

賃金方程式の関数型について

加藤 尚史

1 はじめに

労働経済学的な分析を行ううえで、賃金とその決定要因との関係を示す賃金方程式を推定することが求められることは多い。どのような形状の回帰式を採用するかは、引き出されるインプリケーションを大きく左右することから、慎重に検討されなければならない。

しかしながら、従来の研究においては、便宜的なものが選ばれる傾向にあると思われる。当てはまりの良さや係数の符号と有意性に基づいていくつかの択一的な関数型を比較して好ましいものを選択するということも考えられるが、計量的な適正さに欠けたり検討の範囲が限定されたりするという点で問題の生じる恐れがある。ひとつの解決策としては、可能な限りフレキシブルな関数型を設定することが挙げられる。

この論文の目的は、Halvorsen and Pollakowski (1981) が提示した quadratic Box-Cox 型と呼ばれる関数型を当てはめることによって賃金方程式を推定するということを試みることにある。これは、形状の不確かなものを近似したものであると同時に、それを規定するパラメーターの値に応じていろいろな関数型をとり得るという特長を有している¹⁾。

次の節においては、quadratic Box-Cox 型の賃金方程式とその推定方法に関して述べる。第3節では、比較的豊富なデータを用いて試行的な実証分析を施した場合に得られた結果を提供する。そして、最後に、研究の内容を要約する一方で、今後の課題や留意すべき問題点に触れることにする。

2: 理論的枠組

賃金 W は、連続変数として測定される m 種類の要因 Z_1, \dots, Z_m によって決まると捉える。このとき、変換パラメーターを s および t と表記すれば、

$$W^{(s)} = \begin{cases} \frac{W^s - 1}{s} & (s \neq 0 \text{ のとき}) \\ \ln W & (s = 0 \text{ のとき}) \end{cases}$$

$$Z_i^{(t)} = \begin{cases} \frac{Z_i^t - 1}{t} & (t \neq 0 \text{ のとき}) \\ \ln Z_i & (t = 0 \text{ のとき}) \end{cases}$$

で表わされる Box-Cox 変換を W や Z_i に加えることで²⁾,

$$W^{(s)} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i Z_i^{(t)} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \beta_{ij} Z_i^{(t)} Z_j^{(t)}$$

という quadratic Box-Cox 型の賃金方程式を設けることができる。

これは、任意の関数

$$W^{(s)} = F(Z_1^{(t)}, \dots, Z_m^{(t)})$$

を Maclaurin 展開して 2 次近似したものである。それゆえ、 $F(0, \dots, 0)$ や $\partial F(0, \dots, 0) / \partial Z_i^{(t)}$, $\partial^2 F(0, \dots, 0) / \partial Z_j^{(t)} \partial Z_i^{(t)}$ は、 α_0 や α_i , β_{ij} の形で計測されることになる。Young の定理に基づけば、 $\beta_{ij} = \beta_{ji}$ となる。こうした関係は、特に係数の識別を可能にするという意味で重要である。

また、表 2 から明らかのように、一般に関心がよせられる関数型を特殊なケースとして含んだものになっている。対象とする決定因に応じて変換パラメーターを区別して $t_i \neq t_j$ とすると、より包括的な型となるが、 $t_i = t_j = t$ といった制約を置くことは、フレキシブルな関数型を考える場合には通常なされるため、問題視する必要はないと思われる。

サンプル番号と誤差項を $k (\in \{1, \dots, n\})$ と ε で示せば、推定すべき式は

$$W_k^{(s)} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i Z_{ik}^{(t)} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \beta_{ij} Z_{ik}^{(t)} Z_{jk}^{(t)} + \varepsilon_k \quad (2-1)$$

になる。誤差項は、平均がゼロで分散が一定となる正規分布に従うと仮定す

表2 内包される主な関数型

課せられる制約		導出される関数型
s	t	その他
0	0	translog 型 : $\ln W = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln Z_i$ $+ \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln Z_i \ln Z_j$
0	0	すべての i と j について $\beta_{ij} = 0$
0	1	semilog 型 : $\ln W = (\alpha_0 - \sum_i \alpha_i) + \sum_i \alpha_i Z_i$
1	0	すべての i と j について $\beta_{ij} = 0$
1	1/2	inverse semilog 型 : $W = (1 + \alpha_0) + \sum_i \alpha_i \ln Z_i$ 非同次の generalized Leontief 型 : $W = \left[1 + \alpha_0 - 2 \sum_i (\alpha_i - \sum_j \beta_{ij}) \right]$ $+ 2 \sum_i (\alpha_i - 2 \sum_j \beta_{ij}) Z_i^{1/2} + 2 \sum_i \sum_j \beta_{ij} Z_i^{1/2} Z_j^{1/2}$
1	1/2	$1 + \alpha_0 - 2 \sum_i (\alpha_i - \sum_j \beta_{ij}) = 0$, $\alpha_i - 2 \sum_j \beta_{ij} = 0$ あるいは $\alpha_i = 2 \sum_j \beta_{ij}$, $\sum_i \alpha_i = 1 + \alpha_0$
1	1/2	$i \neq j$ について $\beta_{ij} = 0$ で $\alpha_i - 2 \sum_j \beta_{ij} = 0$
1	1	quadratic 型 : $W = \left[1 + \alpha_0 - \sum_i (\alpha_i - \frac{1}{2} \sum_j \beta_{ij}) \right]$ $+ \sum_i (\alpha_i - \sum_j \beta_{ij}) z_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} z_i z_j$
1	1	すべての i と j について $\beta_{ij} = 0$
2	1	generalized square root quadratic 型 : $W = \left\{ \left[1 + 2\alpha_0 - \sum_i (2\alpha_i - \sum_j \beta_{ij}) \right] + 2 \sum_i (\alpha_i - \sum_j \beta_{ij}) Z_i \right.$ $\left. + \sum_i \sum_j \beta_{ij} Z_i Z_j \right\}^{1/2}$
2	1	$1 + 2\alpha_0 - \sum_i (2\alpha_i - \sum_j \beta_{ij}) = 0$, $\alpha_i - \sum_j \beta_{ij} = 0$ あるいは $\alpha_i = \sum_j \beta_{ij}$, $\sum_i \alpha_i = 1 + 2\alpha_0$
		square root quadratic 型 : $W = \left(\sum_i \sum_j \beta_{ij} Z_i Z_j \right)^{1/2}$

