

意見書

シカゴ大学社会学教授 山口一男

目次

報告者の経歴と資格	1
I. 一般的論点.....	1
1. 間接差別と「区別、排除、制限」の効果の判断について.....	1
2. 観察された賃金分布の男女格差が、人事考課における評価と整合的で、差別ではないとの控訴審判断について.....	2
II. 観察された男女の賃金分布の格差から統計的に導き出されること.....	4
1. この分析の意味と方法.....	4
2. 分析1：男女の機会の平等があったとした場合。.....	6
3. 分析2：女性のトップ25%には男女の機会の均等があったか？.....	9
4. 分析3：平成13年にはトップの何人の女性が男性と同等の機会を与えられていたとみることができるのか.....	11
5. 分析4. 男女格差の変化についての平成17年、18年、19年の結果.....	13

報告者の経歴と資格

報告者は社会統計の専門家であり、米国の統計学会の最も権威ある学術誌 *Journal of the American Statistical Association* にも幾つかの論文を主著者として出版し、また社会学方法論で米国で最も権威ある *Sociological Methodology* での論文出版数は米国最多である。また過去に米国の国立科学財団 (National Science Foundation) の社会・経済科学部門における「方法、計測、統計」部会の常任審査員を3年、同じく健康・医療に関する米国最大の財団である National Institute of Health において「生命統計」部会の常任審査員を4年間にわたって勤めている。社会学者としての専門分野は社会的不平等、就業と家族である。

I. 一般的論点

1. 間接差別と「区別、排除、制限」の効果の判断について

控訴審で、長迫氏と同期入社で同学歴で事務職の男女雇用者についての分布の資料が提出され、男女の賃金が完全に分離していないので、差別には当たらないとの高裁判断があったと理解しているが、この判断には大きな問題がある。差別には性別自体を基準とす

る「区別、排除、制限」がありこれは直接的差別である。完全な分離がないというのは直接的差別はないことを示唆するものの、間接差別に関して「ない」との根拠には全くなり得ない。なぜなら、間接差別は性別でなく、性別と強く相関する何らかの基準を用いることが、男女格差を生むことを意味し、男女の賃金分布の分離は当然不完全となるからである。なおわが国も批准している女子差別撤廃条約の定義にあるように差別は「効果および目的」の双方において判断される。目的というのは差別を意図するもの、効果というのは必ずしも差別を意図しないが偶然の結果とは言えない格差を生み出すものを意味すると理解され、その判断には統計的分析が有用である。直接差別に対し、間接差別は性別を直接「区別、排除、制限」基準とはしないが、性別と強く関連する何らかの基準で「区別、排除、制限」が行われた結果男女格差が生まれることを意味する。また、間接差別にも「目的」と「効果」によるものが含まれ、米国の最高裁判決では(1971年の Griggs vs. Duke Power Company)では、差別の意図(差別目的)の有無にかかわらず、人種・性別間などグループ間で結果に異なるインパクト(disparate impact)を生むものを差別とした。一方わが国の2006年の機会均等法改正の定義では、間接差別を「一方の性の構成員に他の性の構成員と比較して相当程度の不利益を与えるものを、合理的理由なく講じること」と定義され、目的と効果の両方を含むことは明示的ではないが、国際的な差別の定義にしたがい、目的だけでなく効果において格差を生むメカニズムを当然間接差別に含めるべきであると報告者は考える。このレポートの主たる目的は、中国電力から提出された男女の賃金分布の資料(乙79の1~乙89の2)から判断して、間接差別がなかったという仮説は、後述の統計分析結果からは全く支持されないという事実を示すことにある。しかし、その前に幾つかの点を指摘したい。

2. 観察された賃金分布の男女格差が、人事考課における評価と整合的で、差別ではないとの控訴審判断について

この判断には幾つかの大きな問題があると報告者は考えるので、主たる分析の前にそれを指摘しておきたい。問題は4点有る。まず、雇用や昇進・昇給における公平な取り扱いの有無についての普遍的基準(universalistic criteria)と個別的基準(particularistic criterion)の区別である。普遍的基準とは、一企業の論理を超え原則的にすべての雇用関係に当てはまるべき基準を意味し、個別的基準とはその企業(この場合中国電力)に特殊な基準である。当然間接差別の有無の判断には、普遍的基準が用いられるべきであり、企業特殊な論理に基づくものは用いられるべきでない。なぜなら、後者を用いるなら、「区別、排除、制限」を行う企業の論理が優先されることとなり、被差別者の人権擁護ができないからである。後述する報告者の分析は普遍的基準に基づくものである。一方中国電力から出された人事考課の評価は、その評価結果でなく、評価基準自体が透明性を持ち、普遍的基準に照らし合わせて女性差別的なものではないことが明らかにされなければ正当化が出来ない。報告者の理解では、控訴審において中国電力はこのような普遍的基準についての

説明責任を果たしていないと考える。

第二点として重要なのは、長迫氏のような一般事務職者の業務達成評価についてである。高度の専門性を有する専門職と異なり、一般事務職の職務は、個人個人の職務達成効率（仕事が速いか、遅いか）には個人差が大きいものの、大多数が達成可能な業務である。そうではあっても、難度や責任度が全く同じというわけではなく、当然、比較的難度や責任度の高い職務に就いたものは、そうでないものに比べ、共に与えられた職務を達成しても、より高い評価を受けることになる。しかし比較的難度が高いあるいは責任度が重いといっても、大多数の事務職者には達成可能な職務であり、職務が達成できないという評価を受けることはまれである。こういう条件のもとで重要なのは、これは米国の間接差別にも存在しわが国でも当てはまると考えられるが、多くの従事者が達成可能な職務の査定は、仕事の割り振り（タスク・アサインメント）の結果になる傾向があるので、タスク・アサインメントに差別的要素が無かったかが問題となるという点である。つまり女性に対する間接差別の有無は、結果に対する評価が賃金に見合っているか否か以前に、仕事の割り振りに上司の部下に対する性別判断が入り込み、一般事務職であっても男性には比較的難度が高く比較的責任が大きい職務を割り振り、一方女性には比較的難度が低く補助的で責任の少ない職を与えると言った慣行が中国電力に無かったかどうかという点である。これは一般的にはグループ間で「異なる取り扱い（disparate treatment）」の問題である。もしこのような慣行があり、その結果男性への職務評価は女性への評価より高くなった結果男女賃金格差が生じていたのなら、それはタスク・アサインメントを通じた間接差別ということになる。控訴審ではこのようなタスク・アサインメントに性別判断が無かったかについて議論がされず、中国電力も関連資料を提出していないと理解している。

