

論 説

日本におけるコーホート・サイズ効果：再論

— 産業別データによる検証 —

岡 村 和 明

1 序

自分が属する世代の違いが生涯賃金におよぼす影響、いわゆる世代効果についてはこれまで様々なアプローチによる実証分析が行われてきた。中でも労働者のサイズに関する世代効果を分析した研究として、玄田（1994, 1997）、大竹・猪木（1997）、岡村（2000）をあげる事が出来る。これら日本に関する一連の先行研究を通じて、特定コーホートに属する労働者のサイズ（コーホート・サイズ）が労働者の生涯賃金に有意な影響を及ぼしていることが示された¹。中でも岡村（2000）は、Welch（1979）で提示されたキャリア段階モデル（Career-Phase Model）を用いて労働者のサイズが生涯賃金に及ぼす影響を検証している。キャリア段階モデルの特徴は世代効果の分析枠組みの中に職場訓練を通じた技能形成のプロセスを明示的に組み入れている点にあり、このモデルでは職場訓練の差を反映した労働者間の代替性の違いによって、コーホート・サイズが生涯賃金へ及ぼす効果が異なる。このモデルではコーホート（経験年数）・グループごとに競争的な労働市場が成り立っていると仮定しており、各コーホート・グループにおける就業者数の増大は競争メカニズムを通じて当該グループの賃金率を押し下げるように作用する（以下、このような効果をコーホート・サイズ効果と呼ぶ）。コーホート・サイズ効果を規定する要因として

高知論叢（社会科学）第70号 2001年3月

¹ 世代効果に関する先行研究については大竹・猪木（1997）、岡村（2000）を参照のこと。

特に注目すべき要因は、“熟練労働（生産活動）と未熟練労働（技能修得活動）の代替性”である。もし熟練労働と未熟練労働の代替性が高い場合には未熟練労働に従事している特定のグループでの労働者数の増大は熟練労働に従事しているグループに一部吸収され、当該グループにおけるコーホート・サイズ効果は一部緩和されることになる。日本の労働市場を対象とした岡村（2000）の分析によれば、コーホート・サイズ効果は教育水準が高くなるほど顕著にみられ、さらにその効果の度合いは男女間でも異なることが示された。

本稿の目的は、岡村（2000）で行った分析を別のデータ・セットを用いて再検証することにある。というのも岡村（2000）は労働省『賃金構造基本統計調査』の全産業データを用いて、コーホート・サイズ効果の検証を行っているが、しかしながら、全産業のデータを用いたコーホート・サイズ効果の検証は以下のような暗黙の前提を設けている点で問題があるからである。即ち（1）異なる産業に属していても、同じコーホートに属する労働者は全て完全代替であるという点、および（2）“熟練労働と未熟練労働の代替性”という技術的要因が全ての産業で等しい、という点である。本稿の目的は、「異なる産業に属する労働者が不完全代替である」、「熟練労働と未熟練労働の代替性という技術的要因が産業間で異なる」という二つの可能性を考慮してコーホート・サイズ効果の再検証を行うことにある。具体的には、各産業ごとのコーホート・サイズを考え、その大きさが賃金に及ぼす効果を産業ごとに検証する。

本稿の構成は以下の通りである。まず次節で基本モデルとなる Welch（1979）のキャリア段階モデルを概説し、続く節で産業別データを用いたコーホート・サイズ効果の再検証を試みる。最後に結びとする。

2 キャリア段階モデル

本節では、まず分析枠組みとなるキャリア段階モデルを Welch（1979）に沿って説明する。

まず以下のような生産関数を考える。

$$y=f(N, Z) \quad (1)$$

N ：労働投入 (productive effort) 量

Z ：他の生産要素投入量

ただし、 N, Z は弱分離可能で N, Z それぞれについての偏微係数 f_N, f_Z はそれぞれ正の値をとる。

また労働者が企業内で行う活動は、技能修得活動 (learning activity) および生産活動 (working activity) に分けられ、そこで労働投入量 N は以下のように定義される。

$$N = g(N_1, N_2) \quad (2)$$

ここで N_1 は技能修得活動に従事している未熟練労働者 (learner) の数であり、同様に N_2 は生産活動に従事している熟練労働者 (worker) の数である。また、 N_1, N_2 についての偏微係数 g_1, g_2 はそれぞれ正の値をとる。

企業内のキャリア段階は、未熟練段階 (learner phase) と熟練段階 (worker phase) に分けられる。まず入職して最初の x_l 年は、働きながら技能を修得していく未熟練段階から技能を修得し終わった熟練期への移行期であり、経験年数が x_l を越えると完全に熟練段階へと移行する。

この点を数式で表すと以下ようになる。まず $n(x)$ を経験年数が x 年である労働者の総計とすると、 N_1, N_2 は以下のように表される。

$$N_1 = \int_0^{x_l} p(x)n(x)dx \quad (3)$$

$$N_2 = \int_0^{x_l} (1-p(x))n(x)dx + \int_{x_l}^{x_r} n(x)dx \quad (4)$$

ここで $p(x)$ は技能の修得に投入する時間の割合であり、 $p'(x) < 0$ かつ $p(x_l) = 0$ が成り立ち、 x_r 年の経験を経た後、労働者は退職することになる。

つまり、入職して間もない労働者は労働時間の全てを技能の修得に費やし ($p(0) = 1$)、経験を積んでいく過程で、労働者が技能の修得に費やす時間の割

合は減少する一方、生産活動に従事する時間の割合は増加していく。そこで技能の修得に費やす時間がゼロとなった時点 ($p(x) = 0$) で未熟練段階は終了し、それ以降は専ら生産活動に従事する熟練段階へと突入することになる。

また賃金率 $w(x)$ は限界生産物価値に等しくなるよう決定され、数式では以下のように表される。

$$w(x) = \frac{\partial f}{\partial n(x)} = f_1 \{g_1 p(x) + g_2 (1 - p(x))\} \quad (5)$$

ただし、 g_1 、 g_2 はそれぞれ $g(N_1, N_2)$ の N_1 、 N_2 に関する偏微係数を表す。ここで f_1 の項を無視すると、コーホート・サイズ効果は以下のように書くことが出来る。

$$\frac{\partial w(x)/f_1}{\partial n(x)} = (p(x), 1 - p(x)) G_{ij}(p(x), 1 - p(x))' \quad (6)$$

ただし、

$$G_{ij} = \begin{pmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{pmatrix} \quad (7)$$

であり、ここで g_{ij} は、 $g(N_1, N_2)$ の N_i 、 N_j に関する2階偏微分係数を表す (ただし $i=j$ の時に g_{ij} は負の値をとり、 $i \neq j$ の時に g_{ij} は正の値をとる)。