る。

s と t の値を特定するとすると、確率密度関数において W_k と $W_k^{(s)}$ の間
 に

$$f(W_k) = f(W_k^{(s)}) \cdot W_k^{s-1}$$

という関係が成立することから、 W_1, \dots, W_n に関する対数尤度関数を

$$l(s, t) = -\frac{1}{2} n \ln \sigma^2(s, t) + (s-1) \sum_{k=1}^n \ln W_k - \frac{1}{2} n \ln 2\pi - \frac{\sum_{k=1}^n \left[W_k^{(s)} - \alpha_0 - \sum_{i=1}^m \alpha_i Z_{ik}^{(t)} - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \beta_{ij} Z_{ik}^{(t)} Z_{jk}^{(t)} \right]^2}{2\sigma^2(s, t)}$$

と書くことができるので、最大対数尤度 (maximized log likelihood) は

$$l_{\max}(s, t) = -\frac{1}{2} n \ln \sigma^2(s, t) + (s-1) \sum_{k=1}^n \ln W_k - \frac{1}{2} n(1 + \ln 2\pi) \quad (2-2)$$

で与えられる。さらに、(2-1) に対しては通常の最小2乗法を適用することが可能になる一方、算出される残差平方和を利用すれば、 $\sigma^2(s, t)$ は

$$\frac{\sum_{k=1}^n \varepsilon_k^2}{n}$$

によって計算される。そこで、関心の持たれる関数型がすべて採り上げられるように配慮しつつ択一的な値を s や t に当てたうえで、(2-2) が最も大きくなるケースを選択するということが考えられる。

パラメーターに制約を課さない場合に導き出される最大対数尤度と課したときに得られるものとの差を2倍した値は、制約の数を自由度とする χ^2 分布に従うために、有意となれば、制約は成り立つという帰無仮説を棄却することができる。translog型、非同次のgeneralized Leontief型あるいはquadratic型、generalized square root quadratic型については、 s や t が制約を受けることになるので、上に述べたような推定法に基づいて選ばれる最大対数尤度とこれらの関数型を特定した場合に算定される最大対数尤度を比べることによって、採用し得るか否かが判断される。log-linear型、semilog型、inverse semilog型および2次同次のgeneralized Leontief型、linear型、square root quadratic型に関しては、 s や t に対する制約が満たされる

ときに限って、その他の制約が成立するかどうかを検定することになる。

s と t の値として2つ以上の組み合わせが受け入れられる際には、いくつかの基準を設定することで、いづれかを選択することが可能である。まず、最大対数尤度の大きさによって選ぶということが考えられる。また、一般的に関心が払われるような関数型に範囲が狭められるとすると、理論的に望ましいものを採り上げることもできる³⁾。さらに、決定的な根拠に欠けるケースでは、分析の内容に応じて便宜的な選択を行うことが許されよう。

3 実証分析

労働省の賃金構造基本統計調査から得られた職階を除く職種別統計の個票データを整理したものを使った⁴⁾。1980年の数値である。パートタイム労働者は入っていないものの、職員に分類される人々や第3次産業就業者が若干含まれている。採用することが可能な指標の数が多いという点で、公表されている資料に代えて用いることにした。しかしながら、母集団を捉えるために、抽出率で調整することによってデータを復元するという操作を加えた。言うまでもなく、個票データを利用することは難しい。

労働市場が細分化されているということを考慮して、性（男子／女子）と企業規模（10～99人／100～999人／1000人以上）、学歴（旧小・新中卒／旧中・新高卒／高専・短大卒／旧大・新大卒）に基づいてサンプルセットを分割することを試みた。個票データにおいては、表3-1(A)に示されたような数のサンプルがそれぞれのセットに含まれていた。同表(B)は、復元データに対応するものを表わしている。復元されたデータは集計化されたものであるため、複数のサンプルに対して同一のオブザベーションに対応する場合には、同質性を仮定せざるを得ないが、そのように対処することはしばしば行われる一方、オブザベーションの数が多いということを考えれば、起こり得るバイアスをあえて問題視する必要はないと判断される。各サンプルセットのオブザベーション数は、表3-1(C)で与えられている。