第3点として初審において、中国電力は女性雇用者に対するアンケート調査の結果、特に女性の多く（75%）が「管理職にチャレンジしたいと思わない」と答えたという結果を提示して、男女の意欲の違いが男女の賃金格差や、昇進率の男女格差を生み出したという議論をし、初審はその弁明を認めた形で判決がなされたと理解している。ここにも問題がある。まず、かりに女性の意欲が男性より劣るとしても、女性の75%が昇進意欲がないという結果が、中国電力における長迫氏と同期で同等の資格で入社した人たちの間に生まれた男女の賃金格差を正当化できるか否かという問題である。これが筆者の報告の中心テーマであり、詳細な分析結果を以下で提示する。またさらには「管理職にチャレンジしたいと思わない」とした結果を、女性の側のみの問題という理解は問題である。なぜなら中国電力のアンケート調査はその理由も聞いており、「チャレンジしようと思わない女性」の3分の2は「家庭との両立の困難」を理由に挙げており、これはわが国で、多くの欧米諸国と比べ、「夫は家計に、妻は家事・育児に主たる責任がある」という男女の伝統的役割分業の規範が未だ強く残り、働く有配偶女性に仕事と家事・育児の2重の負担を強いていることが背景にあるからである。このような状況の改善については、男女共同参画社会基本法や次世代育成対策支援法などの精神に沿い、企業も努力義務を負うと報告者は考える。

第4に、これは第一の点とも関連するが、控訴審で長迫氏が「職務評価は高いが協調性に欠ける」ので中国電力が昇進させなかったのは妥当という判断である。普遍的基準では、これは極めて問題のある判断であると報告者は考える。欧米では雇用契約に職務は明記されておき、職務遂行に必要な協調性は職責の範囲となる。わが国で雇用契約に職務が明記されていないものの、長迫氏の職務評価が高いこと自体、職務に関する同僚との協調には問題はなく、長迫氏は優れた職務達成をしていたことになる。もし協調性が問題とされるなら、雇用契約による職務の遂行に関する協調性のみが、普遍的基準からは問題とされるべきである。一方、企業特殊・組織特殊な、「協調性」の判断には問題の多いものが多い。一般論として会社が法遵守（コンプライアンス）を果たしていないことに関する内部からの異議申し立て、女性に対し様々な別扱い（disparate treatment）をすることに対する異議申し立て、残業を恒常的にせざるを得ないような過剰な職務の割り当てに関する異議申し立てなど、いずれも現行の慣行に関する異議申し立ては、上司の目から今までの自分のやり方に対する批判と受け取られ「協調性がない」と判断される可能性があるが、そのような基準で「協調性がない」と判断され、昇進機会を奪われるならばそれは不当である。長迫氏の場合、差別に関する訴訟を起こしているのだから、企業特殊の基準では明らかに「協調性がなく」、もしそういった協調性判断が「異なった取り扱い」を正当化するなら、訴訟者はすべて差別をされても当然ということにも成りかねない。職責を果たすことに関する協調性以外の協調性の基準を差別化の根拠として認めることは、されてはならないと報告者は考える。

以下は本報告の主な論点である。

II. 観察された男女の賃金分布の格差から統計的に導き出されること

1. この分析の意味と方法

以下、実際に観察された長迫氏と同期入社で同学歴の事務職男性83人、女性35人の賃金分布について、間接的な女性差別の結果とはみなせないかどうかという問題に対し、統計的仮説検定により回答を与えることを意図している。前提は、間接差別の結果は賃金分布について男女の完全な分離でなく、不完全な男女の分離を生むと考えられるが、実際に観察された分離の程度は、昇給機会が男女で平等であるという仮説を支持するか否かである。

このような場合の「差別があった」あるいは「差別が無かった」という認定基準について実はわが国では確立されていないことが問題であるが、まず普遍的基準とみなされてきた米国の基準とその経緯について述べ、次いでわが国の場合の目安について述べたい。

米国では、1971年に初めてカリフォルニア州で採用され、1978年に米国の雇用機会均

等委員会 (EEOC) に採用された 4/5 ルール (あるいは 80%ルール) というものが存在する。これは雇用について、例えば女性の採用率が男性の採用率の 80%未満であった場合、差別の証拠とみなすという基準である。同様な基準は昇進率などにもあてはまる。ただ、ここで 2 点留意すべき点がある。一つは、問題は率の比なので、分母の定義が適性であるかどうか重要だという点である。例えば企業が大学の工学部出のエンジニアの職を採用募集していたのなら、男女別の工学部出の応募者数が男女別の採用率の分母とするのが適切である。同様に高卒の事務職の採用募集なら、男女別の高卒の事務職応募者数が分母となるべきである。つまり男女で異質な資格の者の比較を混在させないことである。同様に昇進率でも、同等の学歴で、同種の職についての者の間の男女の昇進率の差が問題となる。以下の分析は昇給機会の分析であるが、長迫氏と同学歴、同年入社事務職者の男女の分析であり、この点の条件を満たしている。

留意点の第 2 は、かりに或る年に女性の採用率が 4/5 未満であったとしても、たまたまその年に女性に対し差別的でない基準で採用したにもかかわらず偶然そのような結果になったことが考えられる点である。ここで、統計的検定の問題が入る。結果が、差別を仮定しないルールのもとで偶然に起こる可能性が、5%未満 (より保守的基準では 1%未満) とみなされる場合のみ、が差別があったとする基準である。つまり差別があった可能性が 95%以上 (保守的基準では 99%以上) なら差別があったと見なすことになる。

実は近年は米国 EEOC は、むしろ統計的検定結果の方を重視し、仮に 4/5%ルールでは合格でも、例えば同等の資格の女性の昇進率が男性の 90%であったとしても、統計的に機会の均等があったと言えない統計的実証根拠があれば、差別があったと見なす方針を打ち出している ([//www.eeoc.gov/abouteeoc/meetings/5-16-07/testcase_ashe.html](http://www.eeoc.gov/abouteeoc/meetings/5-16-07/testcase_ashe.html))。単なる目安である結果に基づく 4/5 ルールよりも科学的基準をより重視するという方針である。

そこで本件についても、統計的実証を試みる。以下の統計的仮説検定の方法について、まず概念的説明を行うと、検定は男女の昇給機会の均等のあり方について、検証可能なメカニズムの仮定をするが、それを検証仮説と呼ぶ。典型的には「男性 83 人、女性 35 人の全員の間昇給機会の平等があった」というような仮説であるが、例えば「少なくとも女性の賃金のトップ 25%は男性と昇給機会が平等であった」というような他の仮説も検証する。

