

# 賃金制度と離職行動

—明治後期の諏訪地方の製糸の例<sup>1)</sup>—

神 林 龍

労働者が企業間をあまり移動しないことは、よく知られた日本の労働市場の特徴である。戦前諏訪地方の器械製糸業においても20世紀初頭までにそれは実現された。ただしその理由として、一般に指摘される技術革新と特殊熟練技能は当該地域では考えにくい。この問題について本稿は、内部組織の構造と関連した相対評価モデルに着目しつつ、明治時代後期の当該地域の製糸労働に関する賃金と技能水準の史料を用いて検証した。離職率が低下した20世紀初頭に、諏訪地方の製糸家は、「等級賃金制度」と呼ばれる相対評価的な賃金支払制度を採用するようになった。本稿では労働者の離職行動にその制度がもたらした影響に注目し、相対評価モデルの理論的含意と整合的であることを指摘する。そのために当時工女の賃金決定に用いられていた成績簿兼賃金簿である「製糸計算簿」(岡谷蚕糸博物館所蔵「笠原組資料」)を実際に分析したことが本稿の特色である。

## 1. はじめに

労働者が企業間をあまり移動しないことは、よく知られた日本の労働市場の特徴である。この現象の合理的な側面は、通常は、労働者と企業との間に移転することのできない利益機会を想定することで解釈されている。労働者が転職をするためにはこの利益機会を放棄せざるをえず、そのために彼にとっての転職の魅力は乏しくなるからである。日本の労働市場論に即していえば、その特殊な利益機会は職場訓練を通じて形成される熟練と結び付けて考えられてきた<sup>2)</sup>。

日本において労働者の定着率が高まったのは、歴史的には1920年代から30年代にかけてとされている(尾高(1984), 中馬(1994))。そしてこの変化は、企業によって採用された技術内容の変化と、それに関連して労働者に要求される熟練技能の変化によって説明されている(尾高(1984), 兵藤(1971))。確かに大量生産方式が導入されはじめた重工業部門においては、その技術変化に対応するために特殊熟練が形成され、その結果労働者の定着率が高まったという説明は重要であろう。

しかし、当時の工業労働力の大きな部分を吸収していた紡績製糸を中心とする軽工業部門で

の定着率増大の理由としては、技術革新とそれに対応する特殊熟練の形成は必ずしも説得的ではない。製糸業の場合、20世紀初頭日露戦争前後を境に労働者の定着率が高まるが、その当時には大きな技術革新があったという見解は多くはない(石井(1972), 東條(1990))。また、製糸業の工女の作業は当時の代表的な非熟練労働のひとつと考えられており、とりわけ特殊熟練は想定しにくい(石井(1991))。

このように製糸業では技術革新と特殊熟練技能が定着率の上昇の要因として考えにくいとすれば、それでは別の理由は考えられるであろうか。この問いについて本稿は、明治時代後期の長野県諏訪地方の製糸労働に関する賃金と技能水準の史料を用いて検証した。かりに特殊熟練を要求しない職場であっても労働者の定着率が高くなる場合があることは、これまでいくつか経済理論的に考えられている<sup>3)</sup>。その中でも本稿は、内部組織の構造と関連した相対評価モデルに着目する。離職率が低下した20世紀初頭に、諏訪地方の製糸家は、「等級賃金制度」と呼ばれる相対評価的な賃金支払制度を採用するようになった(中林(1999))。本稿ではこの制度に注目し、それが労働者の離職行動にもたらした影響が、相対評価モデルの理論的含意と整合

的であることを指摘する。そのために当時工女の賃金決定に用いられていた成績簿兼賃金簿である「製糸計算簿」(岡谷蚕糸博物館所蔵「笠原組資料」)を実際に分析したことが本稿の特色である。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、戦前の諏訪製糸業における離職状況と等級賃金制度の内容と役割について、これまでの経済史研究を紹介しながら考察する。3節では、等級賃金制度が離職行動に与える影響を簡単な相対評価モデルにより理論化する。4節では実際の史料を用いてモデルの示唆する状況が当時生じていたことを指摘する。5節で結論を述べ、同時に賃金形態などの様々な制度変化と労働市場との関係についての今後の研究の方向性を展望する。

