

賃金格差の測定について

尾 高 煌 之 助

賃金格差の測定に当っては、幾つかの概念操作上の問題を回避するわけにはいかない。これは、技術的側面に止らず計測結果の解釈にも影響を及ぼし得る問題だから、代表的と思われる5つの概念について以下簡単に論ずることにしたい。

I

労働投入量の尺度として普通考えられるのは雇用(E)または総労働時間(Mh)である。かつて Denison は、 Mh は労働の非効用をヨリ忠実に反映するが故に経済効率の尺度として優れているが、他方 E は、労働時間短縮に伴う労働力の質的改善(組織的要素を含む)を内包した概念だから、労働投入量(input)の尺度として Mh に優る、と論じた¹⁾。しかしながら、人はまた次のようにも論ずることが出来る。すなわち、時間短縮に伴う技術進歩は、労働力よりはむしろ資本設備および経営組織に与える効果の方が大きい、と。もし後者の観点に立てば、投入量尺度としては E よりもむしろ Mh を採る方がよいことになる。総合生産性の測定に当って Kendrick が採用したのはこの立場である²⁾。

さらに、同じ問題を異なった点から見ることも出来よう。企業内労働市場の性格上、大企業の労務費には固定費用の色彩が濃いと見ることが許されるなら、フローの概念たる Mh を使用するよりも E を用いた方がよいとも考えられる。一方、中小企業における労働時間は、大企業のそれよりも長いのが通例だが、これは労務費の可変費的性格が強いため、(i) 時間あたり生産高(O/Mh)よりはむしろ絶対生産額(O)の極大化が目的とされることが³⁾、並びに(ii) 生産高1単位あたりの固定費用(over-

head)を極小にしつつ資本回転を高める努力がヨリ激しいこと、によるであろう。かかる行動原理上の特質を示すためには、 E よりもむしろ Mh が適していると考えられるかも知れぬ。

われわれは、資料の許す限り Mh を以て投入量の尺度とすべきと判断するが、以上のように選択の余地があることは知っておかなくてはならない。

II

企業規模の尺度として最も普通に行われる的是雇用人員数 N だが⁴⁾、これは資料上の制約によるためで、他にヨリ適當な尺度が考えられないからではない。もともと企業規模とは産出能力(capacity)に対応する概念であり、理論上「最適規模」とか「規模の経済」とか言われる時は産出高を以てこれを代表させるのが普通である。しかし、分析の目的によっては、他の尺度の方が適當な事もある⁵⁾。ここで注意すべきは、規模の序列は一義的でなく、尺度の選び方で変化し得ることである。例えば、雇用人員数 N と資本量 K とをとれば、両者による規模分類が完全に一致するのは N と K/N の大小関係が1対1に対応する時に限られる⁶⁾。資料操作上の同種の問題は、生産性格差を論ずるにあたって、Johnston が既に指摘した所である⁷⁾。

間と対比して描くと、前者の方が早く極大値に達すると考えられる。なお、K. W. Rothchild, *The Theory of Wages*, Oxford: Basil Blackwell, 1954, pp. 51—52 を参照。

4) 石川教授は $\log N$ を以て尺度とすることを提唱しておられる。石川滋「アジア諸国の大企業と小企業」本誌、13巻2号(April. 1962), p. 139.

5) Cf. National Bureau of Economic Research, *Cost Behavior and Public Policy*, Princeton: Princeton University Press, 1943, Ch. X.

6) もちろん、理論モデルで行われるように、生産要素の相対価格が企業間で一定であり、かつ生産関数が1次同次だとすれば、上に言及した序列の不一致は起り得ない。

7) J. Johnston, *Statistical Cost Analysis*, New York: McGraw-Hill, 1960, pp. 110—35.

1) Edward F. Denison, "Measurement of Labor Input: Some Questions of Definition and the Adequacy of Data," in N. E. B. R., *Studies in Income and Wealth*, Vol. 25, Princeton: Princeton University Press, 1961, pp. 347—72.