変数としては、所定内給与額や所定内労働時間数、おのおのに超過労働給

表 3-1 サンプルとオブザベーション

(A) 個票データにおけるサンプル数

	旧小・新中卒	旧中・新高卒	高専・短大卒	旧大・新大卒
企業規模 10～99 人				
男子	58432	36712	1811	4264
女子	23902	19870	5334	603
企業規模 100～999 人				
男子	28656	27064	1704	4980
女子	12790	14904	2530	421
企業規模 1000 人以上				
男子	21154	23403	797	4036
女子	6897	17175	2365	434

(B) 復元データにおけるサンプル数

	旧小・新中卒	旧中・新高卒	高専・短大卒	旧大・新大卒
企業規模 10～99 人				
男子	818677	598186	31317	87150
女子	361787	357684	105989	13017
企業規模 100～999 人				
男子	521116	559980	38978	122373
女子	263763	332295	60535	12673
企業規模 1000 人以上				
男子	460597	507056	18617	100577
女子	143499	395304	58226	11783

(C) 復元データにおけるオブザベーション数

	旧小・新中卒	旧中・新高卒	高専・短大卒	旧大・新大卒
企業規模 10～99 人				
男子	399	356	194	224
女子	322	298	199	104
企業規模 100～999 人				
男子	411	340	162	190
女子	312	267	176	79
企業規模 1000 人以上				
男子	365	299	125	189
女子	261	249	153	77

与額と超過労働時間数を加えた「きまって支給する現金給与額」や総労働時間数、最終学校卒業年齢、外部経験年数、勤続年数、年齢、職種経験年数を得ることができる。超過労働時間数の申告と超過労働給与の支給は正しくなされていない恐れがあるので、きまって支給する現金給与額や総労働時間数を扱うことは避けた。最終学校卒業年齢と外部経験年数については、オリジナルデータには入っておらず、学歴や勤続年数、年齢を使って新たに計算されたものであるから、これらをサンプルセットの分割基準や説明変数に当てるとすると、採り上げることが困難になる。職種経験年数に関しては、離散的な形で測定されているとみられるため、1年未満の場合をベースに用いてダミー変数 D でコントロールすることにした。本論文では、

W : 所定内給与額 (百円/月)

Z_1 : 年齢 (歳)

Z_2 : 勤続年数 (年)

Z_3 : 所定内労働時間数 (時間/月)

D_1 : 職種経験年数が1年~3年未満は1で他は0のダミー

D_2 : 職種経験年数が3年~5年未満は1で他は0のダミー

D_3 : 職種経験年数が5年~10年未満は1で他は0のダミー

D_4 : 職種経験年数が10年以上は1で他は0のダミー

を採用した。連続変数については、対数変換することが求められるために、ゼロを観測値に有する際には、取り除くか、あるいは、一定数を足して底上げするかしなければならない。 Z_2 は、復元データの数値に0.25を加えたものを表わしている。底上げが恣意的であるときには問題が生じることになるが、労働者の採用が4月に行われるとみなせば、賃金構造基本統計調査の対象期日が原則的に6月30日現在であることから、そういった可能性はないと思われる。

賃金方程式を

$$W_k^{(s)} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i Z_{ik}^{(t)} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \beta_{ij} Z_{ik}^{(t)} Z_{jk}^{(t)}$$

$$+ \sum_{h=1}^4 \gamma_h D_{hh} + \varepsilon_k$$

と特定し、 $\{-1.0, -0.9, \dots, -0.1, 0.0, 0.1, \dots, 1.9, 2.0\}$ の中から s と t の値を選んで組み合わせることで、総じて961通りの式を考えることにした。ダミー変数に関しては、Box-Cox変換を施すことができないので、Bender et al. (1980) や Rasmussen and Zuehlke (1990) のように処理することにした。 s と t の選択範囲に負の値を付加したのは、Heckman and Polachek (1974) の実証結果を参考にしたためである。

こうした特定化は離散変数にかかわる項を含んでいる点で(2-1)と異なるが、最大対数尤度が(2-2)の形で示されるということに変わりはない。したがって、各式について、通常のご最小2乗法を適用し、算出される残差平方和を使って最大対数尤度を評価したあとで、それが最も大きくなるケースを選択することになる。

推定結果は、変換パラメターの値とともに、表3-2に与えられている。ただし、便宜上、 $i=j$ のときに $\frac{1}{2}\beta_{ii} = \bar{\beta}_{ii}$ とする表記法を用いた。 s や t に関しては、多くの場合、設定した範囲の中で内点となるような値が選ばれた。 -1.0 になるケースでは、必要に応じて選択範囲を -2.0 から -3.0 へと拡大していくことも可能であるが、資源上の制約からそうすることは難しかった⁵⁾。前節で触れたような尤度比検定に基づくと、いづれのサンプルセットに対しても、log-linear型やsemilog型、quadratic型といった一連の関数型を当てはめることは、1%水準で破棄された。ほとんどすべての回帰係数がかなりのレベルにおいて有意になっていると同時に、クロスセクション分析であるにもかかわらず説明力は高い。あえて指摘すれば、サンプルまたはオブザベーションの数が少ないサンプルセットを使った際に、変換パラメターや係数の有意性、決定係数について期待にそぐわないものが見受けられる。