## 2. 諏訪製糸業における労働者の離職率の低下 (等級賃金制度について)

### 2.1 諏訪地方における製糸業と工女移動

諏訪地方に近代製糸業が起こったのは明治初年のことであった。その後1890年代以降急速な成長をみたのだが、その過程で工女の不足が長期的かつ一般的に発生したのはよく知られたことである。『製糸職工事情』(農商務省(1903)、1900(明治33)年調査)や『女工哀史』(細井(1925)、大正後期調査)にも記録された激しい工女の争奪合戦は著しく経営の負担を増加させ、安定的な操業の妨げとなった。各経営は工女の逃亡はおろか他経営からの文字通りの「略奪」を防ぐために多大な経費と労力を費やさざるをえなかった。

この時期の諏訪製糸業の労働者の離職の激しさは具体的には次のような数字にあらわれている。まず『製糸職工事情』(農商務省(1903))では、下諏訪と上諏訪の工女の勤続年数の分布において2年未満のものが57%にも及び、3年未満では実に75%にもものぼると報告されている。別の史料によれば、平野村小井川の宮坂清之丞の製糸工場での翌年への残留率は1889(明治22)年に33%、翌1890(明治23)年には27%にすぎなかったことが分かっている(石井(1972))。これは正確には年度内の離職をあらわした数字

ではないが、年度内の離職も同様に相当の水準であったことが予想できる(石井(1972))。

このような状況に直面して、製糸家は決して手をこまねいていたわけではなかった。20世紀に入るに及んで、特に日露戦争前後から様々な手段を講じて労働者の離職を抑えようとしたのである。その結果、明治後期から大正期にかけて諏訪製糸業における労働者の離職は抑制されることになった。それは次の史料によって裏付けられる。

前出の諏訪郡平野村における工場の調査では、1904(明治37)年の片倉兼太郎の工場では翌年への残留率は46%であった。1909(明治42)年には前出宮坂工場で45%と、明治20年代の20%~30%に比べると上昇している(石井(1972))。また、戦間期に入った史料であるが、諏訪郡における器械製糸工場の繰糸工女の勤続年数の分布を見ても、勤続2年に満たない工女の全体に占める割合は1917(大正6)年から1925(大正14)年平均で24.2%と、『製糸職工事情』に記載された57%に対して低くなっている(『長野縣統計書』)。

以上の史料から諏訪製糸業においては20世紀初頭において労働者の離職率が低下したことが窺える。これが、本稿が立脚する基本的な事実であり、そしてこの離職率の低下現象を解釈するのが本稿の目的となる。その説明のためにはいくつか方法が考えられるが、ここでは製糸家が労働者の離職を抑制しようとして能動的に採用したと思われる賃金制度の変化、すなわち「等級賃金制度」の導入に注目する。

### 2.2 等級賃金制度

その等級賃金制度とはいかなる賃金制度なのか、ここで少しみてみよう。

等級賃金制度とは明治期から大正期にかけての日本の製糸業に広く見られた賃金制度である。これは一定期間内の全繰糸工女の平均作業成績に対する各工女の作業成績の相対的な優劣によって賃金が事後的に定められるというものである。トーナメント式に順位に対して賃金を決めるやり方や文字通り相対的な等級を定めることで賃金を決めるやり方など細かい点で各工場間

の相違はあるが、相対賃金の仕組みを用いていることでは一致している。実際にどの成績にどのような点数(賃金算出のための基準、後述)が貼り付けられたかなどの細かい運用面については、資料の散逸が激しいことから残念ながらわずかに判明しているにすぎない。

等級賃金制度の起源は明治初期に求められるが、1890年代以降、諏訪を中心にいっせいに普及しはじめ、1900年代にはほぼ全国に広まったと考えられている(中林(1999))。製品競争からより優等な糸を生産する必要が生じるにつれて、評価も質量にわたって細かくなり、諏訪における労働者の離職率が低下した1910(明治43)年頃までには非常に複雑な賃金制度に発展した。