2) John K. Kendrick, *Productivity Trends in the United States*, N. B. E. R. Study, Princeton: Princeton University Press, 1961, pp. 32—34.

3) 時間あたり生産高と絶対生産額とを各々労働時

III

賃金分布とその代表統計量 同一労働力に対する報酬額はもとより一定ではなく、特定の分布を有する。従って、これをある1個の数値によって代表させるのは元来簡便法にすぎない。然るに、この代表統計量(statistic)を何に求めるのが適當かは、既に分布の型に左右されることは言うまでもない。ちなみに、賃金分布は正規でなく多く左に片寄ったF-分布型であるから、賃金の代表値としては算術平均値 μ よりもむしろ中位数 Me が適当であることは、記述統計学の常識に属する。あるいはまた、「相場」(the going rate)に主たる関心があるのならば、平均値よりもむしろ並数 Mo を選ぶ方がよいわけである。さらに、分布が正規から隔たるとすれば、賃金に関して標準偏差 σ を計算する意味も不明瞭になる。賃金問題に限らず、経済学者が往々にして代表値のみに頼り、その背後に控える分布の型の問題を忘却するとの批判は、十分これを玩味すべきものである⁸⁾。

かかる問題性にも拘らずわれわれが多くの場合算術平均に頼るのは、主として資料の制約のためであるが、一方この方法に積極的な意義を見出す者もないではない。Friedman-Kuznetsは、所得が各位全く均等に配分されていたと仮定した状態を示すのが算術平均であるから、これには中位数や並数に劣らぬ経済的意味があるとしている⁹⁾。

統計学の諸手法を使用し得るという点で一番便利なのは、やはりジブラ(対数正規)分布を応用して代表値を求める方法であろう。現在までにこの方面で最もまとまったモノグラフを著わした人達によれば、集団が同質的である程、所得分布は対数正規型になり易いといわれる¹⁰⁾。ジブラ分布を導くのは、いま X と ϵ を任意の確率変数とし、 $\{\epsilon_j\}$ は相互にかつ $\{X_j\}$ からも独立であるとすれば、

$$X_j - X_{j-1} = \epsilon_j X_{j-1}$$

8) 高橋長太郎『所得分布の変動様式』(岩波書店、1955)第II章。同様の理由から、正規分布を土台として作られている統計的諸手法も、仮定の吟味なしには使用さるべきでない(例えば分散分析など)。

9) Milton Friedman and Simon Kuznets, *Income from Independent Professional Practice*, New York: N. B. E. R., 1954, pp. 65—66.

10) J. Aitchison and J. A. C. Brown, *The Lognormal Distribution, with Special Preference to Its Uses in Economics*, Cambridge: Cambridge University Press, 1957, p. 118. ただし、ジブラ分布の使用に懐疑的な見解もある。例えば、日本労働研究所編『賃金数学』(丸善、1958), pp. 57—58。

の如き「比例効果(proportionate effect)の法則」であるが¹¹⁾、労務費が固定費的な傾向をもつ雇用関係にあっては企業内昇進が重要だから、賃金分布もジブラ型になり易いと予想されよう¹²⁾。反対に、独立手工業(craft)的職種では、賃金分布も正規型に近づくと思われる¹³⁾。

IV

賃金格差の指標 以上第III項で述べたのは1集団内における分布の型についてであった。ところでわれわれの関心は、各グループを代表する賃金の値について、グループ相互間の比較をする点にある。いま仮りにこの代表値が2つのグループ α と β について一義的に定まり、各々 W_α, W_β で与えられたとしよう。普通、経済学者が2つの経済価値量を比較する場合に用いる概念は相対値であるから、賃金格差を論ずるにあたって最も頻繁に用いられるのは比 W_β/W_α (もしくはその逆数)である。しかし、格差はまた絶対差 $|W_\beta - W_\alpha|$ によっても表現され得る。相対比の場合、同一比率の賃金変化は、貨幣的錯誤(money illusion)の無い限り、構成員相互の相対的位置に変化をもたらさない。これに反し絶対差は、賃金が同一比率で上昇すれば、次第に大きい値を示す(逆は逆)。限生産力説に基づいて労働力の需要を考えれば、相対比が当然問題の焦点になるが、厚生経済学的観点からみても同様である。これまでの諸研究が絶対差を殆んど閉却したのも、かかる背景があるためであろう¹⁴⁾。