規模が100~999人と1000人以上の企業に属する旧小・新中卒の男子労働者の場合を例外とみなすと、関数型は利用したサンプルセットによって違ったものになっている。これは、市場の細分化に配慮することが適当であった

表 3-2 賃金方程式

(A) 企業規模 10~99 人				
男子	旧小・新中卒	旧中・新高卒	高専・短大卒	旧大・新大卒
s	0.4	-0.3	-1.0	-1.0
t	0.5	0.4	0.8	-1.0
α_0	57.0500**** (1.1900) ^{b)}	1.9812*** (0.0074)	0.9926*** (0.00006)	0.9693*** (0.0009)
α_1	7.7414*** (0.0369)	0.1534*** (0.0004)	0.0002*** (0.000002)	-0.0098*** (0.0011)
α_2	0.3719*** (0.0252)	0.0095*** (0.0003)	-0.00002*** (0.000002)	0.0144*** (0.0004)
α_3	-4.9411*** (0.0868)	0.0280*** (0.0007)	0.0001*** (0.000001)	0.0234*** (0.0011)
$\bar{\beta}_{11}$	-0.5030*** (0.0002)	-0.0075*** (0.000004)	-0.000002*** (1.7722 E-8)	0.0212*** (0.0006)
$\bar{\beta}_{22}$	0.0332*** (0.0001)	0.0003*** (0.000002)	-5.5106 E-8** (2.6220 E-8)	0.000007*** (4.4793 E-7)
$\bar{\beta}_{33}$	0.0878*** (0.0016)	-0.0001*** (0.00002)	-6.3202 E-7*** (7.3098 E-9)	0.0143*** (0.0007)
β_{12}	0.0398*** (0.0003)	0.0006*** (0.000003)	5.6868 E-8* (3.0824 E-8)	-0.0008*** (0.00003)
β_{13}	0.1095*** (0.0013)	-0.0016*** (0.00002)	-8.0534 E-7*** (1.8249 E-8)	-0.0185*** (0.0010)
β_{23}	-0.0265*** (0.0009)	-0.0007*** (0.00001)	2.4048 E-7*** (2.7527 E-8)	-0.0136*** (0.0004)
γ_1	0.9583*** (0.0050)	0.0064*** (0.00002)	0.00007*** (0.000002)	0.00009*** (0.000001)
γ_2	1.3566*** (0.0052)	0.0092*** (0.00003)	0.00007*** (0.000002)	0.0001*** (0.000001)
γ_3	1.9914*** (0.0052)	0.0132*** (0.00003)	0.0001*** (0.000002)	0.0002*** (0.000001)
γ_4	3.3710*** (0.0053)	0.0213*** (0.00003)	0.0002*** (0.000002)	0.0003*** (0.000001)
R^2	0.9552	0.9741	0.8266	0.8717
\bar{R}^2	0.9552	0.9741	0.8266	0.8717
$F^{c)}$	999999.990	999999.990	11481.775	45551.120

a) ***, **, * は、両側 t 検定において 1%, 5%, 10% の水準で有意であることを表わしている。

b) () 内の数値は標準誤差である。

c) F 値は、すべての推定式について 1% 水準で有意となっている。

女子	旧小・新中卒	旧中・新高卒	高専・短大卒	旧大・新大卒
s	-0.9	-0.9	-1.0	-1.0
t	0.6	0.8	-0.6	-0.3
α_0	1.1061**** (0.0002) ^{b)}	1.1056*** (0.00006)	1.0089*** (0.0006)	0.9333*** (0.0044)
α_1	0.00005*** (0.000004)	-0.0032*** (0.003002)	-0.0375*** (0.0007)	0.0087*** (0.0016)
α_2	0.0006*** (0.000004)	0.0032*** (0.003003)	0.0106*** (0.00008)	-0.0027*** (0.0002)
α_3	0.000003 (0.00001)	0.00309*** (0.003001)	0.0096*** (0.0007)	0.0441*** (0.0024)
$\bar{\beta}_{11}$	-0.000002*** (2.8123 E-8)	3.0455 E-7*** (8.8529 E-9)	0.0084*** (0.0002)	-0.0035*** (0.0002)
$\bar{\beta}_{22}$	0.000008*** (3.4249 E-8)	0.000003*** (1.6939 E-8)	0.000001*** (3.1049 E-7)	0.000003** (0.000001)
$\bar{\beta}_{33}$	0.000001*** (1.6862 E-7)	-7.4747 E-7*** (9.0079 E-9)	-0.0037*** (0.0003)	-0.0096*** (0.0004)
β_{12}	-0.000007*** (4.6099 E-8)	-0.000002*** (1.8638 E-8)	0.00006*** (0.000006)	0.0004*** (0.00001)
β_{13}	3.2430 E-8 (1.0685 E-7)	0.000002*** (1.7925 E-8)	0.0091*** (0.0004)	0.0024*** (0.0006)
β_{23}	-0.00001*** (1.2087 E-7)	-0.000002*** (3.0869 E-8)	-0.0067*** (0.00005)	0.0007*** (0.00006)
γ_1	0.0001*** (0.000001)	0.0002*** (7.2586 E-7)	0.00008*** (9.1142 E-7)	0.0001*** (0.000004)
γ_2	0.0002*** (0.000001)	0.0003*** (8.2915 E-7)	0.0001*** (0.000001)	0.0002*** (0.000005)
γ_3	0.0003*** (0.000001)	0.0005*** (9.3705 E-7)	0.0002*** (0.000001)	0.0002*** (0.000005)
γ_4	0.0005*** (0.000001)	0.0008*** (0.000001)	0.0003*** (0.000001)	0.0003*** (0.000006)
R^2	0.7691	0.8562	0.8856	0.6854
\bar{R}^2	0.7691	0.8562	0.8855	0.6851
$F^{c)}$	92692.512	163872.878	63081.317	2179.212