次に賃金分布の男女格差について、「検証仮説と照らし合わせる事実」(以下検定用事実と呼ぶ) を、指定する。実際の男女の賃金格差の特徴を 100%用いることはできないので、その主な特徴を検定用事実とするが、この特徴付けには条件がある。それは実際の格差を過小評価する事実は検定用事実にもよいが、過大評価する事実は用いてはならない

という条件である。理由は以下で述べる。

次に与えられた検定用事実に対し、検証仮説の下で、検定用事実が示す賃金の男女格差か、もしくはそれ以上の男女格差が生じる確率を計算する。この確率をPで表すと、実際の格差かそれ以上の格差が起こる確率は、上記の条件（検定用事実が実際の格差を過小評価している）の下でP以下となる。逆にいうと検証仮説の基で、賃金の男女格差が実際に観察された格差より小くなる確率、つまり女性の賃金はもっと良くなる確率は、 $1 - P$ より大きくなる。つまり、Pが100分の1なら、検証仮説の下で観察された程度の男女格差かそれ以上の格差が生じた確率は1%未満で、逆に男女の賃金格差が実際より少なくなる可能性は99%以上ということになる。通常統計ではPが5%以下の時、検定仮説を棄却する。つまり仮説が仮定するような男女の機会の平等はなかったと結論する。これは結論が誤る確率を5%未満にするという趣旨である。保守的な基準では1%で、この場合は結論の誤りを1%未満にするということである。

2. 分析1：男女の機会の平等があったとした場合。

以上を念頭に置いて、まず長迫氏と同学歴（高校卒）で同年入社事務職の男性83人女性35人の、平成13年の賃金分布（世帯手当を除く基準労働賃金）データ（別表1）を用い、下記の仮説が事実と矛盾するかどうかを統計的に検定する。

検証仮説：男性83人女性35人の間で、女性への間接差別は全くなく、昇給機会は平等であった。

検定用事実：男性83人、女性35人の計118人のうち、賃金の高い方から最初の54人はみな男性で、55番目が女性であり、56番目から75番目まではまたみな男性で、76番目が女性である。

今仮に賃金の1-54番目を「最上区分」、55-75番目を「第2区分」と呼ぶとすると、検定用事実「最上区分には女性は0人、第2区分はそのトップ女性がいて、他はみな男性」という事実なので、この男女格差およびそれ以上の男女格差は「最上区分に女性が0で、第2区分も女性が0人か1人」という場合となり、これが生じる確率が十分小さければ、検証仮説が仮定する男女の機会の均等は無かったと結論することになる。

従って上記の検定用事実の男女格差、あるいはそれ以上の男女格差が大きい結果をすべて含む確率は、以下の2条件を満たす。

条件1：男女総計118人のうち、賃金の高い方から最初の54人はみな男性である。

条件 2 : 賃金トップの 54 人が全員男性の時、賃金順位の 55 番目—75 番目までに女性は 0 人か 1 人のみ入る。

求める確率 P は、条件 1 を満たす確率と条件 2 を満たす確率の積となる。ここで前述したように実際に起こった格差以上の場合を全て含む確率はこの P より小さい。つまり P は実際に起こった男女格差やそれ以上の格差の起こる確率としては過大評価となる。なぜなら用いる事実は、女性で 1 番目と 2 番目に高い賃金の人の全体での順位のみなので、確率 P は、全体で 76 番目であった 2 番目の女性より先の順位、即ち賃金順位 77 番目以降について、実際には女性の中で賃金順位 3 番目の人が全体で 80 番目であっても、P は 77 番目、78 番目、79 番目になる場合など、実際に起こった結果に比べ女性が良い賃金順位を持つ場合も含んでしまうからである。しかし、ここでは後述のように P が十分小さく、議論の本質を損なわずに、説明を簡単にするので、検定用事実では女性の賃金の高い 2 人目までの順位の情報のみを用いている。

まず全ての女性に男性と同等の昇給機会が会った場合、男女合わせて 118 人中、賃金のトップから 54 人が全て男性となる確率は、順列組み合わせの記号を用いれば、簡単に ${}_{83}C_{54} / {}_{118}C_{54}$ で表せる。分母は、総数 118 人のなかから 54 人を選ぶ組み合わせの数で、分子は男性総数 83 人から 54 人を選ぶ組み合わせの数である。よりわかりやすい式を用いて説明すると、トップ 54 人が全員男性である確率は、1 番目が男性となる確率、1 番目が男性の時 2 番目も男性となる確率、1・2 番目が男性のとき 3 番目も男性となる確率、など 54 番目までがすべて男性から選ばれる条件付確率の積になり、以下の式と値を持つ

$$\prod_{k=1}^{54} \left(\frac{84-k}{119-k} \right) = \frac{83}{118} \times \frac{82}{117} \times \frac{81}{116} \times \dots \times \frac{84-54}{119-54} = 0.00000000000121 \quad (1)$$

上記の式 (1) で $\prod_{k=1}^{54}$ は続く式に k の値の 1 から 54 までを当てはめて全て掛け合わせることを意味する。式の右辺の最初の数 (83/118) は賃金トップとなる人が総数 118 人中 83 人の男性の中の 1 人となる確率、2 番目の数 (82/117) はトップとなった男性を除き賃金が 2 番となる人が、残りの総数 117 人中の 82 人の男性から選ばれる確率で、以下同様にし、最後がトップ 53 人が皆男性の時、54 番目も残りの総数 65 (=119-54) 人うち、残っている 30 (=84-54) 人の男性の 1 人となる確率である。

上記の式の値は、男女に平等な機会が開かれていたという仮定の下で、トップ 54 人が全員男性となる確率は、一兆分の 1.21 という、ゼロにほぼ等しい値であることを示す。逆にいうと、もし 83 人の男性と 35 人の女性に昇給機会が平等に与えられていたなら、ト

トップ 54 人中に少なくとも 1 人の女性が入っていたであろう確率は、一兆分の 9999 億 9999 万 9998 以上ということになる。

次に、トップ 54 人がすべて男性であるという条件のもとで、55 番目から 75 番目の 21 人中、女性が 0 人か 1 人である確率は、55-75 番目まですべて男性となる確率、55 番目のみが女性となる確率、56 番目のみが女性となる確率など、最後に 75 番目のみが女性となる確率をすべて足し合わせた値となる。トップ 54 人が全員男性であるとき、残っている人は男性が 29 人 (83-54=29)、女性が全員の 35 人、で合わせて 64 人なので、55-75 番目に女性が 0 人か 1 人という確率は、順列組み合わせの記号を用いると比較的簡単に $({}_{29}C_{21} + {}_{35}C_1 \times {}_{29}C_{20}) / {}_{64}C_{21}$ と表せる。分母が男女合わせて 64 人中 21 人を選びだす組み合わせの数、分子の第 1 項が 29 人の男性から 21 人を選ぶ組み合わせの数、第 2 項が 35 人の女性から 1 人と 29 人の男性から 20 人選ぶ組み合わせの数である。