いまこの点をさらに進んで考察するために、財 Y が3つの生産要素 a_1, a_2, a_3 によって作られるとしよう。生産関数の形で書けば、

$$Y = f(a_1, a_2, a_3)$$

のごとくである。 f は企業もしくは産業について定まり、

11) J. Aitchison and J. A. C. Brown, *op. cit.*, pp. 22—23.

12) 実は、賃金分布の場合は、上式の X が確率変数かどうかが問題となり得る。

13) 生産工程職種とクラフト職種について賃金分布を比較したものの、Sylvia W. Ostry, H. J. D. Cole and K. G. J. C. Knowles, "Wage Differentials in a Large Steel Firm," *Bulletin of the Oxford University Institute of Statistics*, Vol. 20, No. 3 (Aug. 1958), pp. 228—35 がある。なお、能力分布の型はジブラ分布をもたらす1因であろう。

14) 篠原三代平『所得分配と賃金構造』(岩波書店、1955)によって紹介された Ross-Goldner および Garbarino の研究(同上, pp. 115—23)を参照せよ。篠原教授は、相対比を探るべきだと考えられている(pp. 22—23)。

その要素市場に占める割合が小さいとすれば、要素価格 (p_1, p_2, p_3) は所与であって、かつ費用極小の原則が働く限り、

$$p_1/f_1 = p_2/f_2 = p_3/f_3, \quad (\text{ただし } f_i = \partial f / \partial a_i)$$

が成立せねばならない。規模に関する収益は不变であるとし、さらに要素 a_3 の需要量は a_1 または a_2 に対する一定の比率で定まるか、もしくは a_1, a_2 にかかわりなく一定と仮定する。以上の仮定のもとでは、 f_1 および f_2 は a_1 と a_2 とが使われる相対量によって一義的に決まる。従って、要素比 (a_1/a_2) は各々の単位当たり価格比 (p_1/p_2) の関数であって、

$$a_1/a_2 = g(p_1/p_2)$$

と書くことが出来る。そこで g の弾力性を

$$E = \frac{d \log(a_1/a_2)}{d \log(p_1/p_2)} = \frac{d \log(a_1/a_2)}{d \log(f_1/f_2)}$$

と書けば、 E はいわゆる技術的代替の弾力性にほかならない。均衡安定の必要条件によって $g' < 0$ だから $E > 0$ である¹⁵⁾。

次に、 a_3 に関する制限を外すと、 g は p_1/p_2 だけから一義的に定まらなくなる。それのみでなく、要素間に補完の関係が生じ得るから、代替の偏弾力性

$$E_{ij} = \frac{\partial \log(a_i/a_j)}{\partial \log(f_i/f_j)}, \quad (i, j = 1, 2, 3)$$

の符号は必ずしも正とは限らない。しかし、いずれかと言えば $E_{ij} > 0$ のケースが優勢と考えられるから、 g も右下りのことが多いと思われる¹⁶⁾。このように、生産要