そこで $g(N_1, N_2)$ について次のような代替弾力性一定型の関数、

$$g = (\delta_1 N_1^\beta + \delta_2 N_2^\beta)^{1/\beta} \quad (8)$$

を想定すると (ただし、 $0 < \delta_1 < 1$; $0 < \delta_2 < 1$; $\beta > -1$)、(6)式のコーホート・サイズ効果は最終的に以下のように書ける。

$$\frac{\partial w(x)/f_1}{\partial n(x)} = - \frac{\theta N_1 N_2}{\sigma} \left(\frac{p(x)}{N_1} - \frac{1 - p(x)}{N_2} \right)^2 \leq 0 \quad (9)$$

ここで $\sigma = 1/(1 + \beta)$ は N_1 と N_2 に関する代替弾力性であり、 $\theta = g_1 g_2 / N$ である。

(9)式をみると、まず未熟練期 ($p(x) > 0$) におけるコーホート・サイズ効果が経験年数 x の関数となっていることが分かる。具体的には、経験年数が小

さくより多くの訓練を要する期間²では、経験年数 x の増大 ($p(x)$ の減少) と共にコーホート・サイズ効果は減少していく。最終的にコーホート内の全ての労働者が熟練期に達すると ($p(x)=0$)、(9)式のコホート・サイズ効果は $-\theta N_1/\sigma N_2$ となり、それ以降は変化しない。

この分析から分かるように、キャリア段階モデルの特徴は経験年数が十分短い未熟練期におけるコーホート・サイズ効果が経験年数の減少関数となっている点にある。経験年数を技能水準を表す指標とみなせば、このことは入職時のコーホート・サイズ効果が技能形成と共に変化していくプロセスを表している。つまり未熟練期の中でも特に訓練を要する期間では、経験を積み重ねていく過程で、次第に熟練労働者との代替性が高まっていくことから、自分が属するコーホートの就業者数の増大分はより上位のキャリア段階へと吸収されやすくなる。従って、もしキャリア段階モデルが成り立っているとすれば、入職時に大きなコーホート・サイズ効果に直面したとしても、その効果は経験年数に応じて次第に縮小していく。

コーホート・サイズ効果の大きさを規定する要因としては様々な要因が考えられるが、本稿で改めて注目したいのは、“熟練労働（生産活動）と未熟練労働（技能修得活動）に関する代替弾力性”であり、上記のモデルの中では(9)式の σ に該当する。このモデルによれば、“熟練労働と未熟練労働に関する代替弾力性”は、キャリアの全期間を通じてコーホート・サイズの賃金押し下げ効果と反比例の関係にあり、この事は熟練労働と未熟練労働の代替性が小さければ、賃金押し下げ効果は弱まることを表している。岡村（2000）では、上記の点の解釈として“職場訓練の過程で経験する仕事の幅が労働者間の代替性を規定し、その代替性の程度がコーホート・サイズ効果を規定する”という仮説を提示している。その論点を整理すると、まず熟練労働と未熟練労働における技能の差が小さく、熟練労働者になる上で経験する仕事の幅、深さ（以下、このような職場訓練の性質を職場訓練の密度と呼ぶ。）が狭い範囲にとどまる場

² 厳密には、当該コーホートにおける未熟練労働者と熟練労働者との比 ($p(x)/(1-p(x))$) がキャリア・グループ全体における未熟練労働者と熟練労働者との比 N_1/N_2 を上回る領域となる。

合、未熟練労働者（未熟練労働に従事している労働者）における雇用者数の増大は容易に上位のキャリア段階へ吸収され、コーホート・サイズ効果は緩和されると考えられる（熟練労働と未熟練労働に関する代替弾力性が大きいケース）。逆に熟練労働と未熟練労働における技能の差が大きく、訓練の過程で、関連性の低い仕事を含むより幅広い仕事を経験する場合には、未熟練労働者における雇用者数の増大はより上位のキャリア段階に属する労働者に容易に吸収されず、その結果コーホート・サイズ効果はより顕著に生じると予想される（熟練労働と未熟練労働に関する代替弾力性が小さいケース）。

上記の仮説に従えば、コーホート・サイズ効果における学歴間格差について以下の二通りの解釈が可能となる。仮に教育水準の高い労働者ほど職場訓練の過程でより密度の高い職場訓練を長期に渡って受けるとすれば、その場合、異なるキャリア段階に属する労働者間の代替性の程度はより小さくなり、コーホート・サイズ効果はより大きくなることが予想されよう。逆に教育水準が高い労働者ほど既に高い技能を身に付けていると考えれば、そのような労働者が新たに企業内訓練を行う必要性は小さいことから、企業内で施される訓練は少なくて済むと考えられる。つまりこの場合には、教育水準が高いほど熟練労働と未熟練労働における技能の差が小さくなる結果、訓練の過程での訓練密度も小さくなることから、労働者間の代替性が高まり、コーホート・サイズ効果も抑えられる。岡村（2000）での実証結果によれば、教育水準が高いほどコーホート・サイズ効果が大きくなっており、前者の解釈を支持する結果となっている。

“職場訓練の過程で経験する仕事の幅が労働者間の代替性を規定し、その代替性の程度がコーホート・サイズ効果を規定する”とする上記の仮説は、単なる経験の幅が労働者間の代替性を規定していると解釈できる。しかしながら先に述べた労働者間の代替性は、“経験する仕事の幅”だけでなく“経験する仕事相互の関連性”にも規定される。つまり、仕事経験の幅が同じでも上位の仕事との関連性がより深いキャリアに属する労働者ほど労働者間の代替性が高まり、その結果より大きなコーホート・サイズ効果が発生することが予想される。この仮説に従えば、コーホート・サイズ効果における学歴間格差は以下

のように解釈することが可能となる。仮に教育水準の高い労働者ほど上位の仕事との関連性がより深いキャリアに直面するとしよう。その場合、熟練労働と未熟練労働における代替性はより高まると考えられることから、コーホート・サイズ効果は小さくなると予想される。このような推論は岡村（2000）の実証結果とは全く正反対であり、熟練労働と未熟練労働の代替性を規定する要因としていずれの仮説を採択するかで、コーホート・サイズ効果における学歴間格差、さらには産業間格差の解釈は全く異なる事が分かる。

以下では、先に述べた解釈の仕方の違いにも注意して、コーホート・サイズ効果における学歴間格差、産業間格差についての検証を試みる。

3 実証分析

3.1 データおよび分析の方法

コーホート・サイズ効果を検証するに当たっては、岡村（2000）と同様、労働省『賃金構造基本統計調査』（1988-1995年）における標準労働者の年齢別データを用いた。ここで“標準労働者”とは、『賃金構造基本統計調査』の定義により「学校卒業後直ちに企業に入り、その後引き続き勤務して調査時点で在籍している者」を指す³。ただし、本稿の目的は（1）異なる産業に属する労働者間が不完全代替である点、および（2）熟練労働と未熟練労働の代替性という技術的要因における産業間の違い、の2点に焦点をあてたコーホート・サイズ効果の分析にあることから、ここでは特に男子について産業別データ（製造業、卸売・小売・飲食店業、金融・保険業）を用いた分析を試みた。分析を男子に限ったのは、女子の場合、産業別だと大卒のデータが得られないからであ

