

DISCUSSION PAPER SERIES

単年度業績評価を基本給に
反映させてはならない
統計学的理由

朴 勝俊

No.2009-04



京都産業大学大学院経済学研究科
〒603-8555 京都市北区上賀茂本山

Graduate School of Economics
Kyoto Sangyo University
Motoyama-Kamigamo, Kita-ku, Kyoto,
603-8555, Japan

2009/06/01 初版
2009/07/31 改訂版

単年度業績評価を基本給に
反映させてはならない
統計学的理由

朴勝俊

2009年6月1日初版

2009年7月31日改訂

要約

日本では最近、成果主義の人事制度を採用してきた多くの企業でその弊害が明らかになってきたため、見直しが進められてきている。しかし各地の大学の中にはこうした経験を横目に、教員個人の業績評価を処遇に反映させる人事制度を導入する所が現れている。こうした評価制度は非合理的な設計と運用が行われれば、教員に間違ったインセンティブを与え、職場環境を損ない、組織の業績を悪化させる恐れが指摘されている。

本稿では、定期昇給を伴う年功制賃金の骨格を残したまま、単年度の業績評価が翌年以降の基本給の上げ下げに用いられる場合、若年時の一回のプラス/マイナス査定が巨額の生涯賃金の変化として確定し、その後の努力で逆転すること可能性は極めて小さいことを明らかにする。本稿で示す統計学的シミュレーション分析の結果、全教員の上位（下位）3%のみがプラス（マイナス）査定を受ける制度の下では、(1)同等の能力を有し30年間勤務するA氏とB氏の間で、A氏だけが初年度のプラス査定を受けた場合、B氏が生涯賃金においてA氏を上回ることが出来る可能性は約16%に過ぎず、(2)初年度にマイナス査定を受けた人物が生涯賃金を回復できる可能性は1割に満たないことが明らかとなった。また、努力水準を加味しても、必ずしも挽回は保証されないことを示した。

1. はじめに

日本では最近、個人単位の業績評価に基づく成果主義の人事制度を採用してきた多くの企業で、その弊害が明らかになってきたため、見直しが進められてきている。しばしば指摘されるのは、評価制度が従業員に誤ったインセンティブを与えることによって、多くの従業員が個人の評価につながらない仕事をしなくなる、職場の人間関係が悪化しチームワークが崩れて製品の品質が悪化する、等の問題である。解決策として企業は、本来の年功制への回帰や、組織への貢献をも評価する制度を模索している¹。

しかし一部の大学法人においては、こうした経験を横目に、教員個人の業績評価を処遇に反映させる人事制度を導入する所が現れている。例えば、京都産業大学は2009年4月1日付けで、ポイント制と相対評価に基づく教員評価制度を導入した。営利企業の利益獲得を目的とした賃金制度を、非営利企業である大学法人が模倣する意味からして、議論の余地があろう。しかしその点をさておいても、この種の制度は、個人の業績の指標化、同じ部局内の同僚との比較、異なる部局の同僚との比較、上司や人事担当者による評価のあり方、評価結果の通知・公表のあり方、異議申立て、処遇や異動への反映のさせ方に関して、十分に考慮した上で慎重に設計・運用される必要がある。ただし、これらの問題点については、本稿の検討範囲ではない。

本稿で問題にするのは、従業員が数十年という長期間にわたって勤務する職場で、単年度ごとに、例えば上下3%といった一定比率の従業員だけにプラス査定およびマイナス査定を与え、これに基づいて基本給の上げ下げや、定期昇給の加速・減速を行うことに伴う構造的な問題である。この種の制度は、一定比率の従業員に対する賃金を必ず引き下げる。廣石(2004)は、「裁判所は賃金の下がる可能性がある以上不利益変更と認め、実質審理の中で合理性の有無が判断されている」とし、アーク証券事件とハクスイテック事件を紹介しつつ、裁判ではその合理性を判断する上で、「低く格付けされた労働者も努力次第で高い格付に移行できる可能性があるのならばその間の成果によって賃金が回復することもありうる」と述べている。本論文は数値計算を用いて以下の疑問に回答を与え、「労働者の挽回可能性」が小さいことを明らかにするものである。

[1] 若年時にプラス査定を受ければ定年までの長期間にわたる賃金アップの結果、生涯賃金が著しく高くなるのに対し、壮年時にプラス査定を受けても定年までの期間が短く見返りが小さいのではないか？これは、中高齢の教員の努力を損なうのではないか？

[2] 上の理由から、同じ年度に就職し同じ年度に定年を迎える2人の人物（A氏、B氏と呼ぶ）がいた場合、早い段階にプラス査定を得られた者が生涯賃金において圧倒的に有利になり、その後の逆転の可能性は極めて小さいのではないか？

[3] 同様に、若年時にいちど低く格付けされた労働者が、生涯賃金をもとの水準まで回復できる可能性は非常に小さいのではないか？

本稿の議論は、評価の結果が本人の努力だけでなく、それ以外の構造的・偶然的な問題に大きく左右されることを出発点としている。例えば疑問[2]に関しては、A氏とB氏がたとえ同等の能力を有し、同様の努力を続け、そしてそれぞれの持ち場で同様の結果を出し

¹ 『ポスト成果主義 スタンドプレーからチームプレーに』日経ビジネスオンライン HP
<<http://business.nikkeibp.co.jp/article/pba/20080212/147016/>>

たととしても、業績の指標化の方法や同僚との比較のあり方といった構造上の問題、および各年度に与えられた仕事の違いや「運」によって、各年度で同じように評価されないのが普通である。その結果として、プラス/マイナス査定を受けた時点によって生涯賃金に大きな差が生じることは、明らかに不公平である。

本稿ではまず、評価の結果、上下 3%の固定比率の従業員がプラス/マイナス査定を受けるという設定で分析を行う²。そして、(1)B氏が30年にわたり勤務をするとき、A氏のみが初年度にプラス査定を受けた場合に、B氏が生涯賃金においてA氏を逆転できる可能性は極めて小さいこと、(2)初年度にマイナス査定を受けた人物が生涯賃金を回復できる可能性は極めて小さいことを、統計学的シミュレーションの手法によって明らかにする。

2. 生涯賃金効果に関する 100 回のシミュレーション

2.1. 基本構造

本稿が想定する大学法人には多数の教員が存在する。この大学の賃金体系は、定年まで毎年の定期昇給を行う年功制賃金を基本骨格としていると仮定する。この大学が導入した評価制度は、単年度ごとに、業績評価指標（例えば「ポイント合計」など）に基づき全教員の順位を定め、上位 3%にプラスの査定、下位 3%にマイナスの査定が行われるものである。プラス査定を受けた上位 3%の教員には、翌年度の定期昇給幅（号俸の幅）の積み増しが行われ、逆にマイナス査定を受けた上位 3%の教員には、号俸の引き下げが行われる。こうして決まった翌年の基本給は以後の各年度の定期昇給の土台となるので、たった 1 回の単年度の評価結果による基本給の変化が、定年まで影響し続ける構造になっている。