よりわかりやすい式を用いて説明すると、この確率は

$$\begin{aligned} & \prod_{k=1}^{21} \left(\frac{30-k}{65-k} \right) + \sum_{j=1}^{21} \left\{ \left(\prod_{k=1}^{j-1} \frac{30-k}{65-k} \right) \left(\frac{35}{65-j} \right) \left(\prod_{k=j+1}^{21} \frac{30-k+1}{65-k} \right) \right\} \\ &= \frac{29}{64} \times \frac{28}{63} \times \frac{27}{62} \dots \times \frac{30-21}{65-21} \quad (\text{55番目から75番目まで皆男性である確率}) \\ &+ \frac{35}{64} \times \frac{29}{63} \times \frac{28}{62} \dots \times \frac{30-20}{65-21} \quad (\text{55番目のみ女性である確率}) \\ &+ \frac{29}{64} \times \frac{35}{63} \times \frac{28}{62} \dots \times \frac{30-20}{65-21} \quad (\text{56番目のみ女性である確率}) \\ &\dots \\ &+ \frac{29}{64} \times \frac{28}{63} \times \frac{27}{62} \dots \times \frac{35}{65-21} \quad (\text{75番目のみ女性である確率}) \\ &= 0.000000466 \quad (2) \end{aligned}$$

となる。

説明を加えるとまず、まず「55 番目から 75 番目まで皆男性となる確率」は、トップ 54 人を除く 29 人の男性の一人が残っている総数 64 人から選ばれる確率 (29/64)、56 番目も男性となる確率 (分母も分子も 1 人減るので 28/63) などと、75 番目 (55 番目から数えると 21 人目) までの確率を掛けた値と成る。

一方「55 番目のみ女性となる確率」は 55 番目が女性となる確率は女性が総数 35 人なので 35/64 となり、56 番目が男性となる確率は残りは総数 63 人男性は 29 人なので 29/63 となり、また 57 番目が男性となる確率は 28/62 となる。残りは 75 番目まですべて男性なので、以下分母と分子が一人ずつ減った値が、それぞれの順位で男性となる確率でそれを

75 番目まで掛け合わせた値となる。また「56 番のみ女性となる確率」は、55 番目が男性の確率は $29/64$ 、56 番目が女性の確率は $35/63$ 、57 番目が男性の確率は $28/62$ などとなり、以下同様である。

このようにして、55-75 番のいずれか一人が女性と成る確率を計算できるので、全てを足し合わせて「55-75 番目に女性が 0 人か 1 人」となる確率を計算でき、その値が上記の様に 0.000000466 、つまり 1 億分の 46.6 となるのである。

この結果 1 と 2 の条件、つまりトップ 54 人に女性が 1 人も入らず、かつ 55 番目から 75 番目までに女性が 1 人以下しか入らない確率は上記 2 つの確率の積となり、その値は 5.64×10^{-19} となる。一兆の一万倍を、一京というが、一京は 10^{-16} であり、求められた各率は 1 京分の 1 のさらに 177 分の 1 というとても小さい数である。前述したように通常統計的検定では 5%、つまり 20 回に 1 回以下しか偶然には起こりえない場合仮説を棄却する。やや保守的な基準をとるなら 1%、つまり 100 回に 1 回しか偶然には起こりえない場合は棄却する。しかし得られた数は 0 に限りなく近い数で、男女に昇進機会が平等に開かれていたという仮説は完全に事実と矛盾すると結論できる。

3. 分析 2 : 女性のトップ 25%には男女の機会の均等があったか？

女性のトップ 25%に男性と同等の昇給機会があったのかという問いは、本来男女の機会の均等を測る尺度として適切でない。仮にそうであっても、企業が男女に公平だとはとても言えないからである。しかし、この節でこの仮説の検証を行うのは、第一審において、中国電力の 10 年以上前のアンケート調査で「管理職にチャレンジしようと思わない」と答えた女性が 75%もおり、それを根拠に男女に異なる扱いをしたことは差別ではないとの中国電力の主張が認められたと理解しているからである。

今仮に中国電力が、アンケート調査で示されたように約 75%の女性は管理職にチャレンジしたいと思わないなど、昇進意欲が無かったために、別待遇とした（昇給・昇進の機会を低くした）が、残りの 25%の女性には男性と同じ昇給機会を与えた、という仮説が事実と整合するかどうかを見てみよう。

この条件のもとでは長迫氏と同期の 35 人の女性のうち、 $26 (35 \times 0.75 = 26.25)$ 人は、給与の順が低位でもしかたがないことになる。残りの女性は 9 人である。調査は男性について「管理職にチャレンジしたいと思わない者の割合」を調べていないが、男性の全員がこの 9 人の女性と競合していたとみなすのは正しくない。今女性の賃金順位で上から 10 番目以降の女性のデータを分析から外すと、それ以下の賃金の男性は標本選択上すべて最下位の女性より下の地位を占めることになるが、それは統計的検定に偏りをもたらすからである。分析対象となる男女の最下位が標本選択により一方の性とならないためには、分析対象から外す女性の最上位（女性の中で賃金 10 番目の女性）以下の賃金の男性も分析から

外する必要がある。平成 13 年のデータでは 10 番目の女性の賃金は ¥ でそれ以下の賃金の男性は実はたった 2 人である。従って、10 番目（「チャレンジしたいと思わない」グループとみなされる女性の中で最も賃金の高い女性）以下の給与のこの男性 2 人は、75% の女性と同様に意欲がないので別扱いされたと見なすことになる。すると男性は総数 83 人なので残りの男性は 81 人である。これは 25 % の女性に昇進・昇給意欲があるとみなしているに対し、ほぼ全員の 97.6% の男性に昇進・昇給の意欲があると見なすことで、過度に男性に有利な仮定である。下記で示すことは、このような過度に男性に有利な仮定の下ですら、「昇進・昇給意欲のあると思われる雇用者」の中で男女に機会が均等に開かれていたと見なすことの出来ない事実があることである。女性のトップ 25% の 9 人と男性 81 人を合わせると男女総数は 90 人となるので、以下の仮説を検定する。

検証仮説：昇進・昇給意欲のあると思われる 90 人（賃金が高い方から 81 人の男性、9 人の女性）の間では、女性への間接差別は全くなく、昇給機会は平等であった。