a) ***や**は、両側 t 検定において1%や5%の水準で有意であることを表わしている。

b) ()内の数値は標準誤差である。

c) F 値は、すべての推定式について1%水準で有意となっている。

(B) 企業規模 100~999 人

男子	旧小・新中卒	旧中・新高卒	高専・短大卒	旧大・新大卒
s	0.7	-0.7	-1.0	-1.0
t	0.7	0.6	0.4	0.6
α_0	-588.5030**** (4.8766) ^{b)}	1.3731*** (0.0002)	0.9909*** (0.0001)	0.9957*** (0.00006)
α_1	54.5312*** (0.1355)	0.0037*** (0.000007)	0.0012*** (0.00001)	0.0004*** (0.000003)
α_2	3.7469*** (0.1251)	0.0012*** (0.000008)	0.00004*** (0.00001)	-0.0002*** (0.000003)
α_3	12.2158*** (0.1643)	0.0011*** (0.00001)	0.0004*** (0.00001)	0.00007*** (0.000003)
$\bar{\beta}_{11}$	-1.4021*** (0.0009)	-0.0001*** (8.4454 E-8)	-0.00004*** (3.3564 E-7)	-0.00001*** (5.1314 E-8)
$\bar{\beta}_{22}$	0.0072*** (0.0010)	-0.000009*** (9.8106 E-8)	-1.6632 E-7 (1.7314 E-7)	-0.000002*** (5.2003 E-8)
$\bar{\beta}_{33}$	-0.0800*** (0.0015)	-0.00001*** (1.4162 E-7)	-0.000008*** (4.2583 E-7)	-0.000001*** (3.7884 E-8)
β_{12}	0.5625*** (0.0014)	0.00003*** (1.2280 E-7)	-6.5688 E-7** (3.0574 E-7)	0.00001*** (6.7793 E-8)
β_{13}	-0.1166*** (0.0026)	-0.000009*** (2.0203 E-7)	-0.00002*** (7.7742 E-7)	5.9023 E-7*** (7.6001 E-8)
β_{23}	-0.2155*** (0.0024)	-0.000004*** (2.4114 E-7)	-0.000002*** (5.9192 E-7)	-4.5791 E-8 (7.0232 E-8)
γ_1	5.4619*** (0.0734)	0.00001*** (0.000002)	0.00003*** (0.000001)	0.00009*** (6.2858 E-7)
γ_2	5.8027*** (0.0776)	0.00006*** (0.000002)	0.00004*** (0.000002)	0.0002*** (8.3106 E-7)
γ_3	8.1119*** (0.0743)	0.0001*** (0.000002)	0.00003*** (0.000002)	0.0002*** (9.7501 E-7)
γ_4	17.6849*** (0.0784)	0.0003*** (0.000003)	0.00006*** (0.000002)	0.0003*** (0.000001)
R^2	0.9301	0.9557	0.8454	0.8977
\bar{R}^2	0.9301	0.9557	0.8453	0.8976
$F^{c)}$	533764.640	928481.085	16385.800	82556.604