³ 岡村（2000）で詳述しているように、標準労働者のデータを用いた理由は（1）賃金に関して1歳刻みのデータが得られる、（2）勤続年数と経験年数が同じであることから、推定式において両者を区別する必要がない、という2点にある。また小野（1997）によれば、標準労働者、いわゆる“生え抜き”とそうでない労働者との間の賃金格差は、教育水準といった指標と比べても非常に小さいことから、分析対象を標準労働者に限定することによる推定上のバイアスも小さいと考えられる。この点についての詳細は岡村（2000）を参照のこと。

表1 標準労働者比率の安定性の検証 (OLS 推定法)

被説明変数：標準労働者数

説明変数	製造業 (生産労働者)	製造業 (管理・事務・技術労働者)		卸売・小売・飲食店業		金融・保険業	
	高卒男子	高卒男子	大卒男子	高卒男子	大卒男子	高卒男子	大卒男子
定数項	0.041 (0.05)	1.101* (2.5)	2.557** (6.7)	3.647** (6.5)	1.619** (5.3)	0.564 (1.6)	0.919** (4.0)
一般労働者数*	0.003 (0.2)	0.001 (0.1)	-0.0004 (0.1)	-0.006 (0.7)	0.003 (0.6)	0.001 (0.1)	0.001 (0.3)
1989年ダミー	0.006 (0.4)	0.003 (0.3)	0.001 (0.2)	-0.001 (0.1)	0.007 (1.4)	-0.008 (0.6)	0.0002 (0.04)
一般労働者数*	0.011 (0.9)	0.006 (0.5)	0.003 (0.4)	0.001 (0.1)	0.005 (1.0)	-0.011 (0.8)	0.002 (0.5)
1991年ダミー	0.011 (0.9)	0.003 (0.3)	0.0002 (0.03)	-0.002 (0.2)	0.005 (1.0)	-0.011 (0.9)	0.004 (0.9)
一般労働者数*	0.015 (1.2)	0.005 (0.5)	0.005 (0.7)	-0.007 (0.7)	0.004 (0.7)	-0.007 (0.6)	0.005 (1.3)
1993年ダミー	0.021 (1.6)	0.01 (1.0)	0.004 (0.7)	-0.011 (1.1)	0.001 (0.2)	-0.01 (0.7)	0.006 (1.4)
一般労働者数*	0.021 (1.6)	0.01 (0.9)	0.005 (0.9)	-0.012 (1.3)	0.004 (0.7)	-0.01 (0.7)	0.006 (1.6)
1995年ダミー	-0.006** (21.0)	-0.002** (5.5)	-0.002** (13.9)	-0.003** (12.9)	-0.003** (19.4)	0.0004 (0.8)	-0.002** (13.0)
一般労働者数*年齢	1.066** (12.0)	0.842** (14.6)	0.748** (18.9)	0.596** (10.0)	0.875** (29.5)	0.835** (13.9)	0.913** (38.0)
一般労働者数							
R ²	0.920	0.862	0.930	0.796	0.978	0.951	0.985
サンプル数	64	64	56	64	56	64	56

*R²は決定係数を表す。

また()内はt-値の絶対値を表し,**,*は帰無仮説がそれぞれ1%水準,5%水準で棄却されることを表す。

る。以下ではまず学歴間におけるコーホート・サイズ効果の違いが産業間でどのように異なるのかを見るために、製造業(管理・事務・技術労働者)、卸売・小売・飲食店業、金融保険業の高卒男子、大卒男子についてコーホート・サイズ効果の検証を試みた⁴。またさらに職種間(ブルーカラー労働者、ホワイトカラー労働者)における違いを見るために、サンプルを高卒男子の製造業ブルー

⁴ 製造業(生産労働者)においては大卒男子のデータが存在しない為、ここでは分析対象から除いている。

表2 標準労働者比率の安定性の検証 (OLS 推定法)

被説明変数：標準労働者数

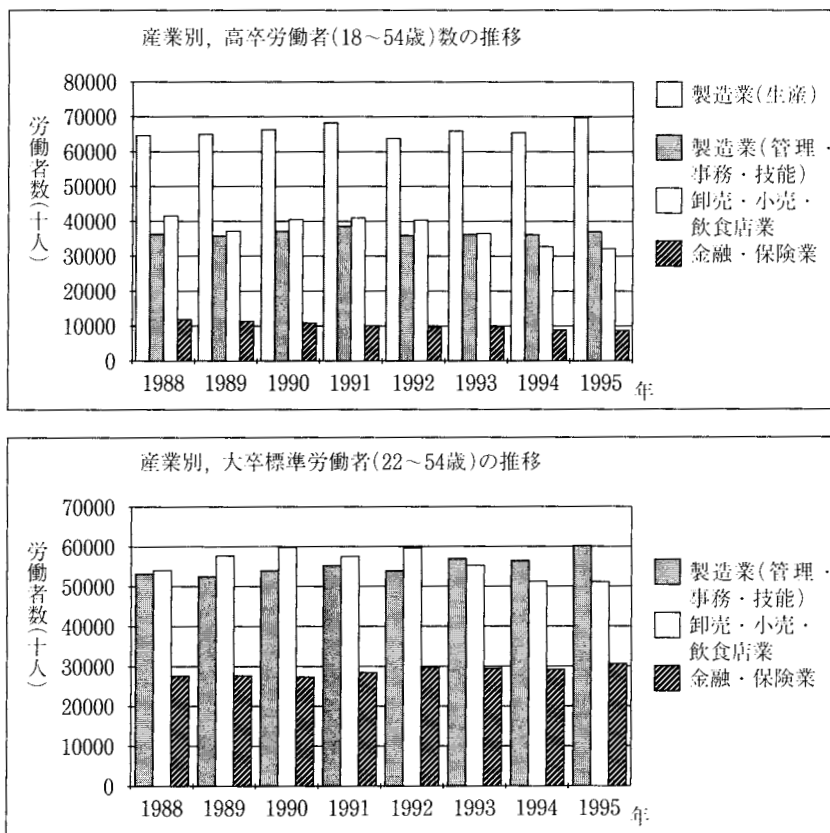
説明変数	製造業 (生産労働者)		製造業 (管理・事務・技術労働者)		卸売・小売・飲食店業		金融・保険業	
	高卒男子	高卒男子	大卒男子	高卒男子	大卒男子	高卒男子	大卒男子	
定数項	0.183 (0.2)	1.109* (2.5)	2.588** (6.8)	3.562** (6.3)	1.633** (5.4)	0.51 (1.5)	0.943** (4.2)	
一般労働者数*年齢	0.0001 (0.3)	0.0001 (0.3)	0.00001 (0.03)	-0.0001 (0.5)	0.0001 (0.6)	0.00004 (0.1)	0.00004 (0.4)	
*1989年ダミー	0.0002 (0.6)	0.0001 (0.4)	0.0001 (0.4)	-0.0004 (0.1)	0.0002 (1.6)	-0.0001 (0.4)	0.00001 (0.1)	
一般労働者数*年齢	0.0004 (1.3)	0.0002 (0.8)	0.0001 (0.6)	0.0001 (0.2)	0.0002 (1.2)	-0.0002 (0.6)	0.0001 (0.7)	
*1991年ダミー	0.0005 (1.3)	0.0001 (0.5)	0.00004 (0.3)	0.00004 (0.1)	0.0002 (1.3)	-0.0002 (0.5)	0.0001 (1.3)	
一般労働者数*年齢	0.0006 (1.7)	0.0002 (0.8)	0.0002 (1.1)	-0.0001 (0.3)	0.0002 (1.1)	-0.0001 (0.3)	0.0002 (1.6)	
1993年ダミー	0.0008 (2.3)	0.0004 (1.5)	0.0002 (1.0)	-0.0001 (0.5)	0.00004 (0.3)	-0.0001 (0.3)	0.0002 (1.8)	
一般労働者数*年齢	0.0008* (2.3)	0.0004 (1.5)	0.0002 (1.2)	-0.0001 (0.5)	0.0001 (1.0)	-0.0001 (0.2)	0.0002 (1.9)	
*1995年ダミー	-0.007** (18.1)	-0.002** (5.5)	-0.002** (12.2)	-0.003** (9.8)	-0.003** (17.3)	0.0004 (0.7)	-0.002** (12.4)	
一般労働者数	1.064** (12.6)	0.846** (15.1)	0.747** (19.3)	0.600** (9.9)	0.878** (30.3)	0.837** (13.8)	0.914** (39.3)	
R ²	0.927	0.867	0.932	0.788	0.978	0.950	0.985	
サンプル数	64	64	56	64	56	64	56	