用いる事実は分析（1）、（2）同様に 90 人のうち「賃金の高い方から最初の 54 人はみな男性で、55 番目が女性であり、56 番目から 75 番目まではまたみな男性である」、という事実で、また求める確率も同様に「トップ 54 人がすべて男性であり、かつ 55 番目から 75 番目までに入る女性の数が 0 人か 1 人である確率」である。

この新たな仮説のもとで、トップ 54 人が全員男性である確率は、順列組合せの記号を用いれば、 ${}_{81}C_{54} / {}_{90}C_{54}$ であるが、よりわかりやすい表現では、

$$\prod_{k=1}^{54} \left(\frac{82-k}{91-k} \right) = \frac{81}{90} \times \frac{80}{89} \times \frac{79}{88} \times \dots \times \frac{82-54}{91-54} = 0.000133$$

となり、約 1 万分の 1.3 である。

また、トップ 54 人がすべて男性であるという条件のもとで、55 番目から 75 番目の 21 人中、女性が最大 0 人か 1 人である確率は、90 人のうち、トップ 54 人の男性を除くと、残りは男性 27 人、女性 9 人の計 36 人なので、 $({}_{27}C_{21} + {}_9C_1 \times {}_{27}C_{20}) / {}_{36}C_{21}$ となるが、よりわかり易い表現では、以下となる。

$$\begin{aligned}
& \prod_{k=1}^{21} \left(\frac{28-k}{37-k} \right) + \sum_{j=1}^{21} \left\{ \left(\prod_{k=1}^{j-1} \frac{28-k}{37-k} \right) \left(\frac{9}{37-j} \right) \left(\prod_{k=j+1}^{21} \frac{28-k+1}{37-k} \right) \right\} \\
&= \frac{27}{36} \times \frac{26}{35} \times \frac{25}{34} \cdots \times \frac{28-21}{37-21} \quad (\text{55番目から75番目まで皆男性である確率}) \\
&+ \frac{9}{36} \times \frac{27}{35} \times \frac{26}{34} \cdots \times \frac{28-20}{37-21} \quad (\text{55番目のみ女性である確率}) \\
&+ \frac{27}{36} \times \frac{9}{35} \times \frac{26}{34} \cdots \times \frac{28-20}{37-21} \quad (\text{56番目のみ女性である確率}) \\
&= \frac{27}{36} \times \frac{26}{35} \times \frac{25}{34} \cdots \times \frac{9}{37-21} \quad (\text{75番目のみ女性である確率}) \\
&= 0.010050
\end{aligned}$$

4t

この結果1と2の条件、つまりトップ54人に女性が一人も入らず、55番目から75番目までに女性が0人か1人という確率は上記2つの確率の積となり、その値は0.000001、つまり約100万回に1回である。結局中国電力の主張した75%の女性に「管理職にチャレンジする意欲がない」から彼女たちを別待遇にした結果、このような男女の賃金分布が生じたという説明は事実と矛盾する。仮に女性の賃金トップ25%に当たるたった9人が男性の上から97.6%の81人の男性と機会を平等に与えられたという状況でも現実に起こった男女格差やそれ以上の格差はわずか100万回に1回しか起こりえず、100万回に99万9999回は、女性の賃金分布は観察されたもよりもっと良かったはずなのである。つまり、中国電力はトップ25%のたった9人の女性にすら、男性と同等の昇給機会を全く与えていなかったと結論できる。

4. 分析3：平成13年にはトップの何人の女性が男性と同等の機会を与えられていたとみることができるのか

問題を変えて、中国電力が長迫氏と同期で、同じ学歴で同種の職種の男性83人、女性35人のうち、いったい何人の女性に男性と同等の機会を与えていたと、平成13年のデータは語るのであろうか。ここで上記の方法と同じようにそのような女性がM人の時、賃金順位がM+1番目の女性以下の賃金の男性も、高い賃金の競合からは外れるとすると、Mの0から9の女性の数のそれぞれに対し「競合していた」とみなせる男性の数と割合がデータから決まるので、そのそれぞれの場合について上記の検定確率を計算すると以下の表のようになる。ちなみにM=0というのは、すべての女性と賃金トップの女性以下の賃金の男性はすべて、賃金「最上区分」の54人の男性とは同等な機会は無かったという仮説である。表1の確率の計算式は文末脚注で与えられている。

表 1：異なる仮説のもとで観察された格差以上が起こる確率（平成 13 年結果）

仮説：男性と同じ 機会を与えられた 女性の数：M	そのような女性 の割合	競合する男性の 数	競合する 男性の者割合	観察された以上の 格差を生じる確率	自由度
0 人	0.000	54 人	0.651	1.0000	0
1 人	0.029	74 人	0.892	0.2800	1
2 人	0.057	76 人	0.916	0.0434	2
3 人	0.086	77 人	0.928	0.0077	2
4 人	0.114	77 人	0.928	0.0012	2
5 人	0.143	79 人	0.952	0.00036	2
6 人	0.171	81 人	0.976	0.00012	2
7 人	0.200	81 人	0.976	0.000026	2
8 人	0.229	81 人	0.976	0.000006	2
9 人	0.257	81 人	0.976	0.000001	2

表 1 の結果は何を意味するかというと、もし通常の 5% 基準（結論が間違える確率は 5% 以下）を用いるなら、棄却されない仮説は、男性と同等な機会を与えられたとみなせる女性が 35 人中 0 人かたった 1 人の場合のみであったとの結論を得る。一方やや保守的な 1% 基準（結論が間違える確率は 1% 以下）を用いるなら、棄却されない仮説は男性と同等な機会を持った女性の数は 0, 1, 2 人のいずれかの場合のみとなる。

では 0 人、1 人、2 人のうち、どの仮説がよりデータに適合するのであろうか？ これは、一見表 1 の結果から、事実と矛盾しない確率 P が高い順のように思われるかもしれないが、比較には各仮説の「自由度」を考慮せねばならない。男女の機会の平等を測る確率 P は、この仮説検定では、「トップ 54 人がみな男性となる確率」「トップ 54 人がみな男性の時、55-75 の女性が 1 人以下の確率」の 2 つの確率で決まる。この 2 つの確率は、仮説を立てなければ決まらない未知の値で、これが自由度 2 という意味である。しかし、もし表 1 のコラム 1 の女性の数 M が 1 の場合「トップ 54 人がみな男性の時、55-75 の女性が 0 人か 1 人以下の確率」は 1 となり、値が決まり未知の確率ではなくなり、自由度が 1 となる。また男性と機会の平等が与えられた女性の数 M は 0 という仮説のもとでは、さらに「トップ 54 人がみな男性となる確率」も 1 となり、未知の確率は全くなくなるので自由度 0 となる。一般に自由度 0 の仮説が満たされる確率は常に 1 である。