表 1 勤続年数と生涯賃金効果[単位：万円]

査定年[年目]	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
生涯賃金効果	261	252	243	234	225	216	207	198	189	180	171	162	153	144	135
査定年[年目]	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
生涯賃金効果	126	117	108	99	90	81	72	63	54	45	36	27	18	9	0

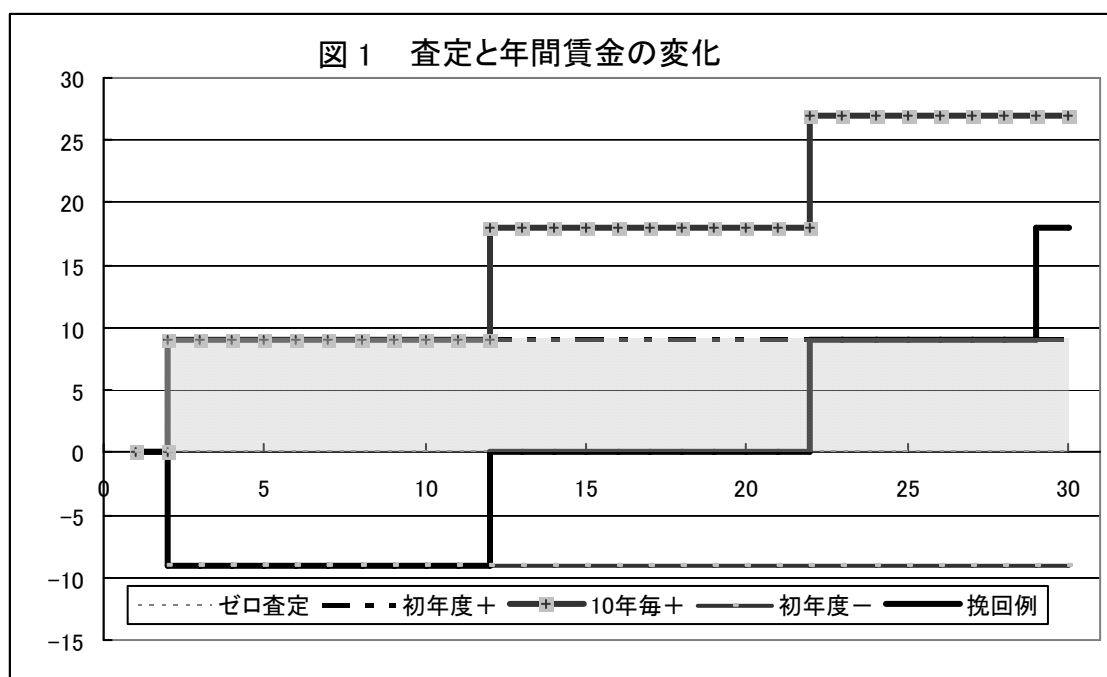
単年度の評価結果がその後の賃金に影響するのであれば、若い教員ほど、その時に得た評価が定年までの賃金（生涯賃金）に与える効果が、プラスとしてもマイナスとしても大きくなる。1回の定期昇給の積み増し（切り下げ）によって、以後の年間の給与が 9 万円増加（減少）するものと仮定する³。そして、ある教員は採用から定年まで 30 年間勤務するものとする。すると、プラス査定が行われた年を y として、 $9 \times (30 - y)$ が翌年度以降の生涯賃金の増分を意味する（表 1）。マイナス査定の場合は、表 1 の値を負にすればよい。これを見れば、若い教員にとっては単年度の評価が生涯賃金に与える重みが大きいのに対し、言い換えれば、定年が近い教員は多少努力をしても生涯賃金にはほとんど影響しないことがわかる。なおここで、時間選好率は単純化のためにゼロと仮定しているが、これは本稿

² 京都産業大学で実施されている教員評価制度に準じる。

³ この仮定は、京都産業大学の給与体系を参考に、1 回の号俸の積み増しで基本給（月額）は約 5000 円増加し、毎年の賞与は基本給の 6 か月分与えられるとして、 $0.5[\text{万円/月}] \times (12+6)[\text{月}] = 9[\text{万円}]$ としたことによる。また、年功賃金カーブは直線的なものとしている。

の主張にとって好ましい結果が出にくくなるという意味で、計算をより「保守的」なものにするため、大きな問題はないと考える。

図1は、初年度のプラス/マイナス査定が、その後の毎年度の賃金に与える効果を示したものである。生涯賃金の増加分は、図1に示されたそれぞれの折れ線グラフの積分である。例えば、灰色で示した四角形の面積が、表1の初年度プラス査定に伴う261万円という生涯賃金の増加分に対応している。マイナス査定がなされた場合には、負の面積の図が生じると理解する。評価は毎年繰り返されるものであるから、ある年の評価結果による生涯賃金の増加（減少）は、以後の評価結果によって累積的に拡大する可能性もあれば、縮小する可能性もある。しかし、早い年度に1回のマイナス査定によって生じた大きな負の面積の長方形を、後の年度にプラス査定から生じる、より小さな正の面積の長方形ですぐに相殺することはできない。例えば、太い線（挽回例）に示すように、初年度のマイナス査定の影響を挽回する（生涯賃金効果をゼロ以上とする）ためには、その後、繰り返しプラス査定を受ける必要がある（挽回例では生涯賃金効果は+18万円となっている）。本稿で順を追って示すが、様々な要因から、プラス査定を個人が受けられる頻度は大きくないため、賃金の回復は容易ではない。



以上の図式を、数式化しよう。

第 i 教員の各年度の業績評価指標(H_i)には、例えば、その個人の全教員の中でのパーセント順位等が考えられる。この H_i には、本人の能力・努力(E_i)に依存する部分と、本人の能力・努力以外の要因（疾病、出産・育児、与えられた業務など）に依存する部分(v_i)がある。ここで v_i は確率変数である。これにより業績評価指標は以下のように定義できる。

$$H_i = f(E_i) + v_i$$

この評価制度が教員に「やる気」を与えるためには、 H_i の値の大部分が E_i で決定されること、すなわち H_i の値の大部分を $f(E_i)$ が占めることが必要である。しかし、疾病、出産・育児、配属された部署（学部・研究所等）、与えられた業務など、本人の努力と無関係な要因が業績に与える影響は大きい。また、相対評価が行われる場合には、同僚の業績いかんによって第 i 個人の業績評価指標が変化するが、この要因も個人から見れば v_i に含まれる。そのため、現実には v_i の占めるウェイトはかなり大きくなる可能性が高い。そうなれば、まもなく教員たちは「運で評価が決まるので努力しても無駄である」ことを知るであろう。

本節ではまず、制度の構造的な問題を明らかにする目的で、業績評価指標が偶然的な要因のみによって確率論的に決定されると仮定し($f(E_i)=0; H_i=v_i$)、100回のシミュレーションを行い、この制度がもつ構造的な影響を把握しよう。このモデルのより詳細な統計学的特性、および個人の努力の効果については、後の節で検討する。