※表の見方は表1と同じ。

カラー（生産労働者）、製造業ホワイトカラー（管理・事務・技術労働者）に限って同様の分析を試みた。

分析に先立って産業別労働者数の推移をみたのが図1である。ここで注意すべき点は金融・保険業で働いている人の割合が特に高卒男子で低いという点であり、特に金融・保険業で働く高卒男子については他の産業に比べて何らかのバイアスが働いている可能性が高い。従って以下の実証結果の解釈には、その点に注意を払う必要がある。

図1 産業別、学歴別、標準労働者数の推移



資料出所：労働省『賃金構造基本統計調査』

コーホート・サイズ効果を推定する上でまず問題となるのは、年齢別のコーホート・サイズの算出である。つまりここで年齢別に得られるデータは標準労働者についての賃金および労働者数のみであり、転職者を含む年齢別一般労働者数⁵を別途計算する必要がある。そこで本稿でも、岡村(2000)と同様、各年齢層において一般労働者数と標準労働者数の分布が観測期間内で一定である

⁵ ここでいう一般労働者とは『賃金構造基本統計調査』の定義に従っており、“一般的な所定労働時間が適用されている労働者”のことを指す。従って、パートタイム労働者は含まれない。

かどうかのテストを行った。というのも、もし年齢階級ごとの標準労働者と一般労働者の比が各年で変化しないとすれば、コーホート・サイズの変数として一般労働者数の代わりに標準労働者数を用いても結果に違いは生じないからである。具体的には、全体のコーホート・サイズが標準労働者の賃金に及ぼす効果は、

$$\frac{\partial \ln \text{標準労働者の賃金}}{\partial \ln \text{標準労働者の労働者数}} * \frac{\partial \ln \text{標準労働者の労働者数}}{\partial \ln \text{一般労働者の労働者数}} \quad (10)$$

と書ける。上式の第一項は標準労働者数の年齢間分布の変化による賃金構造の変化を表している。もし一般労働者数の年齢間分布も同様に変化するとすれば、上式の第二項は調査年を通じて一定となることから、分析上、第二項は無視してよいことになる。

そこでここではまず、以下の式を産業、学歴別に推計し、係数 a_1 および a_2 が調査年に依存するかどうかをダミー変数を用いて検定した。因みに推定法はOLS法 (Method of Ordinary Least Squares) を用いている。

$$\ln \text{NORMAL}_{jk} = a_0 + a_1 * \ln \text{TOTAL}_{jk} + a_2 * \text{AGE}_{jk} * \ln \text{TOTAL}_{jk} + u_{jk} \quad (11)$$

NORMAL_{jk} : 調査年, 年齢階層別標準労働者数

TOTAL_{jk} : 調査年, 年齢階層別一般労働者数

AGE_{jk} : 各年齢階層の中央値

u_{jk} : 攪乱項

(ただし, j は年齢階層グループ, k は調査年を表す)。その結果, 全ての産業の大卒男子, 高卒男子について, 1988年から1995年の間で有意 (1%水準) な分布の変化はみられないという結果を得たことから, ここでは各コーホートの標準労働者数をコーホート・サイズ変数を表す変数として分析を行う。

推定で用いるコーホート・サイズを表す変数としては, 年齢別標準労働者数 (COHORTS) を, それぞれ各年の労働者総数 (NUMBER) でデフレートし, 対数化したものを用いた。数式で表すと以下の通りである。

$$\text{COHORT}_{ijk} = \ln \left(\frac{\text{COHORTS}_{ijk}}{\text{NUMBER}_{ik}} \right) \quad (12)$$

ここでも先のケースと同様、 j はコーホート・グループ、 k は調査年を表し、また i は高卒男子、大卒男子のいずれかを表す。ここでは上記の $COHORT_{ijk}$ を産業別に計算して、産業ごとのコーホート・サイズとした。

被説明変数は、所定内給与額を消費者物価指数で割って対数をとったものを用い、説明変数として経験年数およびその2乗、さらに賃金構造における景気変動および趨勢的なトレンドの効果をコントロールする為に、男子の失業率およびタイム・トレンドを用いた。

以下では、まずコーホート・サイズ効果における産業間比較を行う。またさらに製造業における職種別データを用いて製造業ブルーカラー、製造業ホワイトカラーにおける同様の比較を行う。

3. 2 男子におけるコーホート・サイズ効果 — 産業間比較 —

本稿でも、岡村（2000）と同様に Welch（1979）、Berger（1985）双方の方法に基づいてコーホート・サイズ効果の検証を行う。キャリア段階モデルによれば、入職時の労働者は熟練労働者との代替性が最も小さいことから、コーホート・サイズ効果も顕著に表れる。しかしながら経験年数に沿った技能の修得を通じて熟練労働者との代替性は高まり、コーホート・サイズ効果も次第に減少していく。この点を考慮する為に、ここでも Welch（1979）、岡村（2000）と同様、まず以下のようなスプライン関数を用いた推定を試みる。

$$SPLINE = \left(1 - \frac{EXPER}{LEARNER} \right) * D \quad (13)$$

$EXPER$: 経験年数（年齢－学校教育年数－6）

$LEARNER$: 熟練労働者になる為の必要経験年数

D : 経験年数 $EXPER$ が必要経験年数 $LEARNER$ を下回る時に1の値をとり、それ以外は0となるダミー変数

推定式は以下の通りである（以下、この定式化を Welch（1979）モデルと呼ぶ）。

$$\ln EARN = \alpha_0 + \alpha_1 * EXPER + \alpha_2 * EXPER^2$$

$$\begin{aligned}
 & + \alpha_3 * COHORT + \alpha_4 * COHORT * SPLINE \\
 & + \alpha_5 * UNEMP + \alpha_6 * TIME + u
 \end{aligned}
 \tag{14}$$