技術的詳細は省くがこの自由度の違う仮説の中でどの仮説が一番観察された検定用事実と適合度が高いかを判定する基準に、わが国の統計学者赤池弘次氏が開発した赤池情報量基準 (AIC) という国際的にも広く用いられる比較基準がある。表 1 の結果にこの基準

を用いると、結論は $M=1$ が最もデータと適合する。したがって結論は「中国電力はたった一人の女性を例外として他の女性は男性のトップ 89%に相当する賃金の高い方から 74 番目までの男性と同等の機会を与えていなかった」という説明が最も観察された男女の賃金格差と整合性が高いと結論できる。

5. 分析 4. 男女格差の変化についての平成 17 年、18 年、19 年の結果

以下では平成 13 年以後の男女の賃金分布から何が読み取れるかについて、(1)～(3)と同様の統計的検定に基づいて分析した結果を説明する。この理由は、高裁判決において、平成 11 年以前は労働における女性の保護規定が存在したため、女性への扱いが異なりそれが賃金格差を生んだという説明が妥当と判断されたと理解しているからである。報告者は女性への勤務時間制限などの保護が賃金差別を正当化するとは思えないが、上記で分析した平成 13 年は、保護規定の撤廃時に近いため、もし保護規定が女性の足かせになっていたのなら、撤廃後は男女の機会の均等の大幅な改善があつてしかるべきで、実際にそれが起こったのかどうかを結果から判断する必要がある。

以下では、平成 17 年、18 年、19 年の結果について分析結果を述べる。長迫氏の裁判は平成 20 年に始まっており、それ以前の状態の分析が妥当と思うからである。なお、平成 17 年、18 年、19 年の 3 年を分析するのは、その間にわずかに変化があり、その変化に中国電力における長迫氏と同等の学歴および勤続年数の事務職の女性への待遇のありかたがより克明に浮き彫りにされるからである。

まず平成 17 年であるが、平成 13 年同様男性 83 人、女性 35 人の計 118 人のうち賃金の最も高い 72 人はすべて男性であり、73 番目は女性、74 番目は男性で、75 番目が女性であった（別表 2）。従って検定用事実は以下となる。

検定用事実：賃金のトップ 72 人はすべて男性で、73 番目が女性、74 番目は男性である。

従って検定に用いる実際の男女格差あるいはそれ以上の格差を生む確率は「トップ 72 人がすべて男性で、73-74 番目に女性が 0 人か 1 人となるの確率」となる。表 2 は表 1 同様男性と同等の機会を持ったと仮説で指定するトップ M 人の女性に対し、 $M+1$ 人目の女性以下の賃金の男性を高賃金の競合の対象から外されていたと仮定し、それによって定まる男性の人数と上記の確率を、 M について 0 から 9 の各数と、全員の女性が男性と同等の機会を持ったという場合の $M=35$ の結果について示している。

表2：異なる仮説のもとで観察された格差以上が起こる確率（平成17年結果）

仮説：男性と同じ機会を与えられた女性の数M	そのような女性の割合	競合する男性の人数	競合する男性の割合	観察された以上の格差を生じる確率	自由度
0人	0.000	72人	0.867	1.0000	0
1人	0.029	73人	0.880	0.0270	1
2人	0.057	73人	0.880	0.00072	2
3人	0.086	73人	0.880	0.000028	2
4人	0.114	73人	0.880	0.0000015	2
5人	0.143	74人	0.892	0.00000049	2
6人	0.171	80人	0.964	0.0000053	2
7人	0.200	80人	0.964	0.00000088	2
8人	0.229	80人	0.964	0.00000015	2
9人	0.257	80人	0.964	0.00000003	2
35人	1.000	83人	1.000	10 ⁻¹⁵ 未満	2

表2の結果は、通常の5%基準を用いると、M=0の場合のみ棄却できず、1%基準でもM=0とM=1の場合のみ棄却できないことが分かる。また女性の全員（M=35）が男性と昇給機会の均等があったという仮説のもとで、それぞれ検定用事実やそれ以上の男女格差が生じる機会は1兆分の1のさらに1000分の1よりも小さく、事実上全く起こり得ないとの結論を得る。また赤池情報量基準（AIC）の比較の結果は、明らかに0人の方が1人よりデータと適合性が高い。

よって結論は、平成17年には5%基準で棄却できず、また最もデータと適合する仮説は、男性のトップ87%の72人の男性と同等の昇給機会を持った女性は実は0人で、女性は誰一人男性と同等の機会を持っていなかったという結論になる。これは平成13年度に比べ、女性への待遇の状態は平成17年には悪化していたことを意味する。

では、平成18年、19年はどうか？ 実はちょっとした「異変」が起こり、検定用事実を女性のトップ3人目の情報まで入れることが必要になる。「異変」とは前年の平成17年では男女合わせると賃金順位73位の女性が、平成18年には男性51人を抜いて男女合わせた順位で22位に躍り出たからである（ちなみにこの女性は平成13年に女性の賃金トップの女性と同じではない）。このような賃金順位の大きな変動は男性には全く見られず、女性でもこのNo.3の女性だけの例外である。極めて例外的な抜擢といえる。この結果、当然のように、男性と機会が同等に与えられたとみなされる女性は少なくとも1人いて、その場合この女性と、女性の賃金2位の女性の情報のみでは、男女格差を過小評価しすぎる結果

が生じたのである（2番目までの女性の順位しか考慮しないPの推定値が、3番目まで考慮するPの推定値よりかなり大きくなってしまう）。それで、平成18年と19年のデータの賃金格差の分析には、賃金が高い方から3番目の女性の順位を考慮に入れた以下の検定用事実を用いた。

平成18年には賃金トップの21人が男性、22番目が女性、22番目とタイの男性1人を含む23番目から71番目の49人が男性、72番目が女性、73-74番目が男性、75番目が女性であった（別表3）。この結果1-21番目を「最上区分」、22-71番目を「第2区分」、72-74番目を「第3区分」とすると、事実は「最上区分に女性0」、「第2区分のトップに女性1人」「第3区分のトップ女性1人」となるので、この事実およびそれ以上の男女格差を生じるケースは以下の4条件を満たす。

- (1) トップ21人は男性である。
- (2) トップ21人が皆男性の時、22-71番に入る女性の数は1以下である。
- (3) 1-71番に入る女性の数が0の時、72-74番に入る女性の数は2以下である。
- (4) 1-71番に入る女性の数が1の時、72-74番に入る女性の数は1以下である。