a) *** や ** は、両側 t 検定において 1% や 5% の水準で有意であることを表わしている。

b) () 内の数値は標準誤差である。

c) F 値は、すべての推定式について 1% 水準で有意となっている。

女子	旧小・新中卒	旧中・新高卒	高専・短大卒	旧大・新大卒
s	-0.8	-1.0	-1.0	-0.8
t	1.1	0.5	0.0	-0.6
α_0	1.2317**** (0.0001) ^{b)}	0.9916*** (0.0009)	0.9592*** (0.0005)	1.2721*** (0.0224)
α_1	-0.00002*** (8.2097 E-7)	-0.00003*** (0.000003)	0.0013*** (0.00008)	-0.0204 (0.0163)
α_2	0.0002*** (0.000002)	0.0001*** (0.000002)	-0.0003*** (0.00002)	-0.0161*** (0.0020)
α_3	0.00009*** (7.6712 E-7)	0.0006*** (0.000007)	0.0149*** (0.0002)	0.0286 (0.0186)
$\tilde{\beta}_{11}$	-4.9807 E-7*** (1.7466 E-9)	-0.000005*** (3.8504 E-8)	-0.0002*** (0.000004)	-0.1475*** (0.0046)
$\tilde{\beta}_{22}$	7.7459 E-7*** (8.7053 E-9)	-1.1215 E-7*** (3.0806 E-8)	0.000008*** (2.0257 E-7)	0.0004*** (0.000007)
$\tilde{\beta}_{33}$	-1.6929 E-7*** (1.4285 E-9)	-0.00001*** (1.4152 E-7)	-0.0015*** (0.00002)	-0.1596*** (0.0068)
β_{12}	5.4680 E-7*** (6.8094 E-9)	0.000007*** (4.1423 E-8)	0.00005*** (8.7555 E-7)	0.0020*** (0.0002)
β_{13}	2.3289 E-7*** (2.9421 E-9)	0.000006*** (1.0235 E-7)	0.00006*** (0.00001)	0.2916*** (0.0117)
β_{23}	-8.3367 E-7*** (6.7861 E-9)	-0.000006*** (1.0259 E-7)	0.00003*** (0.000004)	0.0087*** (0.0012)
γ_1	0.0004*** (0.000002)	0.00007*** (3.8900 E-7)	0.00007*** (9.8779 E-7)	-0.0002*** (0.00002)
γ_2	0.0005*** (0.000002)	0.0001*** (4.9391 E-7)	0.0001*** (0.000001)	-0.0003*** (0.00002)
γ_3	0.0008*** (0.000003)	0.0002*** (5.6782 E-7)	0.0001*** (0.000001)	-0.0007*** (0.00003)
γ_4	0.0012*** (0.000003)	0.0003*** (6.4001 E-7)	0.0002*** (0.000001)	-0.0011*** (0.00003)
R^2	0.7922	0.8456	0.8765	0.6913
\bar{R}^2	0.7922	0.8456	0.8765	0.6910
$F^{c)}$	77343.954	139944.817	33055.314	2180.857

a) ***は、両側t検定において1%水準で有意であることを表わしている。

b) ()内の数値は標準誤差である。

c) F値は、すべての推定式について1%水準で有意となっている。

(C) 企業規模 1000 人以上

男子	旧小・新中卒	旧中・新高卒	高専・短大卒	旧大・新大卒
s	0.7	-0.4	-0.1	-0.8
t	0.7	0.4	0.6	0.6
α_0	-447.0639**** (2.9644) ^{b)}	2.0230*** (0.0026)	1.9141*** (0.0953)	1.2349*** (0.0002)
α_1	47.9741*** (0.1279)	0.0718*** (0.0002)	0.1640*** (0.0068)	0.0005*** (0.00001)
α_2	-8.1364*** (0.1193)	-0.0015*** (0.0001)	0.1432*** (0.0056)	0.0007*** (0.00001)
α_3	9.7402*** (0.0899)	0.0050*** (0.0002)	0.1221*** (0.0044)	0.0004*** (0.000008)
$\tilde{\beta}_{11}$	-1.1909*** (0.0014)	-0.0037*** (0.000004)	-0.0093*** (0.0001)	-0.00005*** (2.5048 E-7)
$\tilde{\beta}_{22}$	-0.2681*** (0.0011)	-0.0003*** (0.000002)	-0.0036*** (0.0001)	-0.000005*** (1.8891 E-7)
$\tilde{\beta}_{33}$	-0.0602*** (0.0009)	0.00005*** (0.000005)	-0.0021*** (0.00006)	-0.00001*** (8.0921 E-8)
β_{12}	0.7690*** (0.0019)	0.0015*** (0.000004)	0.0070*** (0.0002)	0.00003*** (2.8589 E-7)
β_{13}	-0.1363*** (0.0027)	-0.0007*** (0.00001)	0.0025*** (0.0002)	0.00003*** (3.0525 E-7)
β_{23}	0.0431*** (0.0024)	-0.0004*** (0.000008)	-0.0054*** (0.0002)	-0.00003*** (2.9352 E-7)
γ_1	3.7643*** (0.1245)	0.0020*** (0.00003)	-0.0510*** (0.0025)	0.0004*** (0.000003)
γ_2	2.4285*** (0.1220)	0.0032*** (0.00003)	-0.0207*** (0.0034)	0.0007*** (0.000004)
γ_3	4.0916*** (0.1142)	0.0032*** (0.00003)	-0.0108*** (0.0039)	0.0010*** (0.000005)
γ_4	10.5073*** (0.1211)	0.0054*** (0.00003)	-0.0111** (0.0045)	0.0013*** (0.000006)
R^2	0.9264	0.9585	0.7938	0.9130
\bar{R}^2	0.9264	0.9585	0.7937	0.9130
$F^{c)}$	446221.465	901667.607	5509.446	81224.410