EARN : 実質所定内給与

EXPER : 経験年数 (年齢 - 学校教育年数 - 6)

COHORT : コーホート・サイズ

UNEMP : 失業率

TIME : タイムトレンド (1988 - 1995年)

u : 攪乱項

熟練労働者になる為の必要経験年数 *LEARNER* の値は岡村 (2000) と同様、OLS 推定法において決定係数および対数尤度が最も高くなるケースを採用した。その結果、製造業 (管理・事務・技術労働者) の高卒男子 4, 大卒男子 8, 卸売・小売・飲食店業の高卒男子 16, 大卒男子 13, 金融・保険業の高卒男子 13, 大卒男子 17 という数値が得られた。それぞれの値について (14) 式を推計した結果が表 3 に記されている⁶。

結果を見ると、コーホート・サイズの項が全てのケースで有意でない一方、コーホート・サイズとスプライン項との交差項は殆どのケースで有意でマイナスの値を示している。この結果から判断する限り、コーホート・サイズ効果は経験年数の少ない未熟練期のみにおいて発生していることが分かる。また係数の値を比較すると、マイナスの大きさは教育水準が高いほど大きくなっており、また金融・保険業、卸売・小売・飲食店業、製造業 (管理・事務・技術労働者) の順で大きくなっている。

⁶ OLS 推定を行う際、誤差項の分散均一性および正規性のテストとして White テスト、(年齢、タイム・トレンドについての) Breusch and Pagan テスト、および Jarque and Bera テストを行った。その結果、殆どのケースで分散均一性が棄却されたことから、表には White (1980) のロバスト推定法 (Robust Regression) による結果を載せている。因みに金融・保険業の高卒男子において誤差項の正規性が棄却されたことから、中位推定法 (Median Regression) による推定も試みたところ、結果は殆ど変わらなかった。上記のテストの詳細については、White (1980)、Breusch and Pagan (1979)、Jarque and Bera (1987) や Davidson and Mackinnon (1993) を参照のこと。また中位推定法については Buchinsky (1998) を参照されたい。

表3 産業別データによるコーホート・サイズ効果の検証 (Welch(1979)モデル)

推定期間: 1988-1995年

被説明変数: 実質所定内給与

説明変数	製造業 (管理・事務・技術労働者)		卸売・小売・飲食店業		金融・保険業	
	高卒男子	大卒男子	高卒男子	大卒男子	高卒男子	大卒男子
経験年数の2乗	0.053** (80.7)	0.061** (53.0)	0.061** (20.7)	0.069** (21.4)	0.063** (20.3)	0.105** (34.7)
	-0.0005** (27.7)	-0.001** (20.3)	-0.0006** (10.7)	-0.0008** (10.4)	-0.0007** (11.3)	-0.002** (30.8)
コーホート・サイズ	0.001 (0.3)	0.002 (0.3)	0.012 (1.6)	-0.007 (0.8)	0.036** (4.8)	-0.001 (0.1)
スプライン項との交差項	-0.011** (5.3)	-0.026** (9.2)	-0.029** (3.7)	-0.044** (5.2)	0.022** (3.5)	-0.083** (8.1)
男子失業率	-0.011* (2.6)	-0.017** (3.7)	-0.032** (4.2)	-0.017** (2.7)	0.007 (1.0)	0.0001 (0.01)
タイム・トレンド	0.008** (10.1)	0.009** (10.5)	0.008** (6.3)	0.005** (4.7)	0.004** (3.3)	0.006** (6.0)
定数項	0.374** (15.7)	0.560** (27.1)	0.398** (8.5)	0.484** (10.3)	0.643** (10.4)	0.276** (7.1)
R ²	0.997	0.997	0.990	0.994	0.994	0.996
サンプル数	296	264	296	264	296	264
White-test	83.6**	79.0**	35.1	43.4**	65.6**	82.2**
B-P test	11.7**	18.1**	9.9**	15.0**	1.2	0.3
J-B test	0.4	3.7	1.5	1.0	46.4**	3.9

※推定結果はロバスト推定法の結果である。

R²は決定係数を表し、White-test、B-P test、J-B testはそれぞれWhiteテスト、Breusch-Paganテスト、Jarque-Beraテストの検定統計量を指す。

さらに()内はt-値の絶対値を表し、**、*は帰無仮説がそれぞれ1%水準、5%水準で棄却されることを表す。

ただBerger (1985)の指摘にあるように、上記のWelch (1979)モデルはいくつかのパラメータに関して先験的な制約を課している。そこで上記の実証結果を評価する前に、まずそのようなパラメータ制約の妥当性を検証する。本稿でもBerger (1985)、岡村 (2000)と同様、Welch (1979)モデルにおける制約の妥当性について以下のようなテストを行った。具体的には、制約を緩めた(unrestrictive)推定式を以下の(15)式のように設定し、 $\beta_1 = \beta_3 = \beta_5 =$

$\beta_8 = \beta_{11} = \beta_{13} = 0$, $\beta_7 = -LEARNER * \beta_9$ という制約の妥当性を F 検定によって検定した⁷。

$$\begin{aligned} \ln EARN = & \beta_0 + \beta_1 * D + \beta_2 * EXPER + \beta_3 * EXPER * D \\ & + \beta_4 * EXPER^2 + \beta_5 * EXPER^2 * D \\ & + \beta_6 * COHORT + \beta_7 * COHORT * D \\ & + \beta_8 * COHORT * EXPER + \beta_9 * COHORT * EXPER * D \\ & + \beta_{10} * UNEMP + \beta_{11} * UNEMP * D \\ & + \beta_{12} * TIME + \beta_{13} * TIME * D + u \end{aligned} \quad (15)$$

検定の結果、全てのケースで上記の制約は有意に（1%水準）棄却されたことから、以下では上記の制約を緩めた Berger（1985）モデルによる推定を試みる。ここでは、サンプルを未熟練労働者（ $EXPER \leq LEARNER$ ）に限定して以下の推定を行った（以下、この定式化を Berger（1985）モデルと呼ぶ）。

$$\begin{aligned} \ln EARN = & \gamma_0 + \gamma_1 * EXPER + \gamma_2 * EXPER^2 \\ & + \gamma_3 * COHORT + \gamma_4 * COHORT * EXPER \\ & + \gamma_5 * UNEMP + \gamma_6 * TIME + u \end{aligned} \quad (16)$$