2.2. 2人の同期の偶然な査定結果が生涯で逆転できる可能性

ある年度にA氏とB氏が採用され、定年まで30年間勤務するとする。計算上の仮定として、両者は全く同等の能力を持ち、同等の努力を発揮するものとする。他の全ての教員も、年齢や勤続年数にかかわらず同等の能力および努力によって特徴づけられると仮定する。従って、両者の単年度評価の差は、その時の運や配属された部署、与えられた仕事など、本人の能力や努力とは無関係の要因(v_A, v_B)のみで決定されることになる。ここで v_A と v_B は0から100までの値をとる一様分布に従う確率変数とする。このとき、第 y 年(1~30)のA氏とB氏の業績(H_{Ay}, H_{By})は、

$$H_{Ay}=v_A; H_{By}=v_B$$

となる。そしてA氏は、 $H_{Ay}<3$ の時にプラス査定($X_{Ay}=+1$)を受け、 $H_{Ay}>97$ の時にマイナス査定($X_{Ay}=-1$)を受けるものとする。 $3<H_{Ay}<97$ の場合には、 $X_{Ay}=0$ となる。B氏についても同様である。計算の簡略化のために H_{Ay} と H_{By} は独立であると仮定する。

前提として、A氏だけが偶然に勤務初年度にプラス査定を受けることができ、同年度のB氏の査定はプラスでもマイナスでもなかったとする。すると、初年度のプラス査定によって、A氏の生涯賃金は9[万円/年]×29[年]=261[万円]だけ、出発条件において増加している(表1参照)。

30年間にわたり単年度評価が繰り返されると、A氏の生涯賃金の増分(W_A)は、

$$W_A = 261 + \sum_{y=2}^Y 9(30-y)(X_{Ay})$$

であり、B氏の生涯賃金の増分(W_B)は、

$$W_B = \sum_{y=2}^Y 9(30-y)(X_{By})$$

である。

MS-Excel のワークシート上で、上述の一樣乱数を発生させる方法で、 W_A と W_B の値を求めるシミュレーションを 100 回繰り返した。これによって、 $W_A > W_B$ となったケースを「A 勝利」、 $W_A = W_B$ を「引き分け」、 $W_A < W_B$ を「B 勝利」と呼ぶ。また、 $W_A - W_B > 261$ となったケースを「格差拡大」、 $W_A - W_B = 261$ を「格差不変」、 $W_A - W_B < 261$ を「格差縮小」、 $W_A - W_B < 0$ を「同点」、 $W_A - W_B > 0$ を「逆転」と呼ぶ。勿論、「引き分け」と「同点」、「B 勝利」と「逆転」は同義である。この結果をまとめたのが表 2 である。

表 2 100 回のシミュレーションの結果 (回)

A 勝利	83	格差拡大	42
B 勝利	17	格差不変	3
合計	100	格差縮小	38
		同点	0
		逆転	17
		合計	100

表 2 を見れば、100 回のシミュレーションのうち、B 氏が逆転・勝利を収めるのは 17 回しかないことが分かる。実際、42 回のケースで格差がむしろ拡大するのである。そのようになる理由は、第 2 年度以降の評価でも、A 氏、B 氏がプラス/マイナス査定を受ける確率は同じであり、A 氏がさらにプラス査定を積み重ねれば差が縮まらないためである。なお、表 2 の結果の妥当性は第 3 節によって確認する。

これらの結果のうち、単年度の評価制度が生涯賃金に与える影響を考える上で、示唆を与えてくれるケースをいくつか紹介したい。

表 3 ケース 19：格差縮小ケース (値は生涯賃金増分[万円])

y	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
W_A	261	0	0	0	0	216	0	0	0	0	0	0	0	144	0	0
W_B	0	0	0	0	0	0	0	198	0	0	0	162	0	0	0	0
y	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	計	差
W_A	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	621	144
W_B	117	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	477	

表 3 のケース 19 (第 19 回目の試行の意) は、格差縮小ケースの一例であり、B 氏が複数回にわたってプラス査定を受けた結果、A 氏との格差を半分程度に縮小したことを示している。B 氏が勤務年数 17 年以内という比較的早い段階で 3 回 (8 年目、12 年目、17 目) にわたりプラス査定を得た結果、生涯賃金が 477 万円増加した。しかし、A 氏も 6 年目、14 年目に二度のプラス査定を積み重ねて生涯賃金を増やしたため、逆転には至っていない。

表 4 のケース 22 は、格差拡大ケースの一例である。B 氏が第 6 年にプラス査定を受けることに成功したが、11 年目にマイナス査定を受けてしまった。他方、A 氏は 14 年目、27 年目にプラス査定を重ねたことによって、より大きな差がつくことになったものである。

表4 ケース22：格差拡大ケース（値は生涯賃金増分[万円]）

y	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
A	261	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	144	0	0
B	0	0	0	0	0	216	0	0	0	0	-171	0	0	0	0	0
y	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	計	差
A	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	27	0	0	0	432	387
B	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	45	

ケース19およびケース22を見ると、B氏がA氏に対して逆転するためには、自身の努力だけでは難しく、A氏の「失点」すなわちマイナス査定が必要であることが示唆される。その事を明らかにするのが、以下の逆転ケースである。

表5 ケース33：逆転ケース(2)（値は生涯賃金増分[万円]）

y	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
A	261	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
B	0	0	243	0	0	0	0	0	0	0	0	162	0	0	0	0
y	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	計	差
A	0	0	0	0	81	0	0	0	0	0	0	0	0	0	342	-63
B	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	405	

表6 ケース2：逆転ケース(1)（値は生涯賃金増分[万円]）

y	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
A	261	0	0	0	0	-216	0	0	0	0	0	0	0	0	-135	0
B	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	171	0	0	0	0	0
y	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	計	差
A	0	108	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	9	0	27	-162
B	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	18	0	0	189	

表5のケース33は、B氏が3年目という早期にプラス査定を得たことにより大きく差を縮め、12年目のプラス査定によって逆転したものである。A氏は21年目にプラス査定を受けたことによって、これを逆転することはできない。

この問題は、野球に例えれば分かりやすいであろう。早い回に得た得点ほど有利になるよう加重がなされた場合、初回得点したチームに対して逆転勝利できる可能性は著しく低くなり、大変つまらないゲームになるということである。

表6のケース2では、B氏が11年目と28年目にプラス査定を受けたが、それ以上にA氏が6年目と15年目に繰り返しマイナス査定を受けて生涯賃金を減らした効果が大きく、18年目にプラス査定を得たことによってもその失点を取り返すことはできない。言い換えれば、このケースにおける逆転にとって重要だったのは、B氏自身の努力よりも、A氏の失点であったということになる。

以上を概観すれば、本稿で設定したような制度においては、プラス/マイナス査定を早い年度に受けることが、生涯賃金の増減に大きな影響を与えること、そして最後の方の年度でプラス/マイナス査定が生じても、AとBの生涯賃金には大きなインパクトをもたらさないことがわかる。また、この種の制度の中では、個人自らの努力だけでなく、同僚の足を引っ張ることもまた、重要であることが示唆される。