a) *** や ** は、両側 t 検定において 1% や 5% の水準で有意であることを表わしている。

b) ()内の数値は標準誤差である。

c) F 値は、すべての推定式について 1% 水準で有意となっている。

女子	旧小・新中卒	旧中・新高卒	高専・短大卒	旧大・新大卒
s	0.1	-0.4	-0.8	-0.5
t	0.9	0.6	0.1	-0.3
α_0	2.8523**** (0.0831) ^{b)}	1.9463*** (0.0042)	1.2270*** (0.0008)	6.6147*** (0.1321)
α_1	0.1931*** (0.0020)	0.0383*** (0.0002)	0.0115*** (0.0002)	-1.3753*** (0.0431)
α_2	0.0988*** (0.0038)	0.0114*** (0.0002)	0.0043*** (0.00008)	0.0959*** (0.0062)
α_3	0.0684*** (0.0015)	0.0046*** (0.0002)	-0.0028*** (0.0003)	-2.4509*** (0.0784)
$\tilde{\beta}_{11}$	-0.0033*** (0.00001)	-0.0011*** (0.000003)	-0.0014*** (0.00001)	-0.0204*** (0.0059)
$\tilde{\beta}_{22}$	-0.0048*** (0.00002)	-0.0007*** (0.000002)	-0.00005*** (0.000001)	-0.0004*** (0.00007)
$\tilde{\beta}_{33}$	-0.0003*** (0.000007)	0.00007*** (0.000003)	0.0003*** (0.00002)	0.2471*** (0.0129)
β_{12}	0.0050*** (0.00002)	0.0009*** (0.000003)	0.0006*** (0.000004)	0.0228*** (0.0005)
β_{13}	-0.00002* (0.00001)	-0.0003*** (0.000005)	0.0001 (0.00003)	0.5503*** (0.0121)
β_{23}	-0.0012*** (0.00003)	-0.0004*** (0.000005)	-0.0010*** (0.00001)	-0.0552*** (0.0021)
γ_1	0.2796*** (0.0027)	0.0041*** (0.00004)	0.0005*** (0.000006)	0.0068*** (0.0002)
γ_2	0.3203*** (0.0032)	0.0016*** (0.00005)	0.0006*** (0.000007)	0.0118*** (0.0003)
γ_3	0.3700*** (0.0037)	-0.0009*** (0.00006)	0.0007*** (0.000008)	0.0157*** (0.0003)
γ_4	0.5628*** (0.0046)	-0.0029*** (0.00007)	0.0010*** (0.000008)	0.0167*** (0.0003)
R^2	0.8773	0.9066	0.8514	0.7863
\bar{R}^2	0.8773	0.9066	0.8514	0.7861
$F^{(c)}$	78899.462	295113.522	25656.876	3331.016

a) ***や*は、両側t検定において1%や10%の水準で有意であることを表わしている。

b) ()内の数値は標準誤差である。

c) F値は、すべての推定式について1%水準で有意となっている。

表 3-3 サンプルの分割

基準	サンプルセット数	F 値
性	2	723452.578
企業規模	3	50738.351
学歴	4	49167.024
性・企業規模	6	192769.915
性・学歴	8	281407.934
企業規模・学歴	12	31222.323
性・企業規模・学歴	24	158274.561

注) F 値は、すべての場合に関して 1% 水準で有意となっている。

ということを示唆する。さらに、 s と t の値の組み合わせのそれぞれに関して結合最大対数尤度 (joint maximum log likelihood)

$$\mathcal{L}(s, t) = \sum_{g=1}^{24} l_{\max}(s, t)_g$$

を計算し、それが最も大きくなるものを採用することによって一定な形状を有する推定式を設定するようにしたうえで、回帰係数はセットに関係なく等価的であるという仮説をテストすることにした⁶⁾。 g はセット番号を表わしている。 $s = -0.3$ で $t = 0.5$ とするケースが選ばれた。この特定化のもとで、性と企業規模、学歴のうちのひとつないしふたつを基準としてサンプルを分けた場合も調べてみた。 F 検定を行ったところ、表 3-3 が示しているように、分割のあり方を問わず仮説は棄却された⁷⁾。この結果は、3つの基準を用いてサンプルセットを分けることの妥当性を再確認させるものである。

4 結語

賃金方程式を推定するにあたって、関数型の選択が恣意的なものになることを避けるために、いろいろな関数型を内包する quadratic Box-Cox 型を当てはめることを提案した。公表されているものに比べて内容に富んだ資料を使って実験的な実証分析を試みた結果、一般に関心のよせられる関数型を設定することは統計的に受け入れられない恐れがあり、利用するデータに基

づいて関数型を計量的に決定する必要があるということが明らかにされた。

しかしながら、推定結果が頑健的であるか否かを検討することは重要である。特に採り上げる資料や変数の特定の仕方によって、採択される関数型は異なったものとなるかもしれない。また、従来型の方程式と比較したときに、導き出される経済学的なインプリケーションにどのような違いが生じるかということ調べることも求められよう。これらに関しては、今後になされるであろう研究の中で、取り扱う課題に応じて個別的に言及されることを期待するにとどめたい。

一方、Cassel and Mendelsohn (1985) が指摘しているように、そうした関数型を採用する際には、いくつかの問題が起こり得るということを考慮しなければならない。推定すべき係数が多くなるほど、各係数の分散は大きくなるし、関数型が複雑になると、係数を用いた計算も容易なものではなくなる。計算結果が正確なものであるかどうかを判断するのに、使った係数が有する統計量を利用することは困難である。また、通常の最小2乗法に従って推定が行われるので、変換後の被説明変数の予測値の平均は現実値のそれに等しいものの、変換が線型になるケースを除けば、変換前の被説明変数の予測値の平均は現実値のそれに一致しないという意味でバイアスが生じるため、変換前の被説明変数を予測することは不適當である。さらに、マイナスの数値を整数以外の実数で累乗すると虚数になるから、負値を含むデータを用いることは難しい。一定数を加えて正の値にすることも考えられるが、変換が非線型となる場合には、係数の推定値に影響を及ぼすことになり、分析に恣意性をもたらす。変換後の被説明変数の予測値がマイナスの値となれば、変換前のそれは虚数になってしまう恐れがある。