ここでも先ほどと同様に、熟練労働者になる為の必要経験年を(15)式に関する OLS 推定法から求めたところ、製造業（管理・事務・技術労働者）の高卒男子15，大卒男子16，卸売・小売・飲食店業の高卒男子14，大卒男子12，金融・保険業の高卒男子9，大卒男子14という数値が得られた。

実証結果は表4の通りで、ここでも Welch（1979）モデルと同様、ロバスト推定法の結果を載せてある⁸。まず学歴間でのコーホート・サイズ効果の違い

⁷ この式は、定数項、 $EXPER$ 、 $EXPER^2$ 、 $COHORT$ 、 $COHORT * EXPER$ 、 $UNEMP$ および $TIME$ それぞれの説明変数に、先に定義した D を掛けたものをそれぞれ加えたものである。

⁸ 推定式によっては分散の均一性および正規性共に有意に棄却されないケースがあったものの、OLS 推定による結果と殆ど違いが生じなかったことから、ここでの結果は全てロバスト推定法による結果で統一した。

表4 産業別データによるコーホート・サイズ効果の検証(Berger(1985)モデル)
 推定期間：1988-1995年
 被説明変数：実質所定内給与

説明変数	製造業 (管理・事務・技術労働者)		卸売・小売・飲食店業		金融・保険業	
	高卒男子	大卒男子	高卒男子	大卒男子	高卒男子	大卒男子
経験年数	0.068** (11.6)	0.054** (18.1)	0.066** (5.8)	0.056** (6.1)	0.083** (2.8)	0.129** (15.8)
経験年数の2乗	-0.0001 (1.2)	-0.0 (0.0)	-0.001** (4.1)	-0.0005** (3.0)	0.002* (2.4)	-0.002** (20.1)
コーホート・サイズ	-0.057** (5.5)	-0.028** (5.5)	0.016 (0.9)	-0.018 (1.9)	0.017 (0.6)	-0.060** (6.3)
経験年数との交差項	0.005** (4.5)	0.002** (2.7)	0.002 (0.7)	0.001 (0.5)	0.006 (1.1)	0.009** (4.1)
男子失業率	-0.024** (5.5)	-0.023** (6.8)	-0.027** (3.2)	-0.025** (4.1)	0.015 (0.9)	-0.005 (0.8)
タイム・トレンド	0.014** (17.4)	0.016** (26.9)	0.018** (16.0)	0.015** (13.5)	0.013** (4.1)	0.014** (12.8)
定数項	0.139** (2.7)	0.535** (24.5)	0.478** (6.7)	0.588** (15.0)	0.393* (2.6)	0.315** (8.8)
R ²	0.995	0.998	0.984	0.992	0.960	0.997
サンプル数	128	136	120	104	80	120
White-test	27.7	43.6**	23.6	18.4	28.9	27.3
B-Ptest	0.4	1.3	1.5	2.4	5.8	1.0
J-Btest	4.0	3.2	6.0*	7.8*	16.8	2.8

※見方は表3と同じ。

を産業別に見ると、製造業ホワイトカラーでは高卒男子におけるコーホート・サイズ効果が大卒男子における効果を上回っており、さらに技能形成を通じてコーホート・サイズ効果が縮小していくスピードも高卒男子でより大きくなっていることが分かる。一方、卸売・小売・飲食店業では、有意水準は低いものの(10%水準で有意)大卒男子のみに負のコーホート・サイズ効果が生じていることが分かる。金融・保険業でも卸売・小売・飲食店業と同様、大卒男子のみに有意なコーホート・サイズ効果が生じていることが分かる。全てのケースで負のコーホート・サイズ効果がみられる大卒男子について、コーホート・サ

イズ効果を産業間で比較したところ、金融・保険業、製造業ホワイトカラー、卸売・小売・飲食店業の順でコーホート・サイズ効果が大きく、同時に技能形成と共に調整されていくスピードも速いことが分かる。岡村（2000）の実証結果によれば、有意なコーホート・サイズ効果は大卒男子のみに生じており、しかもその効果は経験を通じても解消されないことが示されている。しかしながらここでの結果をみると、製造業ホワイトカラーでは大卒男子、高卒男子いずれに関しても有意なコーホート・サイズ効果が生じており、しかもその効果は技能形成を通じて解消されることが分かる。また金融・保険業については大卒男子のみに有意なコーホート・サイズ効果が生じているものの、製造業ホワイトカラーのケースと同様、その効果は技能形成と共に解消されていく。岡村（2000）の結果に最も近いのは卸売・小売・飲食店業であり、このことから判断すると岡村（2000）の結果は卸売・小売・飲食店業における効果を反映したものと考えられる。

では上記の実証結果は、理論モデルに則してどのように解釈できるだろうか。ここでコーホート・サイズ効果を規定する要因として“熟練労働と未熟練労働との代替性”に注目すると、先に見たように上記のようなコーホート・サイズ効果の違いについては二種類の解釈が可能となる。再述すると、まずは挙げられるのは熟練労働と未熟練労働における技能の差による解釈である。この解釈によれば両者の技能の差が大きいほどキャリアの過程で経験しなければならない仕事の量も多く、未熟練労働者と熟練労働者との代替性が小さくなることから、その結果、コーホート・サイズ効果はより大きくなる。もう一つの解釈は、未熟練労働から熟練労働に移っていくキャリアの過程で経験する仕事相互の関連性の度合いである。この解釈に従えば、直面するキャリアにおいて仕事間の関連性が高いほど未熟練労働と熟練労働との代替性は高くなり、その結果、コーホート・サイズ効果は小さくなる。例えば高卒男子におけるコーホート・サイズ効果が大卒男子における効果を上回っているようなケースでは、以下の二通りの解釈が可能となる。一つ目の解釈は高卒男子のほうが多くの職場訓練を受けている結果、高卒男子における熟練労働と未熟練労働との差が大きくなっ

ているというものであり、二つ目の解釈は大卒男子の方がより関連性の高い仕事を経験しながらキャリアを積んでいる結果、未熟練労働と熟練労働との代替性が高くなっているというものである。このように“熟練労働と未熟練労働との代替性”について二種類の解釈が可能となる場合には、両者を識別する別の指標が必要となる。ここでは二種類の解釈の妥当性を判断する指標として、賃金における経験年数プレミアムを取り上げた（(16)式の γ_1 、 γ_2 に該当）。具体的には、ここで経験年数プレミアムを仕事経験の幅を表す指標とみなし、その値が大きいほどキャリアの過程での経験の幅が大きいとみなした。つまり先の例でもし経験年数プレミアムが高卒男子でより大きければ、高卒男子の方がより多くの訓練を受けている結果コーホート・サイズ効果がより大きくなっている、という解釈が採択されることになる。