山田(1934)による問題提起以来、石井(1972)や大石(1968)など従来の等級賃金制度の研究は決して少なくはない。その一連の研究の結論を要約すれば以下の4点にまとめられる。賃金総額を固定したままで工女間の競争を煽りたてて作業能率を引き上げたこと、工女間の連帯意識の成長を妨げたこと、「百円工女」といわれるような高額賃金工女をつくりだし募集の宣伝に利用したこと、そしてこの賃金体系はマニファクチュア独特のものであり、より品質が重要になる優等糸生産には不向きであること、である。しかし作業能率の引き上げと優等糸生産への不適合の間に矛盾が指摘されるなど(東條(1990))、この賃金制度の個々の機能の厳密な論証はあまりなされず、中林(1999)になってようやく考察が加えられるようになった<sup>4)</sup>。

最近の経済理論の展開を見ただけでこのような等級賃金制度の役割を解釈するとすれば、まず考えられるのがHolmstrom(1982)の相対評価の理論である。製糸業の場合、生産に大きな影響を与えた要素は大きく分けて2つ、工女の技能と原料繭の品質である。特に原料繭については、総生産費用のうちおよそ80%がその購入にあてられており、その品質の善し悪しは直接生産結果に影響を与えるものであった。原料繭の品質を企業毎の共通のショックと考えると、等級賃金制度という相対評価の体系が報酬形態としてとられることには一応の説得力がある。

同じ製糸業でも「優等糸製糸家」には等級賃金制度がそれほど普及しなかったのは、高品位生産において比較的工女の技能のほうが重要であるならば理解できる。

本稿では、このように理解できる等級賃金制度が、さらに労働者の離職行動の抑制という意味で一定の役割を果たしたのではないかとこの点を考える。実際、等級賃金制度をとることで比較的優秀な工女に厚く報いることにより、少なくともその層の離職を防ごうとする意図があったことは古くから知られている(細井(1925))。そして何よりも等級賃金制度の導入と揆を一にして諏訪郡の労働者の離職率が低下するという先に見た基本的な史実が、労働者の離職行動と等級賃金制度の関係を雄弁に物語っている<sup>5)</sup>。次の3節では相対評価モデルを用いて、等級賃金制度によって労働者の離職行動がどのような影響を被るかについて考察し、付随的にそれが努力水準に対して与える影響についても言及する。

### 3. モデル分析

以上の議論にしたがって、ここでは「等級賃金制度が労働者の離職行動の抑制に一定の役割を果たしたか否か」という仮説を考察する。等級賃金制度の本質たる相対評価についての理論は、Holmstrom(1982)における十分統計量の議論によってその(静学的な枠組みの中での)大きな部分は解明されたといつてよい。しかし、動学的な性質を持つ離職に対して企業の採る評価システムがどのような影響を与えるかを研究したものは少ない。有名なLazear and Rosen(1981)以来、相対評価の理論の中で理論的にも実証的にも最も議論された感のあるトーナメントにあっても離職に与える影響を念頭に置いた研究はあまり多くはない。それは米国において相対評価のシステムが主に最高経営責任者やプロスポーツ選手に対する報酬形態として考えられており、一般の労働者にあてはまるものとは思われていなかったことによるところが大きいと思われる。労働者の離職現象をマクロ的に捉えることに成功してきたサーチ理論においても、

労働者の報酬形態は通常労使間に外から交渉力を与えてやる形で決まっており、相対評価を考慮した場合にどのような結果になるかを研究したものは少ない。

ここでは離職と相対評価の関係を、2期間の最も古典的なモラルハザードの枠組みを用いて考えることにする。ただし、ここで注目するのは相対評価を導入することで重要になる、労働者同士の情報の非対称性である。通常、均衡上で離職が成立するモデルでは留保賃金が時間を経るにしたがって変化するモデルを考える(Felli and Harris (1996), Jovanovic (1979a, b)). その際、変化の要因は特殊熟練や情報レントの蓄積で説明されることが多い。ここではそのメカニズムとして明示的に労働者同士の駆け引きを導入したところに特徴がある。

労働者同士、相手の能力が分からない時に相対評価が採用された場合、労働者の間で能力に関する相場ともいべきものが成立する。この相場の高低によって自らの離職行動が決定され、社会全体の離職状況も定まってくる。すなわち、離職者の能力は高いという相場が形成された場合には離職が促進され、逆に離職者の能力は低いという相場が形成された場合には離職は抑制される。本稿は単純化のために企業行動を捨象することで労働者同士の駆け引きを浮き彫りにし、そこでの主体均衡としての離職行動を考察する<sup>6)</sup>。