これらの多くは、一般的な関数型を当てはめるときにも潜在しているので、必ずしも特異なものであるとは言えない。また、Rasmussen and Zuehlke (1990) によると、解釈を容易にするためにある種の制約を課すことは可能である。quadratic Box-Cox 型関数が有する長所と短所を十分に検討したうえで、分析の目的に応じてそれを採り上げるかどうかを決めることが求めら

れると思われる。

* 本論文をまとめるにあたって、小野旭教授はコメントを与えて下さった。実証分析に際しては、小野教授が整理されたデータを利用して頂いた。さらに、安斎寿美助手からは、計算に対して協力を得ることができた。記して感謝の意を表したい。

1) ヘドニック賃金アプローチに従って分析される賃金と決定因の関係を考えたとしても、賃金方程式を回帰する際に Box-Cox 変換を適用した例は数少なく、Heckman and Polachek (1974), Hoehn et al. (1987) ならびに Berger et al. (1987), Blomquist et al. (1988), 加藤 (1991) の中では、限定的な関数型が採り上げられているに過ぎないと言えよう。

2) L'Hôpital の規則に従うと、

$$\lim_{s \rightarrow 0} \frac{W^s - 1}{s} = \ln W$$

$$\lim_{t \rightarrow 0} \frac{Z_i^t - 1}{t} = \ln Z_i$$

となるので、この変換は $s=0$ や $t=0$ の周辺で連続的であることがわかる。

3) 例えば、Freeman (1979) に従うと、賃金と特定の決定因との関係が他の要因やそれ自体に依存するということが求められるかもしれない。

4) 詳しくは、小野 (1987) と小野 (1989) を参照せよ。

5) この種の追跡を実施したものに、加藤 (1991) がある。

6) Goodman (1978) の方法を応用した。

7) この検定については、Dhrymes (1971) あるいは Schnare and Struyk (1976), Butler (1980) をみよ。

引用文献

- Bender, Bruce, Timothy J. Gronberg and Hae-Shin Hwang, "Choice of Functional Form and the Demand for Air Quality," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 62 (1980), pp. 638-43.
- Berger, Mark C., Glenn C. Blomquist and Werner Waldner, "A Revealed-Preference Ranking of Quality of Life for Metropolitan Areas," *Social Science Quarterly*, Vol. 68 (1987), pp. 761-78.
- Blomquist, Glenn C., Mark C. Berger and John P. Hoehn, "New Estimates of Quality of Life in Urban Areas," *American Economic Review*, Vol. 78 (1988), pp. 89-107.

- Butler, Richard V., "Cross-sectional Variation in the Hedonic Relationship for Urban Housing Markets," *Journal of Regional Science*, Vol. 20 (1980), pp. 439-53.
- Cassel, Eric and Robert Mendelsohn, "The Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations: Comment," *Journal of Urban Economics*, Vol. 18 (1985), pp. 135-42.
- Dhrymes, Phoebus J., "Price and Quality Changes in Consumer Capital Goods: An Empirical Study," in Zvi Griliches, ed., *Price Indexes and Quality Change* (Cambridge: Harvard University Press, 1971), pp. 88-149.
- Freeman, A. Myrick, III, "The Hedonic Price Approach to Measuring Demand for Neighborhood Characteristics," in David Segal, ed., *The Economics of Neighborhood* (New York: Academic Press, Inc., 1979), pp. 191-217.
- Goodman, Allen C., "Hedonic Prices, Price Indices and Housing Markets," *Journal of Urban Economics*, Vol. 5 (1978), pp. 471-84.
- Halvorsen, Robert and Henry O. Pollakowski, "Choice of Functional Form for Hedonic Price Equations," *Journal of Urban Economics*, Vol. 10 (1981), pp. 37-49.
- Heckman, James and Solomon Polachek, "Empirical Evidence on the Functional Form of the Earnings-Schooling Relationship," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 69 (1974), pp. 350-54.
- Hoehn, John P., Mark C. Berger and Glenn C. Blomquist, "A Hedonic Model of Interregional Wages, Rents, and Amenity Values," *Journal of Regional Science*, Vol. 27 (1987), pp. 605-20.
- 加藤尚史 「生活の質の地域間格差」『日本経済研究』第21号(1991), pp. 34-47.
- 小野旭 「熟練仮説か生活費保障仮説か」『経済学研究』28(1987), pp. 3-48.
- 小野旭 「年功賃金の日韓比較」『経済学研究』30(1989), pp. 3-61.
- Rasmussen, David W. and Thomas W. Zuehlke, "On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions," *Applied Economics*, Vol. 22 (1990), pp. 431-38.
- Schnare, Ann B. and Raymond J. Struyk, "Segmentation in Urban Housing Markets," *Journal of Urban Economics*, Vol. 3 (1976), pp. 146-66.

(一橋大学助手)