そこで経験年数プレミアムという指標を用いて、表4の解釈を試みると以下のようになる。まず製造業ホワイトカラーの場合、高卒男子においてより大きなコーホート・サイズ効果が観察され、しかも経験年数プレミアムも大卒男子を上回っていることから、この場合、高卒男子においてより多くの職場訓練が施されていることがコーホート・サイズ効果の違いをもたらしている要因であるといえよう。また卸売・小売・飲食店業については大卒男子においてより大きなコーホート・サイズ効果が観察される一方、経験年数プレミアムは高卒男子が大卒男子を上回っている。この結果をそのまま解釈すると、卸売・小売・飲食店業では高卒男子の方がより多くの職場訓練を施され、しかもその訓練は大卒に比べてより関連性の深い仕事を経験しながら行われていることになる。この結果は、卸売・小売・飲食店業において、大卒男子における内部労働市場の重要性が相対的に低いことを意味するのだろうか。この点についての解釈はさらなる研究に委ねたい。さらに金融・保険業の結果をみると、大卒男子においてより大きなコーホート・サイズ効果が観察され、経験年数プレミアムも高卒男子を大きく上回っている。この結果から、金融・保険業の大卒男子は高卒男子に比べてより多くの職場訓練を施されている結果、コーホート・サイズ効果がより大きく生じていると解釈できよう。

また産業別でのコーホート・サイズ効果の違いを大卒男子についてみると、金融・保険業において、コーホート・サイズ効果、経験年数プレミアムが他の産業を大きく上回っていることから、金融・保険業の大卒男子は他の産業の労働者に比べてより多くの職場訓練を施されていることが推察される。また製造業ホワイトカラーと卸売・小売・飲食店業を比べると、製造業ホワイトカラーでより大きなコーホート・サイズ効果が観察される一方で経験年数プレミアムに大きな違いはない。この結果については、両産業で同じ程度の職場訓練が施されるものの、卸売・小売・飲食店業における訓練の方がより関連の深い仕事を経験しながら行われていると解釈できる。

3. 3 男子におけるコーホート・サイズ効果 — 職種間比較 —

前節では、「同一コーホートに属する労働者間の代替性」および「熟練労働と未熟練労働の代替性」という要因が産業間で異なるという想定の下で産業別にコーホート・サイズ効果の分析を試みた。この節では、上記のような代替性における違いをもたらす別の要因として職種（ブルーカラー、ホワイトカラー）を取り上げ、職種間におけるコーホート・サイズ効果を検証する。具体的に取り上げるのは、製造業ホワイトカラー（管理・事務・技術労働者）と製造業ブルーカラー（生産労働者）であり、データ上の制約から対象を高卒男子に限って分析を行う。

分析の方法はこれまでと全く同じである。まず製造業ホワイトカラー、ブルーカラー双方について観測期間内（1988-1995年）における標準労働者と一般労働者の分布の相違を検証したところ、製造業ブルーカラーについて94年、95年での有意（5%水準）な相違が観察されたことから、ここでは期間を1988-1993年に限定して分析を行った。

Welch（1979）モデルによる実証結果は表5に示してある。この結果によると、製造業ホワイトカラーよりもブルーカラーにおいてより大きなコーホート・サイズ効果が生じていることが分かる。しかしながら係数制約に関するテストでWelch（1979）モデルの定式化が有意（1%水準）に棄却されたことから、ここでもBerger（1985）モデルによる分析を行った。Berger（1985）による結

表5 製造業の職種別データによるコーホート・
サイズ効果の検証 (Welch(1979)モデル)

推定期間：1988-1993年

被説明変数：実質所定内給与

説明変数	製造業 (生産労働者)	製造業 (管理・事務・ 技術労働者)
	高卒男子	高卒男子
経験年数	0.053** (61.7)	0.053** (62.8)
経験年数の2乗	-0.0007** (29.4)	-0.0004** (21.0)
コーホート・サイズ	-0.018** (4.2)	0.008 (1.6)
スプライン項との交差項	-0.038** (5.6)	-0.009** (3.8)
男子失業率	-0.007 (1.1)	-0.013 (1.6)
タイム・トレンド	0.100** (14.1)	0.008** (8.5)
定数項	0.325** (18.3)	0.408** (13.3)
R2	0.997	0.997
サンプル数	222	222
White-test	58.8**	64.6**
B-Ptest	16.2**	7.6*
J-Btest	122.6**	0.3

※見方は表3と同じ。

果は表6の通りで、ここではWelch(1979)モデルの場合とは逆に製造業ホワイト・カラーにおいてより大きなコーホート・サイズ効果が生じていることが分かる。しかも経験の幅の代理変数とみなした経験年数プレミアムもホワイトカラーにおいてより大きくなっていることから、上記のコーホート・サイズ効果の違いは製造業ホワイトカラーにおいてより多くの職場訓練が施されている結果生じていると考えられる。

表6 製造業の職種別データによるコーホート・
サイズ効果の検証(Berger(1985)モデル)

推定期間：1988-1993年

被説明変数：実質所定内給与

説明変数	製造業 (生産労働者)	製造業 (管理・事務・ 技術労働者)
	高卒男子	高卒男子
経験年数	0.038** (7.7)	0.058** (6.7)
経験年数の2乗	-0.0003 (1.8)	0.0002* (2.1)
コーホート・サイズ	0.005 (0.3)	-0.049** (4.6)
経験年数との交差項	-0.001 (0.8)	0.003** (2.0)
男子失業率	-0.014** (4.1)	-0.025** (5.6)
タイム・トレンド	0.014** (19.3)	0.014** (17.5)
定数項	0.430** (9.3)	0.181** (3.4)
R ²	0.997	0.994
サンプル数	112	112
White-test	51.4**	24.3
B-Ptest	1.1	4.7
J-Btest	2.1	2.6

※見方は表3と同じ。

4 結 び

岡村(2000)はWelch(1979)のキャリア段階モデルを用いて日本におけるコーホート・サイズ効果の検証を行っているが、そこでは(1)異なる産業に属していても、同じコーホートに属する労働者は全て完全代替であるという点、および(2)“熟練労働と未熟練労働の代替性”という技術的要因が全ての産業で等しい、という点が暗黙のうちに想定されていた。そこで本稿では上記の点

に考慮して、新たに産業別データを用いて同様の分析を試みた。分析結果をまとめると、まずいえるのは産業によってコーホート・サイズ効果の性質が異なるという点である。まず岡村（2000）における全産業データを用いた実証結果によれば、有意なコーホート・サイズ効果は大卒男子のみに観察され、しかもその効果は勤続を通じても解消されないことが示されている。しかしながら本稿の分析結果によれば、上記の岡村（2000）と同様の実証結果は卸売・小売・飲食店業のみにみられることが分かった。他の産業、例えば製造業ホワイトカラーでは大卒男子と同様、高卒男子においても有意なコーホート・サイズ効果が観察され、また製造業ホワイトカラー、金融・保険業いずれのケースでも大卒男子におけるコーホート・サイズ効果は勤続と共に有意に解消されていくことが示された。