上記の(1)～(4)の条件を満たす確率は、男性と同等の機会を与えられているという女性の数Mを定めると、それ等の女性と競合しているとみなすことのできる男性の数(M+1番目の女性以下の賃金の男性を除く他のすべての男性)が定まり、男女昇給機会の平等の仮説の下で、その値が定まる。条件が前節までの2条件の場合より、やや複雑となるが、文末脚注で示すように確率は順列組み合わせの式で比較的簡単に表すことができる。

結果はM=0から9、女性全員のM=35の場合のそれぞれについて、以下の表4のようになった。なお検定の自由度は表4の最後の列にあるように、最大の場合上記の4条件をそれぞれ満たす未知の確率の数4となるが、例えばM=2の場合は、上記の(3)と(4)の条件は確率1で満たされるので既知となり、未知の確率は条件(1)と(2)の確率のみとなるため自由度が2となる。

表3：異なる仮説のもとで観察された格差以上が起こる確率（平成18年結果）

仮説：男性と同じ機会を与えられた女性の数M	そのような女性の割合	競合する男性の数	競合する男性の割合	観察された以上の格差を生じる確率	自由度
0人	0.000	21人	0.253	1.0000	0
1人	0.029	70人	0.843	0.70423	1
2人	0.057	72人	0.867	0.05664	2
3人	0.086	73人	0.880	0.005107	4

4人	0.114	73人	0.880	0.000378	4
5人	0.143	75人	0.904	0.000161	4
6人	0.171	75人	0.904	0.0000200	4
7人	0.200	76人	0.916	0.0000057	4
8人	0.229	77人	0.928	0.0000018	4
9人	0.257	79人	0.952	0.0000012	4
35人	1.000	83人	1.000	10^{-15} 未満	4

表3の結果は、通常の5%基準でも、保守的な1%基準でも、データに適合し、棄却できない仮説は、男性と同等な昇給機会を与えられた女性の数は0, 1, 2のいずれかの場合のみとなった。全ての女性が、男性と同等の昇給機会を持っていたとの仮説はこれまでの分析結果同様、ともに事実上全くあり得ないという結果(1兆分の1より少ない確率で起こる)となった。同様にまたトップ25%である9人の女性が大多数(男性の95%の79人)と同等な昇給機会を持っていたと言う仮説の下で、実際に観察された男女の賃金格差やそれ以上の格差を生じる割合は約100万分1であり、100万回に99万9999回は、実際より女性の賃金分布は事実より良かったはずという結論となる。また棄却できないM=0, 1, 2の仮説の中では、AIC基準では女性1人のみが、トップ84%の70人の男性と同等に機会を持っていたと言う仮説が最も事実と適合する。これは異例の抜擢を受けたNo.3の女性のみ例外で、他の女性は全て大多数の男性と同等の機会がなかったという事実を意味する。

平成19年にも変化が起こった。平成18年に大抜擢で賃金順位22位に躍り出たNo3の女性は平成19年には全体で28位と少し順位を下げたが、平成18年に女性では2位だが全体では72位だったNo2の女性が今回は大抜擢されて、平成19年には男性37人を抜いて全体で36位になったのである。この結果平成19年には賃金トップの27人が男性、28番が女性、28番の女性と賃金タイの男性一人を含む29番から35番の7人が男性、36番が女性、37-73番が男性、74番が女性であった(別表4)。

この結果1-27番を「最上区分」、28-35番を「第2区分」、36-73番を「第3区分」とすると、事実は「最上区分に女性0」、「第2区分のトップに女性1人」「第3区分のトップに女性1人」となるので、この事実およびそれ以上の男女格差を生じるケースは以下の4条件を満たす。

- (1) トップ27人は男性である。
- (2) トップ27人が皆男性の時、28-35番に入る女性の数は1以下である。
- (3) 1-35番に入る女性の数が0の時、36-73番に入る女性の数は2以下である。
- (4) 1-35番に入る女性の数が1の時、36-73番に入る女性の数は1以下である。

この4条件を満たす確率は以下の表4のようになる。なお計算式は文末の注で与えられている。

表4：異なる仮説のもとで観察された格差以上が起こる確率（平成19年結果）

仮説：男性と同じ機会を与えられた女性の数M	そのような女性の割合	競合する男性の数	競合する男性の者割合	観察された以上の格差を生じる確率	自由度
0人	0.000	27人	0.325	1.0000	0
1人	0.029	34人	0.410	0.22857	1
2人	0.057	71人	0.855	0.38318	2
3人	0.086	73人	0.880	0.04495	4
4人	0.114	74人	0.892	0.00739	4
5人	0.143	75人	0.904	0.00153	4
6人	0.171	75人	0.904	0.000225	4
7人	0.200	75人	0.904	0.0000344	4
8人	0.229	75人	0.904	0.0000055	4
9人	0.257	76人	0.916	0.0000020	4
35人	1.000	83人	1.000	10 ⁻¹⁵ 未満	4

この結果は平成19年度には通常の5%基準でも、保守的な1%基準でも、データに適合し、棄却できない仮説は、男性と同等な機会を与えられた女性の数が0, 1, 2, 3のいずれかの場合のみであることが判明した。全ての女性が、男性と同等の昇給機会を持っていたと言う結果は今までの表の結果同様限りなく0に近く、トップ25%である9人の女性が大多数(男性の95%の79人)と同等な昇給機会を持っていたと言う仮説のもとで、実際に観察された男女の賃金格差やそれ以上の格差を生じる割合でも約100万分2であり、100万回に99万9998回は、実際より女性の賃金分布は事実より良かったはずという結論となる。また棄却できないM=0, 1, 2, 3の仮説の中では、AIC基準では女性2人のみがトップ86%の71人の男性と同等に機会を持っていたと言う仮説が最も事実と適合する。これは平成18年に例外的抜擢を受けたNo.3の女性と平成19年に例外的抜擢を受けたNo.2の女性の2人のみ例外で、他の女性は全て大多数の男性と同等の機会が与えられなかった事を意味する。

以上の分析結果からは、以下の結論が得られる

- (1) 平成13年同様、平成17~19年の3年間、ごく少数の例外的女性を除く大多数の女性は男性と同等の昇給機会を与えられていなかった。男性と同等の機会を与えられた女性の割合が100%と言う仮説のもとで、実際に観察された賃金分

布の男女格差やそれ以上の格差が生じた確率は事実上0であり、賃金が上から25%の9人の女性が男性と同等の昇給機会を持っていたという仮説の下で実際の格差やそれ以上の格差が生じた確率も100万分の1前後であり、事実と完全に矛盾していた。