一般に離職行動の分析の鍵は、留保賃金の形成メカニズムをどのように想定するかが握ることになる。ここでは労働者同士の駆け引きという要素が留保賃金の形成に与える効果を中心にモデルを組み立てた。もちろん、この他にも帰農した場合の農業所得などが留保賃金の形成に影響を及ぼすことが考えられるが、ここで相対的なメカニズムをより重要視するにはいくつかの理由がある。

当時の史料によれば、実際の離職者の能力は様々で、なかには高い能力をもつものもいた。製糸業における稼得能力は生来の手先の器用さに大きく依存し、その能力が高いからといって農業所得が大きく改善されるとは考えにくい。

したがって、等級賃金制度や工女登録制度が何よりも高い能力の工女の離職を防ぐ目的でつくられたことにも留意すれば、高い能力のもちぬしの離職行動を農業所得などによって説明するには限界があろう。あるいは、労働者の移動を農村と工場との移動と工場と工場との移動に分けた場合、当時問題視され、本稿で取り上げたいのは後者である。元来このふたつの移動メカニズムは切り離して考えることはできないが、ここでは単純化のためにあえて農村との関わりを捨象することにする。

### 3.1 モデルの概略

企業はある期間にわたって報酬形態を変更することができず、その間に労働者の転職行動が可能な状況を考える。諏訪製糸業に即していえば、契約が交わされるに先立って各企業はその年度の報酬形態について周知し、工女の募集を行う。その年度内には各企業はみだりに報酬形態を変更できない<sup>7)</sup>。しかし工女は刻々と変化する時間の中で様々な情報を獲得してゆき、職場を変えようと思うかもしれない。特に、報酬形態に相対賃金的な要素が加わった場合、各労働者は自分のマッチする労働者がどのような相手かを最も重要視せざるをえない。もちろん、ここでのモデルは労働者・企業全体の共有の知識となっている。

このような状況において離職行動がどう決定されるかを考察するために次のようなモデルを想定する。

ここでは単純化のために2期間モデルを考えて、労働者は第1期に仕事として努力水準を投入した後その成果を観察し、期末に離職して他の企業に移るかどうかを決めることができるとする。賃金の変更できないような期間内の労働者の行動のみに焦点をあてるために、報酬形態は第1期初に企業集団が決め、以後変更はできないとする。報酬形態の形は線形で、トーナメントの効果を( $b_r < 0$ )入れた

$$w_i^i = a + b_p y_i^i + b_r y_i^i$$

である。単純化のため各企業には二人の労働者( $i, j$ )しか所属することができないとする。当時の等級賃金制度と同様に、総生産量のうちい

くらかを労働者同士で分け合うことになる。労働者にとって同時点異時点の効用は各々線形で、努力水準に対しては逓増的な費用  $c(e_i^t)$  がかかるとする。時間に関する割引は行わない。

生産は2人別々に行われる。各人の生産量は同一企業内部であれば観察できるが、他企業の労働者の生産量に関しては観察することができない。各人の生産量は能力とその期の努力水準、誤差項からなる。すなわち、

$$y_i^t = \eta^i + e_i^t + \varepsilon_i^t$$

という形を考える。努力水準、測定誤差に関しては他のあらゆる労働者は観察することができず、誤差項は、 $\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  *i.i.d.* でその密度関数を  $f(\varepsilon)$ 、累積密度関数を  $F(\varepsilon)$  とする確率変数である。労働者は賃金契約の提示を受ける時点では自分の能力は分からないが、就業時点で自分の能力 ( $\eta^i$ ) は知っているとする。しかし他の労働者の能力については事前にはその分布しか分からず、それを  $\eta$  とする。 $\eta \sim N(m_0, \sigma_\eta^2)$  *i.i.d.* でその密度関数を  $g(\eta)$ 、累積密度関数を  $G(\eta)$  とする。従ってある労働者の生産量が分かればその情報をもとにその労働者の能力の分布を改定することができる。