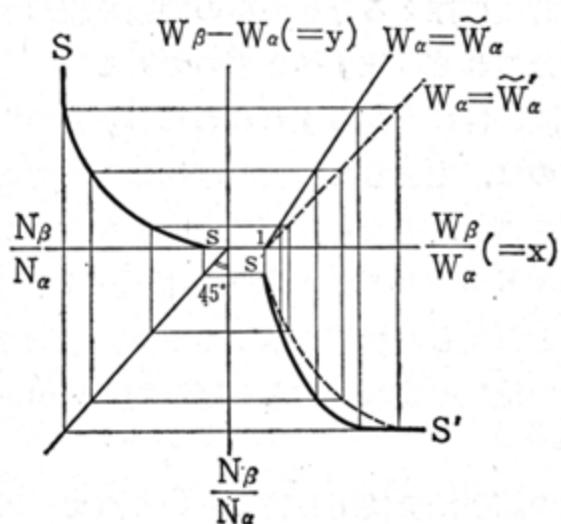
15) 代替の弾力性については、R. G. D. Allen, *Mathematical Analysis for Economists*, London: Macmillan, 1938, pp. 340—43, 503—09; A. P. Lerner, "Notes on Elasticity of Substitution; II. The Diagrammatic Representation," *Review of Economic Studies*, I(1933/34), pp. 68—71; J. R. Hicks, "Distribution and Economic Progress: A Revised Version," *Review of Economic Studies*, IV(1936/37), pp. 1—12, the main text being reprinted in his *The Theory of Wages*, 2nd ed., London: Macmillan, 1963, pp. 286—303; Irving Morrisett, "Some Recent Uses of Elasticity of Substitution-A Survey," *Econometrica*, 21, No. 1 (Jan. 1953), pp. 41—62. などが参考になる。

16) Cf. Allen, *op. cit.*, pp. 503—05. ことに、 $Y = \sum (\gamma_i a_i)^{-\delta}$ (ただし $\delta > -1$, γ は常数) で与えられるような生産関数については、 E_{ij} は必ず正でしかも一定である。Hiroyuki Uzawa, "Production Functions with Constant Elasticities of Substitution," *Review of Economic Studies*, XXIX(4), No. 81 (Oct. 1962), pp. 291—99 を参照。

素の数が 3 種以上の場合には、 g の形は一義的には確定されない。しかし、要素の相対需要はいずれにしても代替の弾力性に基づいて決まるのであるから、ここでの決定因子は要素価格の比であって、その絶対差ではあり得ないのである。

ところで Becker によれば、労働の質の差は主として人材に対する投資に帰因するのであるから、人が W_α を約束する職業を選ぶかもしくは W_β のそれにするかは、他の事情が等しい限り、 W_α と W_β の差によって決まる¹⁷⁾。換言すれば、労働力のある 2 種類の職業間における相対的供給は、賃金率の比ではなく、その差の関数だということにほかならない。容易に解るように、一般に $W_\beta/W_\alpha (=x)$ の大小は $|W_\beta - W_\alpha| (=y)$ のそれと必ずしも一致しない。この関係を図式化してみると、例えば図 1 のごとくである。いま假りに $W_\beta > W_\alpha$ の場合に注意

図 1



を集中することとし、また W_α をパラメーターと考えればある一定の \tilde{W}_α の値 (W_α) が与えられた時、 x と y との関係は直線で表現される(第1象限)。ここで W_α の値が変化すれば (\tilde{W}_α')、この直線は点 (1, 0)を中心として回転する。そこで、この x と y との対応関係を利用すれば、 y の関数である労働の相対供給曲線 (SS) は、これを相対比 (x) との関係に移し変えることが出来る ($S'S'$)。注意すべきは、このようにして得られた曲線 $S'S'$ は、 W_α の値如何で上下に移動することである。相対比の動きによって賃金格差を測定する場合にも、賃金率の絶対差および水準の行動に留意せねばならぬゆえんである。

17) もっと正確に言えば、この決定は $V(W_\beta) - V(W_\alpha)$ の符号に左右される。ここに V は一定期間中における賃金所得の流れの現在価値 (present value) を表わす。詳しくは、Gary Becker, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis*, N. B. E. R. Study, New York: Columbia University Press, 1964, Ch. III を参照されたい。

以上この項での論議は、職業別賃金格差に最もよく該当する。企業別・産業別格差については、アグリゲーションの問題があるので、2つの概念間の差は Becker の論じた程には明確でない。さらに、需要側に比すれば供給の側面はヨリ長期にわたる意思決定にかかわるのであるから、両者間に多少次元上の開きがあることは否定出来ない。