これは、上記のとおり「両者は他の全ての教員とも、年齢や勤続年数にかかわらず同等の能力および努力によって特徴づけられる」と仮定された上での結果であり、構造的な問題を明らかにしたものである。A と B 両者の間で仮に能力や努力の差があっても、上記の計算の枠組みでは X_{Ay} および X_{By} の従う確率変数が変化し、プラス/マイナス査定を受ける可能性が若干変化するだけであるから、議論の骨格には何ら影響はない。

2.3. 初年度のマイナス査定を挽回できる可能性

「1. はじめに」で示したように、若いときにマイナス査定を受けても、翌年度以降の努力で挽回できる可能性があるとして、この種の評価制度が安易に正当化されがちである。ここではまず、努力水準を一定として、生涯賃金の回復に関する構造的な側面について理解を深めよう。

前項と同様、ある教員(i)は就任して30年間勤務するものとする。彼が初年度にマイナスの評価を受けた(下位3%に含まれた)ことによって、生涯賃金に261万円の損失がもたらされた。彼の努力水準が一定のとき、翌年度以降の評価の結果、この261万円の損失を挽回できる可能性はどれほどであろうか。これを明らかにすべく、以下のようなシミュレーションを行った。

第 y 年($1 \sim y \sim 30$)の彼の業績($H_{iy}=v_{iy}$)は0から100までの値をとる一様分布で特徴づけられる。そして $H_{iy} < 3$ の時にプラス査定($X_{iy}=+1$)を受け、 $H_{iy} > 97$ の時にマイナス査定($X_{iy}=-1$)を受けるものとする。 $3 < H_{iy} < 97$ の場合には、 $X_{iy}=0$ となる。彼の生涯賃金の増分(W)は、

$$W = -261 + \sum_{y=2}^Y 9(30-y)(X_{iy})$$

として計算される。

MS-Excel のワークシート上で、 H_y の乱数を発生させ W を計算する試行を100回行った結果を表7にまとめた。100回のうち、損失を回復(ゼロにする)または挽回(プラスにする)ことができたのは、わずか11回のケースに過ぎない。36回のケースではむしろ、マイナス査定が繰り返されることによって損失が拡大することが分かった。

表7 初年度のマイナス査定を挽回できる可能性

損失拡大	$W < -261$	36
損失一定	$W = -261$	15
損失縮小	$-261 < W < 0$	38
損失回復	$W = 0$	1
挽回	$W > 0$	10
計		100

3. 9999回のシミュレーション

前節の100回のシミュレーションの結果によって、われわれは単年度の業績評価を定期昇給(基本給の増加)に反映させた場合、評価を受けるタイミングが生涯賃金に大きな影響をもたらすという、その仕組みについて考察を深めることができた。しかし、試行回数

が小さいことから「格差拡大」、「格差不変」、「格差縮小」、「同点」、「逆転」に関する誤差が大きく、これらの理論値に関する検討を一切行っていなかった。

本節では、前節と同様の状況設定の元で、数式展開によって個人の生涯賃金(W)、および A 氏と B 氏の生涯賃金の格差($W_A - W_B$)の確率分布の形状および代表値を明らかにし、さらに格段に回数を増加させたシミュレーションによって精度の高い推定値を求める。

3.1. 初年度のマイナス査定を挽回できる可能性

ある教員がある年(y)にプラス/マイナス査定を受ける可能性は、表 8 に示す確率変数 X_y で表される。彼は初年度にプラス査定された結果、翌年以後($Y-1$)年間にわたる生涯賃金が毎年 α 円増加するものとする。

表 8 確率変数 X_y

値(x)	-1	0	+1	期待値 $E(X_y)$	0
確率(p)	0.03	0.94	0.03	分散 $V(X_y)$	0.06

以後、各年(y)の単年度評価の結果として、翌年以降定年までの生涯賃金が次の式で表す J_y だけ増加する。

$$J_y = \alpha(Y-y)X_y$$

ここで、期待値は $E(J_y) = 0$ であり、分散は係数部分だけを 2 乗したものだから、

$$V(J_y) = V(\alpha(Y-y)X_y) = \alpha^2(Y-y)^2 \{V(X_y)\}$$

である。毎年の評価が繰り返されるとき、 $y=2$ から定年(Y)まで勤務したときの生涯賃金の変化(C)は、

$$C = \sum_{y=2}^Y \alpha(Y-y)X_y$$

となる。明らかに $E(C) = 0$ であり、

$$V(C) = V\left(\sum_{y=2}^Y \alpha(Y-y)X_y\right) = V(X_y) \sum_{y=2}^Y \alpha^2(Y-y)^2$$

である。ここで、前節と同様に勤務年数は 30 年とするが、計算の簡略化のために、毎年の給与増加額を 1 万円とすると、 $\alpha=1$ 、 $Y=30$ となる。 $i=30-y$ として、 $y=30-i$ より、

$$C = \sum_{y=2}^Y 1(30-y)X_y = \sum_{i=0}^{28} iX_i$$

となる。このとき分散の理論値は、

$$V(C) = V(X_i) \sum_{i=1}^{28} i^2 = 0.06 \sum_{i=1}^{28} i^2$$

$$= 0.06 \cdot 1^2 + 0.06 \cdot 2^2 + 0.06 \cdot 3^2 \cdots 0.06 \cdot 28^2 = 462.84$$

より $V(C)=462.84$ となる。

ところで、 C は対象な分布に従うことが明らかであるが正規分布とは限らない。 C の分布について、解析的に分布特性を求めることは容易ではないため、MS-Excel を用いて C を 9999 回生成させ、 C の確率分布の代表値を確認した。表 9 より、平均と分散は理論値に非常に近いことがわかる。また、尖度は約 3.593 であり、正規分布(尖度 3)と比較して有意にとがった分布である⁴。彼が、初年度のマイナス査定を挽回できるということは、 $C>29$ となることを意味し、この観点から C の値の分布表を作成した(表 10)。

表 9 C の確率分布の代表値(9999 回試行)

最大値	中央値	最小値	平均	分散	尖度
90	0	-102	-0.10201	463.765	3.592547

表 10 生涯賃金の挽回の可能性

	挽回	損失回復	損失縮小	そのまま	損失拡大	計
C の値	$C>29$	$C=29$	$0<C<29$	$C=0$	$C<0$	
回数	762	55	3316	1779	4087	9999
比率	7.6%	0.6%	33.2%	17.8%	40.9%	100.00%
参考:生涯賃金額[万円]	$W>0$	$W=0$	$-261<W<0$	$W=-261$	$W<-261$	
参考:表 7 より	10	1	38	15	36	

表 10 を見れば、この教員が生涯賃金を挽回できる可能性は 7.6%に過ぎず(「挽回」、損失が縮小されるのは 33.2%であり、40.9%のケースではむしろ損失が拡大する(「損失拡大」)。この場合、一回の評価で年間の賃金が 9 万円変化するという設定では、生涯賃金が 261 万円以上減少してしまうことになるが、これは初年度の評価によって確定したものが大部分である。この結果は、2 節に行った 100 回のシミュレーションの結果とよく一致しており、両者の計算の妥当性を裏付けている。ただし、表 10 の結果も 9999 回のシミュレーションに基づくものであって、厳密な理論値とは若干の乖離がありうることに注意されたい。