一度働いた後の第1期末の時点で労働者  $i$  が持っている情報は、自分自身の能力 ( $\eta^i$ )、努力水準 ( $e_i^t$ )、生産量 ( $y_i^t$ ) と、前の期に同一の企業で働いていた相手の生産量 ( $y_i^{t-1}$ ) である。

この時、他の労働者の能力に対する予想は次のように形成されるとしよう。すなわち、ペアのどちらかが離職して新しいマッチングが形成された場合には相手の過去の生産量は分からなくなる。ただしこの時、自分は離職せずに相手が離職した場合、新しい相手が入ってくるわけであるが、この場合は「相手がどこかを離職した」ということは分かる。この時の離職者全体の能力の平均の予想を  $m_k$  とおく。自身が離職してしまった場合、新しい相手が過去どのような行動をとっていたかは分からない。この時の相手の能力の平均は事前の分布に従うと考えて  $m_0$  とする。またどちらも離職せずに古いマッチがそのまま存続した場合、相手の能力を過去の生産量を見て推測できるので、その時の相手

の能力の平均は  $E[\eta^j | y_i^{t-1}]$  となる。つまり、第1期末時点での他の労働者の能力の予想は、全く情報がない場合の  $m_0$ 、彼が離職したことがあるということのみ分かる  $m_k$ 、彼の過去の生産量も分かる  $E[\eta^j | y_i^{t-1}]$  の3種類に限定される状況を考えるのである。

タイミングは次のように定める。まず第1期初に企業集団は報酬形態を決定し、労働者はランダムにある企業のもとでペアを組む。各労働者はこの時努力水準を供給し生産に従事し、第1期末に各々の生産量が明らかになる。ただしこの生産量は同一の企業に属する場合にのみ観察できる。この生産量によってあらかじめ定められた報酬形態に則って賃金が受け渡される。労働者はこの第1期末の時点で第2期に別の企業へ移るかどうかを選択することができる。別の企業へ移る、すなわち離職することを決めた場合には賃金を貰い受けた後に離職して、第2期初にランダムに空いた場所に就職することになる。以降は第1期の繰り返しである。

均衡概念としてはベイジアン均衡を考える。この時均衡において整合すべき予想は、努力水準と離職行動、離職者の平均能力という3種類の予想である。

このような枠組みの中で、各労働者は各期どのような努力水準を供給し、第1期末にどのような離職行動をとるかを吟味するのが本節の目的である。モデルの性質上後ろ向きに解いていけばよい。

### 3.2 離職行動の決定

報酬形態が線形であることから最終期である第2期の努力水準  $e_2^i$  の決定にマッチの状態が関係しないことは明らかで、その限界条件は、 $b_p = c'(e_2^{i*})$  である。同様に  $e_2^j$  についても決定され、均衡では各労働者の予想は整合的なので  $\hat{e}_2^i = \hat{e}_2^j = e_2^{i*} = e_2^{j*} \equiv e_2^*$  である。

「古いマッチングのままの場合」、「自分が離職せず相手が離職した場合」、「自分が離職した場合」という、それぞれのマッチの状態を生み出すのは、自分及び相手が離職するかしないかである。これを行動のペイオフマトリクスで表現すると、各々の得る期待効用は共通部分を省

図1

	Move	Stay
Move	$b, m_0$ $b, m_0$	$b, m_0$ $b, m_k$
Stay	$b, m_k$ $b, m_0$	$b, E[\eta^j   y_1^j]$ $b, E[\eta^i   y_1^i]$

図2.  $m_0 > m_k$  の場合 (離職者の平均能力が全体の平均よりも低いと考えられた場合)

	$m_0 > y_1^i - \bar{e}_1^i$	$m_0 < y_1^i - \bar{e}_1^i$
$m_0 > y_1^j - \bar{e}_1^j$	{stay, stay}	{stay, move}
$m_0 < y_1^j - \bar{e}_1^j$	{move, stay}	{stay, move} {move, stay}

図3.  $m_0 < m_k$  の場合 (離職者の平均能力が全体の平均よりも高いと考えられた場合)