V

賃金格差の尺度 そこでいま賃金の相対比を主たる指標として採用するとしても、その大きさについて意味のある判定を下すためにはいささか注意が必要である。まず、一般に相対比(W_β/W_α)の確率分布は簡単に求められない。更に、その逆数(W_α/W_β)の分布は、前者のそれから導出されるものでもない¹⁸⁾。しかしながら、もしここで、 W_α, W_β が各々に対数正規分布をなすと解っていれば、相対比についての確率論的接近には非常に便利であることは論をまたない。

比較すべきグループが2つ以上にわたる場合には、事柄は一層面倒である。グループ同士のあらゆる組合せについて相対比を計算し、その平均をとる方法を採用すると、格差の1尺度は、例えば W_i を大小の順に並べた時

$$[\prod_{i=1}^{n-1} \{ \prod_{j=2}^n (W_j/W_i) \}]^{1/M}, \quad j > i$$

(ただし、 n はグループの総数、 $M = \sum_{i=1}^{n-1} i$ 、 \prod は総乗を表わす) という風に表わされよう¹⁹⁾。この方法は煩雑であるので、ヨリ利用度の高い尺度としては、変化係数 (coefficient of variation) をあげることが出来る。これは、 $v = \sigma/\mu$ と定義され、その測定値は

$$\begin{aligned} \hat{v} &= \hat{\sigma}/\hat{\mu} \\ &= \sqrt{\frac{\sum (W_i - \bar{W})^2}{n-1}} / \frac{\sum W_i}{n} \\ &= \sqrt{\frac{\sum (W_i/\bar{W} - 1)^2}{n-1}} \end{aligned}$$

と变形されるから、各賃金率の総平均 \bar{W} に対する比率 (W_h/\bar{W}) が基礎となった概念であることが解る²⁰⁾。

変化係数にやや類似してはるかに簡便なものとしては、梅村教授の提唱された

$$r = (W_h/\bar{W}) - 1$$

なる尺度があげられる。ここに h は賃金率が最高のグループであって、

$$\begin{aligned} r &= \frac{(W_h - \bar{W})N}{\bar{W}N} \\ &= \frac{W_h \sum N_i - \sum W_i N_i}{\bar{W}N} \\ &= \sum_{i \neq h} (W_h - W_i) N_i / \sum W_i N_i \end{aligned}$$

(ただし N_i はグループの雇用人員数、 $\sum_i N_i = N$) と書けるから、結局 r は h 以外のすべてのグループが h と同一の賃金を支払ったと仮定した場合の総賃金コストを、現実の総支払高に対比させたものと等しい²¹⁾。 r は低賃金層の動きに殊に敏感であるが、逆に W_h がたまたま飛びぬけて大きかった時には不都合に大きな値となり得る。即ち、 r も分布の型に独立な尺度ではないのである。

そのほか、不均等度の尺度としては様々のものがあるが、高橋教授の所見に従えば、そのうちジプラ係数が卓越し、 v を以てこれを補うのがよい、ということになる²²⁾。いずれにしても、資料の存する限り、計算は特定の方法に限定せず、ある程度の複数制に頼らねばならない。格差の問題が、理論的に些細であるに拘らず、案外と面倒であるのは、主にこの測定上の難関による所が多いのであろう。

18) Cf. K. G. J. C. Knowles and T. P. Hill, "On the Difficulties of Measuring Wage Differentials," *Bulletin of the Oxford University Institute of Statistics*, Vol. 16, Nos. 11/12 (Nov./Dec. 1954), pp. 393—409. なお、Morris H. Hansen, William N. Hurwitz and William G. Madow, *Sample Survey Methods and Theory*, New York: John Wiley, 1953, Vol. I, pp. 158—78, Vol. II, pp. 107—20 は、推定相対比値の分散等について論じており、参考になる。

19) ここでは幾何平均をとったが、算術平均を用いることももちろん可能である。注(20)の文献参照。

20) Cf. Koji Taira, "The Dynamics of Japanese Wage Differentials, 1881—1959" (unpublished Ph. D. dissertation, Stanford University., 1961), pp. 42—47.

21) 梅村又次「賃金格差の概念と測定」『経済セミナー』No. 63 (Nov. 1961), pp. 67—71.

22) 高橋長太郎, 前掲書, p. 25.