いずれにせよ、初年度にマイナス査定を受けてしまった教員が、生涯賃金を回復できる可能性は、構造的な側面からみれば、極めて小さいことが明らかになった。

3.2. B 氏が A 氏を逆転できる可能性

A 氏と B 氏の二人が、 Y 年にわたり勤務するとする。初年度は A 氏のみがプラス査定された結果、翌年以後($Y-1$)年間にわたる生涯賃金が毎年 α 円増加するものとする。

⁴ 分布の正規性を検定するボウマン・シェントン (ジャルク・ベラ) 検定 (養谷 2007, p.339) をこのデータに用いて確認した。歪度は明らかに 0 であるから、自由度 2 のカイ 2 条分布に従う JB 統計量は約 146.28 となり、その p 値は 1.72×10^{-31} となる。従って、正規分布であるという帰無仮説は有意水準 1%で棄却される。

第 y 年において、各人がプラス/マイナス査定される可能性は、表 11 に示す確率変数 X_{Ay} 、 X_{By} によって定められる。両者は同一の分布に従い、それがとりうる値を x で代表する。計算手続の簡略化のため、 X_{Ay} 、 X_{By} は独立であると仮定する。

期待値は容易に計算され、明らかにゼロである。分散は x^2 の期待値として計算される。

表 11 確率変数 X_{Ay} 、 X_{By}

値(x)	-1	0	+1	期待値	0
確率(p)	0.03	0.94	0.03	分散	0.06

各年の評価の結果、各人には $(X_{Ay}-X_{By})$ の評価の差がつき、評価の結果が基本給に反映される。毎年の給与増加額が α なら、単年度の評価の結果として、翌年以降定年までの賃金の増加額が次の式で表す G_y だけ増加する。

$$G_y = \alpha(Y-y)(X_{Ay}-X_{By})$$

ここで、期待値は $E(G_y)=0$ であり。独立性を仮定すれば、二つの確率変数の差の分散はそれぞれの確率変数の分散の和であるから、

$$V(G_y) = V(\alpha(Y-y)(X_{Ay}-X_{By})) = \alpha^2(Y-y)^2 \{V(X_{Ay}) + V(X_{By})\}$$

である。毎年の評価が繰り返されるととき、結局、両者が $y=2$ から定年(Y)まで勤務したときの生涯賃金の差(D)は、

$$D = \sum_{y=2}^Y \alpha(Y-y)(X_{Ay} - X_{By})$$

となる。明らかに $E(D)=0$ であり、

$$V(D) = V\left(\sum_{y=2}^Y \alpha(Y-y)(X_{Ay} - X_{By})\right) = \sum_{y=2}^Y \alpha^2(Y-y)^2 \{V(X_{Ay}) + V(X_{By})\}$$

である。ここで、前節と同様に勤務年数は 30 年とするが、計算の簡略化のために、毎年の給与増加額を 1 万円とするととき、 $\alpha=1$ 、 $Y=30$ となる。 $i=30-y$ として、 $y=30-i$ より、

$$D = \sum_{y=2}^Y 1(30-y)(X_{Ay} - X_{By}) = \sum_{i=0}^{28} i(X_{Ai} - X_{Bi}) = \sum_{i=1}^{28} i(X_{Ai} - X_{Bi})$$

となる。このとき分散の理論値は、

$$\begin{aligned} V(D) &= \sum_{i=1}^{28} i^2 \{V(X_{Ai}) + V(X_{Bi})\} = 0.12 \sum_{i=1}^{28} i^2 \\ &= 0.12 \cdot 1^2 + 0.12 \cdot 2^2 + 0.12 \cdot 3^2 \cdots 0.12 \cdot 28^2 = 925.68 \end{aligned}$$

より $V(D)=925.68$ となる。

ところで、 $(X_{Ay}-X_{By})$ は-2、-1、0、1、2の値をとる対象な分布に従う確率変数であり、期待値は0、分散は $V(X_{Ay})+V(X_{By})=0.12$ である(表12)。これの加重合計である D も対象な分布に従うことは明らかであるが、必ずしも正規分布とは限らない。

表12 確率変数 $X_{Ay}-X_{By}$

値(x)	-2	-1	0	+1	2	期待値	0
確率(p)	0.0009	0.0564	0.8854	0.0564	0.0009	分散	0.12
累積確率	0.0009	0.0573	0.9427	0.9991	1.0000		

D の分布について、解析的に分布特性を求めることは容易ではないため、MS-Excelを用いて D を9999回生成させ、 D の確率分布の代表値を確認した。表13より、平均と分散は理論値に非常に近いことがわかる。また、尖度は約3.526であり、正規分布(尖度3)と比較して有意にとがった分布である⁵。

表13 D の確率分布の代表値(9999回試行)

最大値	中央値	最小値	平均	分散	尖度
147	0	-146	-0.42654	933.1033	3.525845

表14 A氏とB氏の生涯賃金の関係

	逆転	同点	格差縮小	格差不変	格差拡大	
Dの値	$D>29$	$D=29$	$0<D<29$	$D=0$	$D<0$	
回数	1583	69	3161	428	4758	9999
比率	15.8%	0.7%	31.6%	4.3%	47.6%	100%
参考:生涯格差[万円]	$W>0$	$W=0$	$-261<W<0$	$W=-261$	$W<-261$	
参考:表2より	17回	0回	38回	3回	42回	100回

ところで、A氏は初年の評価によって、以後29年分の賃金の増加が得られていた。B氏がこれを逆転できるのは $X_{Ay}-X_{By}<-29$ となる場合である。9999回の試行を行い、 D の値を小さい順に並べれば、この条件を満たす「逆転」はわずか1583回(15.8%)であることがわかる(表14)。同様に、両者の生涯賃金増分が同額になる「同点」の確率が0.7%、差が縮小する「格差縮小」の可能性が31.6%である。4.3%のケースでは、初年度に生じた賃金格差がそのまま両者の定年まで維持される(「格差不変」)。それに対し、47.6%のケースはむしろ差が開いてしまうことがわかる(「格差拡大」)。

この結果を、第2節の表2に示した結果と比較すれば、各ケースの比率はよく一致しており、前節の100回のシミュレーション手続きや結果の正しさも裏付けられたと言えよう。ただし、表14の結果も9999回のシミュレーションに基づくものであって、厳密な理論値とは若干の乖離がありうることに注意されたい⁶。

⁵ ボウマン・シェントン(ジャルク・ベラ)検定のJB統計量は約115.2となり、カイ2乗分布のp値は 9.64×10^{-26} となる。従って、正規分布であるという帰無仮説は有意水準1%で棄却される。