	$m_0 > y_1^i - \bar{e}_1^i$	$m_0 < y_1^i - \bar{e}_1^i$
$m_0 > y_1^j - \bar{e}_1^j$	{stay, stay} {move, move}	{move, move}
$m_0 < y_1^j - \bar{e}_1^j$	{move, move}	{move, move}

略して次の図1のようになる。

ここから第1期末の離職行動に関するベイジアン均衡が成立する<sup>8)</sup>。それは各パラメータによって次の図2, 図3のように分類できる。特に重要なのは、(1)離職者の平均能力がどのように予想されているのか、(2)自分と相手の能力が平均に対してどのような位置にあると予想されているかである。

以上から明らかなように、ここでは労働者が離職者の平均能力  $m_k$  をどのように評価しているかによって、社会の状態は全く異なる様相を呈することになる。図2のように離職者の平均能力が全体の平均よりも低いと考えられた場合には、少なくとも同一企業にいた2人の労働者が同時に離職するという事はなく、ある程度離職が抑えられるような社会が出現してくる。またこの場合に能力の高い労働者と低い労働者がマッチした時には、能力の低いほうが離職を試みる。それゆえに離職者全体の平均能力は全体の平均を下回ると考えてよい。逆に図3のように離職者の平均能力が全体の平均よりも高いと考えられた場合にはほとんどの場合で労働者は離職を選択してしまうという非常に流動的な社会が出現することになる。

### 3.3 努力水準の決定

次に事前の第1期初の段階を考える<sup>9)</sup>。

図2と図3にあらわされているように、どのベイジアン均衡が実現するかは、 $Pr\{m_0 > y_1^j - \bar{e}_1^j\}$ ,  $Pr\{m_0 < y_1^j - \bar{e}_1^j\}$ ,  $Pr\{m_0 > y_1^i - \bar{e}_1^i\}$ ,  $Pr\{m_0 < y_1^i - \bar{e}_1^i\}$ , によっている。

この時点では  $i$  は自分の能力である  $\eta^i$  を知っているので、

$$Pr\{m_0 > y_1^i - \bar{e}_1^i\} = Pr\{\varepsilon_1^i < m_0 - \eta^i - e_1^i + \bar{e}_1^i\} \equiv F(m_0 - \eta^i - e_1^i + \bar{e}_1^i)$$

ただし、 $F(\cdot)$  は分布関数、 $Pr\{m_0 > y_1^j - \bar{e}_1^j\} = Pr\{m_0 > \eta^j + \varepsilon_1^j\} = 1/2$  であることを考慮すると、以上から各均衡が起こる確率が計算され、労働者はそれをもとに期待効用を最大化するように努力水準を定める。均衡において、 $e_1^{i*} = \bar{e}_1^{i*}$ ,  $e_1^{j*} = \bar{e}_1^{j*}$  であることを考慮すると、その一階の必要条件は

$$c'(e_1^{i*}) = b_p - b_r \cdot f(m_0 - \eta^i)$$

$$\left[ 3(m_0 - m_k)/4 - \{\sigma_0^2 / (\sigma_0^2 + \sigma_\varepsilon^2)\} \int_{-\infty}^{m_0} H(t) dt \right]$$

である。ただし、 $t \equiv \eta^j + \varepsilon_1^j \sim N(m_0, \sigma_0^2 + \sigma_\varepsilon^2)$  でその密度関数を  $h(t)$ 、分布関数を  $H(t)$  とする。

### 3.4 離職者の能力の相場

さて、ここで上のように定まる均衡において残った予想である  $m_0 > m_k$  が実際に成立するかどうかは問題になる。これが成立すれば以上の均衡はベイジアン均衡として成立する。

離職者の平均能力  $m_k$  は次のようにして決定される。

例えば  $i$  が離職して  $j$  がとどまるというナッシュ均衡 {move, stay} が生じる確率は  $\eta^i$  と  $\eta^j$  を所与とした時  $F(m_0 - \eta^i)\{1 - F(m_0 - \eta^j)\}$  である。したがって、離職者の平均能力は

$$\begin{aligned} m_k = & \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} F(m_0 - \eta^i)\{1 - F(m_0 - \eta^j)\} \\ & \eta^i g(\eta^i) g(\eta^j) d\eta^i d\eta^j \\ & + \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} F(m_0 - \eta^j)\{1 - F(m_0 - \eta^i)\} \\ & \eta^j g(\eta^i) g(\eta^j) d\eta^i d\eta^j \\ & + \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \{1 - F(m_0 - \eta^i)\}\{1 - F(m_0 - \eta^j)\} \\ & (\eta^i/2 + \eta^j/2) g(\eta^i) g(\eta^j) d\eta^i d\eta^j \end{aligned}$$

この時  $m_k < m_0$  が証明できる(付論参照).  
したがって、確かに  $m_k < m_0$  は均衡で成立する.