また同じ製造業の中でブルーカラー、ホワイトカラーそれぞれについてコーホート・サイズ効果を検証したところ、ホワイトカラーのみに有意なコーホート・サイズ効果が観察された。

本稿ではコーホート・サイズ効果に影響を及ぼす要因として“熟練労働と未熟練労働の代替性”に注目し、そのような代替性における違いをもたらす要因として二種類の仮説を提示している。一つは熟練労働者と未熟練労働者との技能の差であり、それは未熟練労働者から熟練労働者へと移行する職場訓練の過程で経験する、仕事経験の幅の違いとして表れてくる。もう一つはキャリアの連続性であり、それは未熟練労働者から熟練労働者へと移行する職場訓練の過程で経験する、仕事相互の関連性の違いとして表れる。ここでは両者の解釈いずれが妥当性なのかを識別するために、職場訓練量の代理指標として経験年数プレミアムを取り上げ、コーホート・サイズ効果における学歴間、産業間、職種間格差の解釈を試みた。そこで本稿の実証結果および結果の解釈をまとめると以下ようになる。

- ・製造業ホワイトカラーにおいて、高卒男子においてより大きなコーホート・サイズ効果が観察され、しかも経験年数プレミアムも大卒男子を上回って

いることから、この場合、高卒男子においてより多くの職場訓練が施されていることがコーホート・サイズ効果の違いをもたらしている要因であると考えられる。

- ・卸売・小売・飲食店業については大卒男子においてより大きなコーホート・サイズ効果が観察される一方、経験年数プレミアムは高卒男子が大卒男子を上回っている。この結果をそのまま解釈すると、卸売・小売・飲食店業では高卒男子の方がより多くの職場訓練を施され、しかもその訓練は大卒に比べてより関連性の深い仕事を経験しながら行われていることになる。
- ・金融・保険業の結果をみると、大卒男子においてより大きなコーホート・サイズ効果が観察され、経験年数プレミアムも高卒男子を大きく上回っている。この結果から、金融・保険業の大卒男子は高卒男子に比べてより多くの職場訓練を施されている結果、コーホート・サイズ効果がより大きく生じていると解釈出来る。
- ・コーホート・サイズ効果における産業間での違いを大卒男子についてみると、金融・保険業において、コーホート・サイズ効果、経験年数プレミアムが他の産業を大きく上回っていることから、金融・保険業の大卒男子は他の産業の労働者に比べてより多くの職場訓練を施されていることが推察される。
- ・製造業ホワイトカラーと卸売・小売・飲食店業を比べると、製造業ホワイトカラーでより大きなコーホート・サイズ効果が観察される一方で経験年数プレミアムに大きな違いはない。この結果については、両産業で同じ程度の職場訓練が施されるものの、卸売・小売・飲食店業における訓練の方がより関連の深い仕事を経験しながら行われていると解釈できる。
- ・製造業の中でホワイトカラー、ブルーカラーを比較すると、ホワイト・カラーにおいてより大きなコーホート・サイズ効果が生じていることが分かる。しかも経験の幅の代理変数とみなした経験年数プレミアムもホワイトカラーにおいてより大きくなっていることから、上記のコーホート・サイズ効果の違いはホワイトカラーにおいてより多くの職場訓練が施されている結果生じていると考えられる。

本稿の結果は、今後の日本経済を展望していく中でどのような意味を有しているのだろうか。まず今後、若年労働者の相対的な不足が進んでいくと予想される中で、本稿の結果はどのような展望をもたらすのだろうか。一般的に若年層におけるコーホート・サイズの減少は、賃金の上昇圧力を引き起こすと考えられる。ただし一方で、若年労働者との代替性を有する熟練労働者が同じ仕事を担当することでその効果は減少する。そこで例えばIT化の進展と同時に現在進行しつつある職業紹介事業の自由化、派遣事業の拡大といった転職環境の整備がより進み、その結果、職場訓練の過程で経験する仕事相互の関連性が小さくなっていった場合、上記のコーホート・サイズ効果はどのような影響を受けるだろうか。ここで職場訓練の過程で経験する仕事相互の関連性が小さいということは、“若年（未熟練）”労働者が“熟練”労働者によって容易に代替されないことを意味する。従ってこの場合、若年層におけるコーホート・サイズの減少による賃金の上昇圧力はより顕著に生ずると予想されよう。

また1999年の第9次雇用対策基本計画等でも議論されているように、今後、外国人労働者の受け入れを積極的に行っていく可能性が高い。その場合、どの程度の熟練度の外国人労働者を、どの産業に受け入れるのかでコーホート間での賃金分布は大きく異なっていくであろう。

上記のような問題に対し、より厳密な解答を見出していくためにも、より詳しい産業別、職種別データを用いた分析が望まれる。

参考文献

- (1) Ariga Kenn, Giorgio Brunello, and Yasushi Ohkusa (1997) “Promotions, Skill Formation, and Earnings Growth in a Corporate Hierarchy”, *Journal of the Japanese and International Economies* Vol.11, No.3 347-384.
- (2) Berger, Mark C., (1985) “The Effect of Cohort Size on Earnings Growth: A Reexamination of the Evidence”, *Journal of Political Economy* Vol.93, No.3 : 561-73.
- (3) Breusch, T.S. and A.R. Pagan, (1979) “A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation”, *Econometrica*, Vol.47 : 1287-94.
- (4) Buchinsky, M., (1998) “Recent Advances in Quantile Regression Models”, *The Journal of Human Resources* Vol.33, No.1 : 88-126.

- (5) Davidson, R. and J.G. Mackinnon, (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press.
- (6) 玄田有史 (1994) 「高学歴化, 中高年齢化と賃金構造」, 石川経夫 (編) 『日本の所得と富の分配』東京大学出版会.
- (7) 玄田有史 (1997) 「チャンスは一度 - 世代と賃金格差 -」, 『日本労働研究雑誌』 No.449 Oct 2-12.
- (8) Jarque, C.M. and A.K. Bera, (1987) "A Test for Normality of Observations and Regressions Residuals", *International Statistical Review*, Vol.55, 163-72.
- (9) 大竹文雄・猪木武徳 (1997) 「労働市場における世代効果」, 浅子和美・福田慎一・吉野直行 (編) 『現代マクロ経済分析』東京大学出版会.
- (10) 岡村和明 (2000) 「日本におけるコーホート・サイズ効果-キャリア段階モデルによる検証」, 『日本労働研究雑誌』 No.481 Aug 36-50.
- (11) 小野旭 (1997) 『変化する日本的雇用慣行』日本労働研究機構.
- (12) Welch, F., (1979) "Effects of Cohort Size on Earnings: The Baby Boom Babies' Financial Bust", *Journal of Political Economy*, Vol.87, No.5: s65-97.
- (13) White, H., (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 48: 817-38.