⁶ 例えば、理論的には「格差拡大」となる比率は、「逆転」「同点」「格差縮小」の和と一致せねばならないが、表14によれば、 $47.6\% \neq 15.8+0.7+31.6=48.1$ となり、一致していない。

4. 努力の効果について

4.1. 初年度のマイナス査定を挽回する上での努力の効果

これまで、全ての教員の努力水準を一定かつ同等と見なして、制度の構造的な特性を明らかにしてきた。ここでは、個人の努力が、ある程度評価に影響を及ぼす場合を考慮する。この際、式

$$H_i = f(E_i) + v_i$$

の $f(E_i)$ の部分を詳細化するとモデルがいたずらに複雑化する。そこで、3.1節の議論を基に、引き続き $f(E_i)=0$ を仮定する一方で、努力によって確率変数 v_i が変化し、その結果、確率変数 X_y が各値をとる確率が変化するものと考えよう。つまり、制度的には毎年、全体の6% (3%+3%)の教員に対してプラス査定またはマイナス査定が行われる設定となっているが、同僚の平均水準よりも努力をした者は、プラス査定を受ける確率 p_{PLUS} が上昇し、マイナス査定を受ける確率 p_{MINUS} が低下すると考えるのである(表 15)。

表 15 確率変数 X_y

値(x)	-1	0	+1	期待値	$E(X_y)$
確率(p)	p_{MINUS}	$1-p_{MINUS}-p_{PLUS}$	p_{PLUS}	分散	$V(X_y)$

表 16 確率変数 X_y の期待値 $E(X_y)$

p_{PLUS} p_{MINUS}	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.10	0.20	0.30	0.50	0.80	1.00
0.00	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.10	0.20	0.30	0.50	0.80	1.00
0.01	-0.01	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.09	0.19	0.29	0.49	0.79	
0.02	-0.02	-0.01	0.00	0.01	0.02	0.03	0.08	0.18	0.28	0.48	0.78	
0.03	-0.03	-0.02	-0.01	0.00	0.01	0.02	0.07	0.17	0.27	0.47	0.77	
0.04	-0.04	-0.03	-0.02	-0.01	0.00	0.01	0.06	0.16	0.26	0.46	0.76	
0.05	-0.05	-0.04	-0.03	-0.02	-0.01	0.00	0.05	0.15	0.25	0.45	0.75	
0.10	-0.10	-0.09	-0.08	-0.07	-0.06	-0.05	0.00	0.10	0.20	0.40	0.70	
0.20	-0.20	-0.19	-0.18	-0.17	-0.16	-0.15	-0.10	0.00	0.10	0.30	0.60	
0.30	-0.30	-0.29	-0.28	-0.27	-0.26	-0.25	-0.20	-0.10	0.00	0.20		
0.50	-0.50	-0.49	-0.48	-0.47	-0.46	-0.45	-0.40	-0.30	-0.20	0.00		
0.80	-0.80	-0.79	-0.78	-0.77	-0.76	-0.75	-0.70	-0.60				
1.00	-1.00											

このように設定した場合、期待値と分散は p_{PLUS} と p_{MINUS} のとる値によって変化する。これを表 16 と表 17 に示した。

次の式は、3.1節で示した、生涯賃金の増加額(C)を示した式であるが、C および X_i が p_{PLUS} と p_{MINUS} に依存することを明示している。

$$C(p_{PLUS}, p_{MINUS}) = \sum_{y=2}^Y 1(30-y)X_y(p_{PLUS}, p_{MINUS}) = \sum_{i=0}^{28} iX_i(p_{PLUS}, p_{MINUS})$$

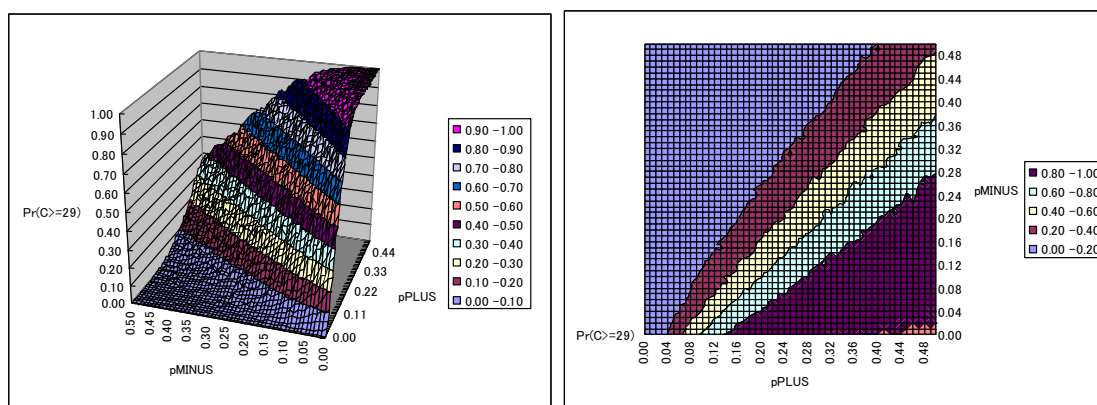
これに基づき、3.1.で説明した、初年度のマイナス査定を挽回できる（すなわち $C \geq 29$ となる）確率をシミュレーションによって求める。ここでは、 p_{PLUS} と p_{MINUS} をそれぞれ 0 から 0.5 まで 0.1 ずつ変化させて、それぞれの p_{PLUS} と p_{MINUS} の組み合わせごとに C を 1000

回ずつ生成させ、 $C \geq 29$ となる割合を計算した (図 2[a][b])⁷。ちなみ、 p_{PLUS} と p_{MINUS} がともに 3% のとき、 $C \geq 29$ となる割合は 7.2% と算出されており、表 10 の 8.2% と近い値となっている。

表 17 確率変数 X_y の分散 $V(X_y)$

p_{PLUS} p_{MINUS}	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.10	0.20	0.30	0.50	0.80	1.00
0.00	0.000	0.010	0.020	0.029	0.038	0.048	0.090	0.160	0.210	0.250	0.160	0.000
0.01	0.010	0.020	0.030	0.040	0.049	0.058	0.102	0.174	0.226	0.270	0.186	
0.02	0.020	0.030	0.040	0.050	0.060	0.069	0.114	0.188	0.242	0.290	0.212	
0.03	0.029	0.040	0.050	0.060	0.070	0.080	0.125	0.201	0.257	0.309	0.237	
0.04	0.038	0.049	0.060	0.070	0.080	0.090	0.136	0.214	0.272	0.328	0.262	
0.05	0.048	0.058	0.069	0.080	0.090	0.100	0.148	0.228	0.288	0.348	0.288	
0.10	0.090	0.102	0.114	0.125	0.136	0.148	0.200	0.290	0.360	0.440	0.410	
0.20	0.160	0.174	0.188	0.201	0.214	0.228	0.290	0.400	0.490	0.610	0.640	
0.30	0.210	0.226	0.242	0.257	0.272	0.288	0.360	0.490	0.600	0.760		
0.50	0.250	0.270	0.290	0.309	0.328	0.348	0.440	0.610	0.760	1.000		
0.80	0.160	0.186	0.212	0.237	0.262	0.288	0.410	0.640				
1.00	0.000											