- (2) 大多数の男性と同等の昇給機会を持った女性の人数について、事実と矛盾しない数は、保守的な1%基準（結論が誤る確率は100分の1未満）で、女性35人中、平成13年では2人以下、17年では1人以下、18年では2人以下、19年では3人以下であった。
- (3) 上記の棄却されない数のうち、実際に観察された男女格差と最も適合する、「男性と同等の機会を与えられた女性」の数は、平成13年で1人、17年で0人、18年で1人、19年で2人であった。
- (4) 上記の結果から平成13年から17年にかけては、女性の待遇に全く改善はなく、むしろ悪化したと言える。
- (5) 平成18年に大多数の男性と同等の機会を持つに至ったと考えられるNo3の女性は平成17年から18年に掛けて、上位の男性72人のうち51人を抜く大幅昇給を獲得し、また平成19年に大多数の男性と同等の機会を持つに至ったと考えられるNo2の女性は、平成18年から19年にかけて、上位の男性70人のうち37人を抜く大幅昇給を獲得した。このような一年での賃金順位の大幅上昇は男性には見られない。これは、中国電力が女性一般に男性と同じ機会を開こうと努力するのでなく、極く限られた女性を例外的に大幅昇給させることで、女性にも公平に機会を与えているとの印象を与えるために取った措置である可能性が高い。

以上の分析結果から、中国電力では長迫氏と同期入社、同学歴の、事務職員の中では明らかに女性差別的基準で昇給が定められたことは疑いの余地がなく、また例外は1, 2の女性に対する取り扱いのみなので、その例外女性の一人ではなかった長迫氏自身も女性差別の被害者であったと結論できる。例外は長迫氏でなく、上記の分析で明らかにしたように突然大抜擢の昇給をした1人(平成18年時)あるいは2人(平成19年時)の女性の方であったという事実を、統計分析結果は示している。

以上の分析は統計の専門家として誠実に行い、また上記で用いた数値については文末脚注の数式に基づき正確に計算されていることを誓言する。

2013年9月17日

シカゴ大学教授

ch 2 — 

<文末脚注>

下記の説明はテクニカルであり、筆者の数値が確率統計に詳しい第3者によって正しいと確認されるために、記述するものである。

1. 表1の確率の計算式

男性と同等の機会を持った女性m人で、それと競合する男性がn-m人計n人の間で機会の平等があったとする。するとトップの54人が全員男性である確率は、順列組み合わせの記号を用いれば ${}_{n-m}C_{54}/{}_nC_{54}$ となる。

またトップ54人が全員男性という条件の下で、55位から75位までに、女性が0人か1人の確率は、残りは男性が(n-m-54)人、女性がm人計(n-54)人となるので、順列組み合わせの記号を用いれば $({}_{n-m-54}C_{21} + {}_mC_1 \times {}_{n-m-54}C_{20})/{}_{n-54}C_{21}$ となる。

また仮説のもとで、男女格差が実際に観察された程度かそれ以上である確率は上記の2つの確率の積となる。

2. 表2の確率の計算式

平成17年度の、検定用事実は「トップ72人が全て男性である」と「トップ72人が全て男性の時、73-74番目に入る女性は0人か1人である」という2つの条件で、それぞれの条件が満たされる確率は順列組み合わせを用い ${}_{n-m}C_{72}/{}_nC_{72}$ および $({}_{n-m-72}C_2 + {}_mC_1 \times {}_{n-m-72}C_1)/{}_{n-72}C_2$ となる。また男女格差が実際に観察された程度かそれ以上である確率は上記の2つの確率の積となる。

3. 表3の確率の計算式

男性と同等の機会を持った女性m人で、それと競合する男性がn-m人計n人の間で機会の平等があったとする。すると求める確率は、以下の4条件をそれぞれ満たす確率の積となる。

- (1) トップ21人は男性である。
- (2) トップ21人が皆男性の時、22-71番に入る女性の数は1以下である。
- (3) 1-71番に入る女性の数が0の時、72-74番に入る女性の数は2以下である。
- (4) 1-71番に入る女性の数が1の時、72-74番に入る女性の数は1以下である。

この(1)～(4)の条件を満たす確率は、順列組み合わせの記号を使うとそれぞれ以下の様に表せる。

- (1) $P_1 \equiv {}_{n-m}C_{21}/{}_nC_{21}$
- (2) $P_{21} + P_{22} \equiv ({}_{n-m-21}C_{50} + {}_mC_1 \times {}_{n-m-21}C_{49})/{}_{n-21}C_{50}$
- (3) $P_3 \equiv ({}_{n-m-71}C_3 + {}_mC_1 \times {}_{n-m-71}C_2 + {}_mC_2 \times {}_{n-m-71}C_1)/{}_{n-71}C_3$
- (4) $P_4 \equiv ({}_{n-m-70}C_3 + {}_{m-1}C_1 \times {}_{n-m-70}C_2)/{}_{n-71}C_3$

また男女格差が実際に観察された程度かそれ以上である確率は $P_1(P_{21}P_3 + P_{22}P_4)$ となる。

4. 表4の確率の計算式

平成18年の計算式と同様、平成19年には求める確率は以下の4条件を満たす確率の積となる。

- (1) トップ27人は男性である。
- (2) トップ27人が皆男性の時、28-35番に入る女性の数は1以下である。
- (3) 1-35番に入る女性の数が0の時、36-73番に入る女性の数は2以下である。
- (4) 1-35番に入る女性の数が1の時、36-73番に入る女性の数は1以下である。

この(1)～(4)の条件を満たす確率は、順列組み合わせの記号を使うとそれぞれ以下の様に表せる。

$$(1) P_1 \equiv {}_{n-m}C_{27} / {}_n C_{27}$$

$$(2) P_{21} + P_{22} \equiv ({}_{n-m-27}C_8 + {}_m C_1 \times {}_{n-m-27}C_7) / {}_{n-27}C_8$$

$$(3) P_3 \equiv ({}_{n-m-35}C_{38} + {}_m C_1 \times {}_{n-m-35}C_{37} + {}_m C_2 \times {}_{n-m-35}C_{36}) / {}_{n-35}C_{38}$$

$$(4) P_4 \equiv ({}_{n-m-34}C_{38} + {}_{m-1}C_1 \times {}_{n-m-34}C_{37}) / {}_{n-35}C_{38}$$

また男女格差が実際に観察された程度かそれ以上である確率は $P_1(P_{21}P_3 + P_{22}P_4)$ となる。