_j	標準誤差
衣 服	0.32544	0.0691
家 具	0.34364	0.0672
紙・パルプ	0.53013	0.0481
出版・印刷	0.68437	0.0323
ゴ ム	0.75201	0.0254
皮 革	0.49289	0.0519
窯 業	0.83997	0.0164
金 属 製 品	0.68575	0.0320
一 般 機 械	0.32379	0.0692
電 気 機 械	0.39080	0.0624
その他製造業	0.29206	0.0725

3. 推計結果とその検討

賃金の決定が春闘を通して年度単位で行われるため、観察期間の単位(年度と年)にズレが生じる。また、賃金決定の多くは4~6月にかけて行われるため、今後一年間の当該産業の経営状況及び物価変動は不確定であり、労使双方とも何らかの予想に基づいて賃金決定が行われていると考えられる。

(3)式の推計に際しては、上記の問題を調整するために、独立変数に1期のラグを付けて計測した。ラグのウエイトは推計結果が最も良くなるように任意に選択している。

結果は、 e_1 のt値の大きさによって3分類して表1に示した。A欄は、t値が-1以上1未満、B欄は1以上2未満、C欄は2以上の産業を示している。ここで、 e_1 の値が負で有意な産業は存在しない。

A欄に分類した産業はすべてt値が低く、 $e_1=0$ という帰無仮説を有意水準50%でも棄却することはでき

ない。したがって、ここで示した産業については、さしあたって $e_1=0$ とみなすことが許容されるであろう。この分析では、(1)式の仮定より $d_{j1}>0$ であるため、 $e_1=0$ は $b_j=0$ を意味する。(2)式の仮定より、 $b_j=0$ は当該産業の賃金水準がキー・インダストリーの賃金決定に完全に従属していることを示す。

B欄に属する産業については、 e_1 のt値より、有意に $e_1 \neq 0$ かどうか判断することは非常に難しい。そのため、以後議論の対象からここに属する産業を除外して話を進める。

C欄に分類した産業については、t値より少くとも $b_j>0$ であることがいえる。 $b_j<1$ の時は部分従属、 $b_j=1$ ならば完全独立となる。仮に、 b_j が1を越えた場合は、前節の仮定の下ではその産業の賃金決定を説明しえないことになる。表2は、C欄で示した産業について、(1)式から得られる d_{k1} と e_1 、 e_2 の値より、 b_j の値を計算したものである。⁽⁵⁾右端の数字は、 b_j の標準誤差を示している。この結果から概ね b_j の値は0から1の間にあるとみなすことができる。したがって、C欄で示した産業はすべてその賃金決定に際してキー・インダストリーから部分的に影響を受けていることになる。

以上の結果から、A、C欄に含まれる産業では b_j の値は、 $0 \leq b_j < 1$ の間にあり、鉄鋼業をキー・インダストリーとする産業間賃金波及が多かれ少かれ存在することになり、Shinkai[5]の示した結論より強く産業間賃金波及の存在を支持している。産業によって波及効果に違いが存在する理由については、幾つかの原因(例えば、産業間の企業規模分布、労働組合組織率の違い)をあげることができるが、この分析では、賃金波及のメカニズムを陽表的に扱っておらず、その解明は今後の研究に委ねられる。

【参 考 文 献】

- [1] Kuh, E., "A Production Theory of Wage Levels—An Alternative to the Phillips Curve,"

注(4) (3)式に、有効求人求職倍率などの労働市場の需給状態を示す変数を加えたケースも行ったが、ほとんどの産業でその係数は有意に推計されなかった。

(5) 鉄鋼産業の賃金決定関数の推定結果は、

$$\log W_{mk} = 6.21781 + 0.43618 \cdot \sum_{i=0}^1 \omega_i \cdot \log PV_{mk-i}$$

(21.60) (9.75)

$$+ 1.00003 \cdot \sum_{i=0}^1 \omega_i \cdot \log CPI_{-i}$$

(11.43)

$$\omega_0 = 0.746, \omega_1 = 0.254, R^2 = 0.997, SE = 0.035, DW = 1.976$$

である。

製造業における産業間賃金波及効果の検証

Review of Economic Studies, Vol. 34, 1967年10月。

- [2] Kuroda, M., "A Method of Estimation for the updating Transaction, Matrix in the Input-Output Relationships," *Keio Economic Observatory*, Discussion Paper, Vol. 1, 1981年。
- [3] Mehra, Y. P., "Spillovers in Wage Determination in U. S. Manufacturing Industries," *Review of Economic Statistics*, Vol. 58, 1976年8月。
- [4] 佐野陽子, 『賃金と雇用の経済学』・第4章, 中央経済社, 1981年5月。
- [5] Shinkai, Y., "Spillovers in Wage Determination: Japanese Evidence," *Review of Economic Statistics*, Vol. 62, 1980年5月。

[資料付録]

本文で用いたデータの出所及び加工方法を以下に示す。

・ W_{mj} : 所定内賃金

$$W_{mj} = H_{mj} \cdot [\bar{W}_{mj} / (H_{mj} + 1.25 \cdot Z_{mj})]$$

H_{mj} : 所定内労働時間

Z_{mj} : 残業時間

\bar{W}_{mj} : 残業手当等の諸手当を含んだ決まって支給される賃金額

以上いずれも『毎月勤労統計月報』(労働省) 男子製造工程従事者の4—6月期の平均値。

・ VP_{mj} : 1人当り附加価値額

$$VP_{mj} = (P_j - \sum_i a_{ij} \cdot P_i) \cdot X_j / L_{mj}$$

P_j, P_i : 産出・投入価格

a_{ij} : 投入係数

X_j : 所定内労働時間に対応した産出量 [$X_j = \text{全産出量} \cdot (H / (H + Z))$]

L_{mj} : 男子生産工程従事者雇用者数

P_j, P_i, a_{ij}, X_j については, Kuroda[2]が公表されたI/Oデータを用いて作成した1960年—1977年の時系列I/O表より使用した。

・ CPI : 消費者物価指数, 1975年=100 『消費者物価指数』(総理府)より。

(京都大学経済研究所; 1984年1月より電力中央研究所経済研究所)