全く以上と同様に離職者の平均能力が全体の平均能力を上回る場合すなわち  $m_0 < m_k$  のケースについても均衡が成立し、最適な努力水準  $e_i^{**}$  が計算できる.

$$c'(e_i^{**}) = b_p - (b_r/2)f(m_0 - \eta^i) \left\{ \sigma_0^2 / (\sigma_0^2 + \sigma_\epsilon^2) \right\} \int_{-\infty}^{m_0} H(t) dt$$

### 3.5 離職率

例えば、 $m_k < m_0$  の場合、ある労働者  $i$  が離職するのは  $\{move, stay\}$  が起こった時である。 $\eta$  が分からない事前の段階での離職率  $Q_L$  は次のようにして計算できる.

$$Q_L = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} [F(m_0 - \eta^i) \{1 - F(m_0 - \eta^j)\} + (1/2)\{1 - F(m_0 - \eta^i)\} \{1 - F(m_0 - \eta^j)\}] g(\eta^i) g(\eta^j) d\eta^i d\eta^j = 3/8$$

同様にして  $m_0 < m_k$  の場合の事前の離職率  $Q_H$  も計算できて  $Q_H = 7/8$  である.

以上のモデル分析からいえることは次の通りである.

- (a) 離職者の平均能力が高いことが予想される場合には、離職率は高くなり、実際に離職者の平均能力は全体の平均に比べて高くなる。この時、労働者の供給する努力水準は、トーナメントがない場合に比べて大きくなる。
- (b) 逆に、離職者の平均能力が低いことが予想される場合には、離職率は低くなり、実際に離職者の平均能力は全体の平均に比べて低くなる。この時、労働者の供給する努力水準がトーナメントがない場合に比べてどう変化するかはパラメーターに依存するが、能力のばらつきに対して生産量の測定誤差が十分小さい場合にはそれは小さくなる。

諏訪地方の製糸家が労働者の自発的な離職を抑制するために等級賃金制度を導入したとしても、結果が企業家の意図に沿うものになるか否

かは当の労働者がどのような予想をたてるかに依存する。また、首尾よく労働者の自発的な離職を抑えることができたとしても、パラメーターによっては労働者の供給する努力水準がトーナメントのない場合に比べて小さくなる場合もある。

この努力水準に与える影響は等級賃金制度が優等糸生産に向かないという、従来の経済史学のコンジェクチャーを補完するものである。優等糸製糸家ははやくから工場周辺農家と原料繭の取引については長期的な関係を築くことに成功していた。この安定的な原料繭の供給のもとでは生産時の誤差が小さかったのではないかと考えられるからである。努力水準を実際に測定することは難しいので、次の4節ではこのモデル分析が示唆するように、離職率が低くなる場合には離職者の能力が低くなる傾向があるかどうかを実際の資料を用いて考察する。

### 4. 笠原房吉家第一製糸場「製糸計算簿」

諏訪地方の製糸業において等級賃金制度が普及したとみられるのは1900年頃である。そして2節で見たように、わずかではあるが現存する史料から、等級賃金制度の普及と同時期に労働者の離職率が減少したことが判明している。前節のモデル分析の結果、等級賃金制度と労働者の離職行動との間には2通りの関係が考えられることが分かった。すなわち、離職行動が抑制される場合には離職者の平均能力は低くなり、逆に離職行動が促進される場合には離職者の平均能力は高くなる。したがって、もし等級賃金制度が導入された後の離職者の平均能力が低いことが分かれば、この時期離職行動が抑制されるような均衡が実現していたことが裏付けられる。