図 2 「努力」による生涯賃金回復確率の変化(左[a]は鳥瞰図、右[b]は等高線)



この図によると、 p_{PLUS} を 0.5 程度まで高め、 p_{MINUS} を 0 まで下げるという努力を 29 年間毎年続けることができれば、生涯賃金を回復できる可能性は 100% に達する。ただしここで、努力によって p_{PLUS} や p_{MINUS} がどの程度変化しうるのかは、知ることができない。

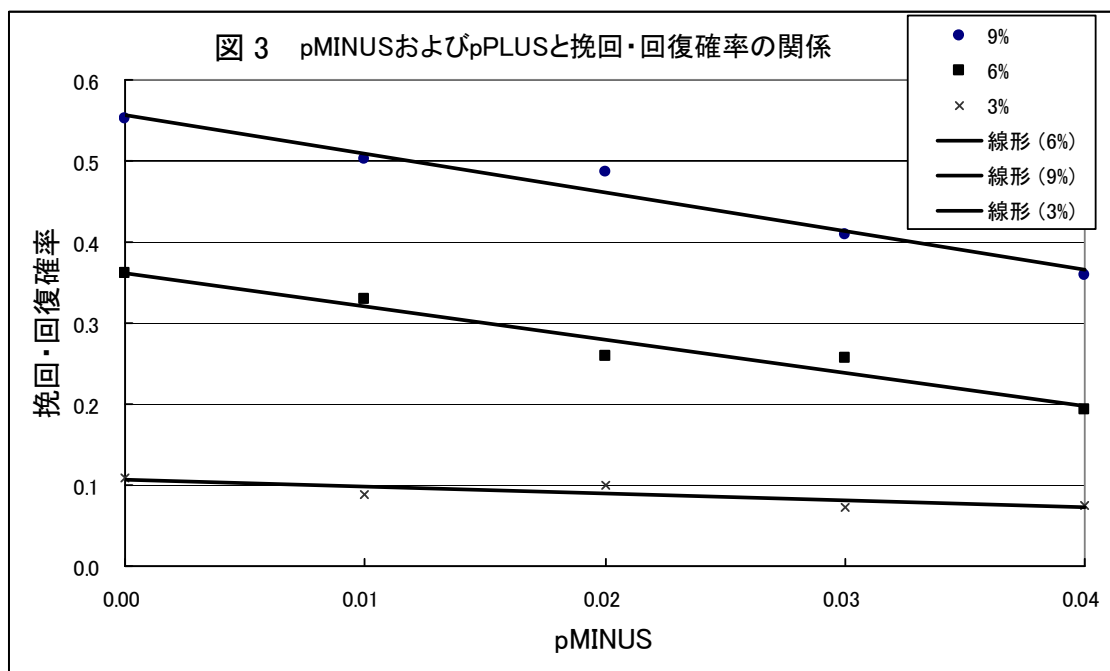
筆者は、相対評価の枠組みで、他の同僚との競争の中で、自身の努力によってこの確率を変化させる幅は、かなり限られていると考える。努力した者が、マイナス査定を受ける確率を 0 に近づけることはある程度可能であるとしても、プラス査定を受ける確率はせいぜい、10%程度までしか高められないのではなかろうか。大学のような組織で、毎年 50% 以上の確率で、上位 3% に位置づけられる個人というのは、何らかの不正を行っているか、特に優遇された立場に置かれている可能性が疑われる。また一部の個人のプラス査定を受ける確率が著しく高いということは、他の教員のプラス査定を受ける可能性が極めて制約されていることを意味し、評価制度を実施する意味にも疑問が生じるであろう。

図 3 は、個人の努力と生涯賃金の挽回・回復確率の関係を示したものである。横軸は

⁷ 試行の回数は $1000 \times 50 \times 50 = 250$ 万回である。

pMINUS であり、3本の直線グラフはそれぞれ異なる pPLUS の水準(3%、6%、9%)に対応している。努力水準が高いほど、より高い直線の、より左側に位置づけられることになる。

この時、平均的な教員の3倍にあたる、pPLUS=9%の場合でさえ必ずしも100%の確率で生涯賃金の回復が保証されるわけではないことが分かる。初年度にマイナス査定を受けた個人にとって、その後の努力によって生涯賃金を回復することは、それほどまでに難しい課題なのである。



4.2. B氏がA氏を逆転するための努力の効果

4.1節と同様に、B氏の努力の結果として、確率変数 v_{Bi} が変化し、結果として確率変数 X_{By} が各値をとる確率が変化するものと考えよう。ただし、A氏の努力水準は一定であり、 X_{Ay} が各値をとる確率に変化はない。B氏がプラス査定を受ける確率を pPLUS、マイナス査定を受ける確率を pMINUS とする。3.2節で以下の式を示した。

$$D = \sum_{y=2}^Y 1(30-y)(X_{Ay} - X_{By}) = \sum_{i=0}^{28} i(X_{Ai} - X_{Bi}) = \sum_{i=1}^{28} i(X_{Ai} - X_{Bi})$$

この式に基づき、B氏がA氏に対して同点・逆転となる（すなわち $D \geq 29$ となる）確率をシミュレーションによって求める。ここでは、pPLUS と pMINUS をそれぞれ0から0.5まで0.1ずつ変化させて、それぞれの pPLUS と pMINUS の組み合わせごとに D を1000回ずつ生成させ、 $D \geq 29$ となる割合を計算した（図4[a][b]）⁸。ちなみ、pPLUS と pMINUS がともに3%のとき、 $D \geq 29$ となる割合は14.1%と算出されており、表14の16.5%との差は小さい。なお、図4は図2と類似しているが、それぞれの点が示す値は相当に異なっている。

4.1節の議論と同様、pPLUS が著しく高くなれば、同点・逆転の可能性は100%に達する

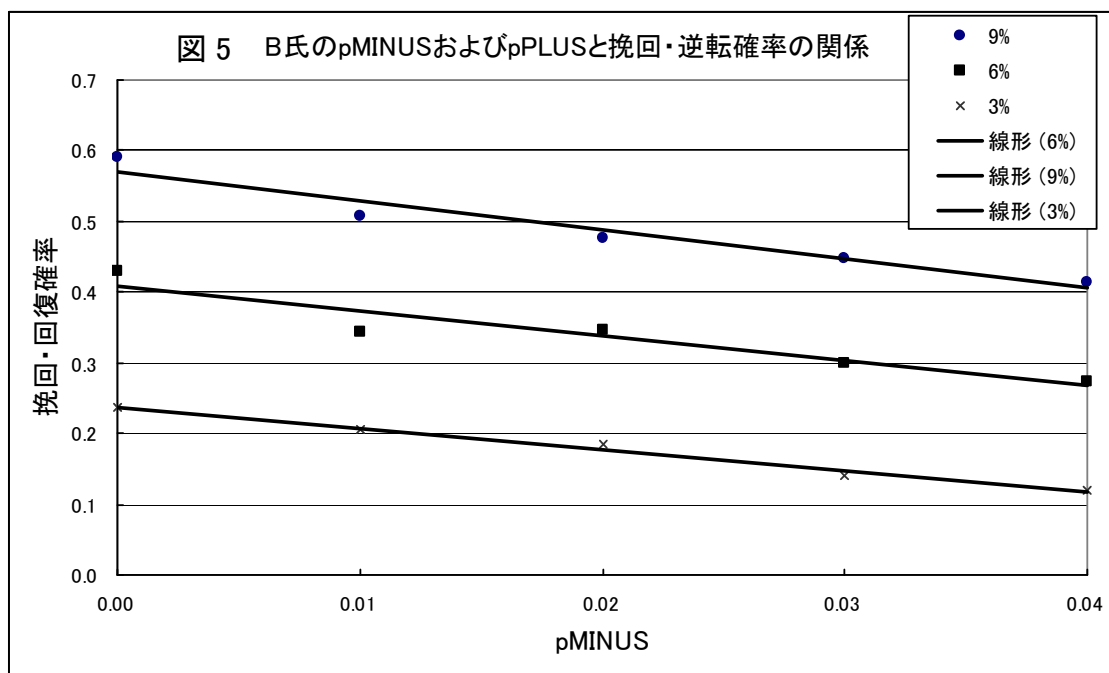
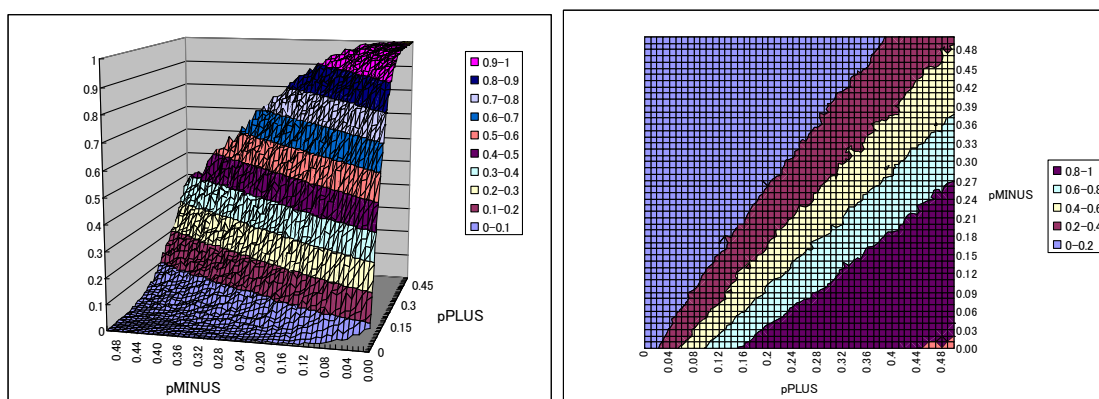
⁸ 試行の回数は $1000 \times 50 \times 50 = 250$ 万回である。

が、B氏がA氏よりも大きな努力をしても pPLUS が 10%より高くなるとは考えにくい。

図5は、B氏の努力と同点・逆転の可能性の関係を示したものである。横軸は pMINUS であり、3本の直線グラフはそれぞれ異なる pPLUS の水準(3%、6%、9%)に対応している。B氏の努力水準が高いほど、より高い直線の、より左側に位置づけられることになる。

この時、B氏の努力がA氏の3倍にあたる pPLUS=9%の場合でさえ、必ずしも確実に同点・逆転にできるわけではないことがわかる。初年度に付いた差は、それだけ大きいのである。

図4 B氏の「努力」による逆転可能性の変化(左[a]は鳥瞰図、右[b]は等高線)



5. 結論

単年度の評価成績を翌年度以降の定期昇給に反映させることは、プラス/マイナス査定を受ける時点の違いによって、教員の間で大きな不公平をもたらす。若年時の評価結果によって、教員の生涯賃金が大きく変化するのに対し、中・高齢時の評価結果は生涯賃金にあまり影響しないので、年令によって努力の価値が大きく異なる。初年度にプラス査定を受

けた人物を、他の人物が逆転する可能性は、たとえ彼と同等の能力をもち同様の努力を行ったとしても、非常に小さい。その結果、長期にわたり勤務する教員は、初年度にマイナス査定を受けた場合には生涯賃金を挽回できる可能性は小さい。また、相当の努力を行ったとしても、相対評価の設定の中で、若年時に生じた生涯賃金の損失が確実に回復できるとは言えない。

本稿では、単純な構造をもったシミュレーション分析を用いて、上記の点を数量的に明らかにした。その結果、 $p_{PLUS}=p_{MINUS}=3\%$ という設定では、初年度にマイナス査定を受けた人物が生涯賃金を挽回できる可能性は1割に満たないこと、また、同じ年度に就職し同じ年度に定年を迎えるA氏とB氏のうち、初年度にプラス査定を受けたA氏をB氏が逆転できる確率は、約16%に過ぎないことが明らかになった。さらに、相当の努力を加味して、 p_{PLUS} と p_{MINUS} を変化させても、初年度の査定によって生じた生涯賃金の差が、確実に回復されるとは言いがたいことを明らかにした。

従って、「低く格付された労働者も努力次第で高い格付に移行できる可能性があるのならばその間の成果によって賃金が回復することもありうる」という立論は、査定が本人の努力にも依存すると設定した場合でも、十分なものではない。

評価結果が能力や努力を十分に反映できないという問題は、相対評価や恣意的な点数制（ポイント制）によって必然的に生じるものである。この用な仕組みの下で、教員本人の能力や努力とは別個の、その時々々の偶然的要素や同僚との競争の結果に支配されやすい単年度の評価結果によって、毎年の賞与に差を付けることならまだしも、自動的に定期昇給に差をつけることは大きな誤りである。

生涯賃金に大きな影響を与える基本給に差を付けようとすれば、上司や人事担当者が教員個人の能力や業績について複数年度にわたって慎重に観察を行い、将来にわたる組織への貢献を見通した上で、責任を持って行う必要がある。なお、従来の年功制度の下でも、管理職への昇進人事において人事担当者による選別がなされ、賃金の面でも差がついていたことが指摘されている（高橋 2004、pp.24-26）。つまり、評価は従来からなされていたわけで、日本の従来的人事制度は上記の指摘に照らしても十分に合理的だったと言えるかもしれない。大学の給与体系でも、講師から准教授、そして教授へ昇進する際に、審査が為されており、昇進年齢によって賃金にもある程度の差がついている。あえて単年度主義の評価制度を導入することに、どれほどの意味があるのか疑問が残る。

参考文献

- 廣石忠司(2004)「86 成果主義・年俸制」所収：角田ほか編『Jurist 増刊：労働法の争点[第3版]』有斐閣
- 蓑谷千鳳彦(2007)『計量経済学大全』東洋経済新報社
- 高橋伸夫(2004)『虚妄の成果主義 日本型年功制復活のススメ』日経 BP 社