本節では長野県岡谷市立岡谷蚕糸博物館に所蔵されている「笠原組資料」より1904(明治37)年から1911(明治44)年までの「製糸計算簿」を用いて、離職したと思われる工女がどのような成績を残していたのかを考察する。石井(1972)は同一の史料を用いて年度間の残留率を計算しているが、それは1904(明治37)~1905(明治38)年度、1909(明治42)~1910(明治43)年度ともに55%であった。このように史料の年代か

ら考察の対象は離職率が低下していく時期ではなく、低下した後の時期になる。したがって検証すべきは「離職したと思われる工女の平均能力は低い」という仮説である。

製糸業は戦前期日本経済の重要な産業であったことから、当時より統計の整備や学術研究者による調査研究が行われていた。その先達の努力により、現在においても少なからぬ史料が利用可能である。とりわけ諏訪地方では1964(昭和39)年に岡谷市に市立岡谷蚕糸博物館が設立され、史料の散逸を防いできた。この岡谷蚕糸博物館には6000点をこえる製糸経営関係の史料が収蔵されている。そのうち、笠原組関係の史料が「笠原組資料」としてまとめられている。

笠原製糸場は1887(明治20)年に現在の岡谷市に創立された製糸工場である。創立当初は40釜という小規模な工場であったが、その後製糸結社竜上館に加盟し順調な拡大を遂げた。分析の対象となる時期には約250釜の中規模の設備を有していた。現存する「製糸計算簿」とは、笠原組において工女の賃金決定に際して用いられた工女毎の成績簿兼賃金簿である。主な記載情報は、姓名、1月毎の工数(労働時間)・繰糸量(生産量)・杯数(使用原材料量)・成績点(光沢、デニール賞罰)・罰金、最終的な賃金額、勤続手当などの各種賞金額で、各項目が工女毎に見開きで記載されている。分析対象期間において記載方式は大体安定している。ただし、1906(明治39)年、1909(明治42)年については一部紛失していることからこの期間の全数を把握することはできない。また、ここでは伝習工と呼ばれる見習いは考察の対象から外すことにする。

以上の史料からどの項目を能力の代理変数とするかであるが、生産性を測るという意味で、一工数当たりの繰糸量(繰目)と一杯当たりの繰糸量(糸目)が考えられる。しかし当時から糸目については生来の能力に非常に依存するということが知られており(山本(1968))、経済史研究においても工女の能力の代理変数としては繰目よりも糸目が重視されてきている(石井(1972))。ここでもそれを踏襲して工女の能力をあらわすのは第一義には糸目であると考え、中林

(1999)によれば繰目には工女の努力水準や原料繭の品質が大きな影響を与えていた可能性があり、能力の代理変数としては適当ではない。また、春挽と夏挽とでは原材料の関係から明らかに生産性が異なってくる。さらに春挽のみまたは夏挽のみに生産に従事する工女もいることから、通年の能力を直接比較することはできない。したがって、年度を春挽と夏挽にわけた上で、それぞれの群について仮説の検証を行うことにする。

前節のモデル分析との整合性、あるいは当時の問題意識から考えて、ここでは年度内の離職行動についての分析を行う。

ただし、離職行動の判定については少々難しい問題が残る。史料の性格上、ある工女の工数が非常に小さいということは判明するものの、それが他の工場への転職によるものなのか、実家への帰郷によるものなのかは区別がつかない。ここでは工数が春挽・夏挽のそれぞれの皆勤工数の半分に満たない場合に離職したとみなすことにする<sup>10)</sup>。他工場への移動と帰郷とを区別できないことが分析に何らかの影響を及ぼすだろうか。帰郷者の場合には結婚などの理由が考えられるので、能力の高低とは比較的独立に離職すると考えられる。したがって、離職者のうち帰郷者が多い場合には離職者の平均的な能力は全体の平均に偏って評価され、勤続者の平均的な能力に対して有意な差を持たなくなる可能性がある。年度間の離職者にはこのような帰郷者が多く含まれていたと考えられるので、この点からも、年度内の離職行動を分析するのが望ましいであろう。

以上の議論から、本節では工数が皆勤工数の半分に達している工女とそれに満たない工女のふたつの群に分けたうえで、それぞれの群の糸目の分布が互いにずれているかどうかを検定する。しかし、糸目の分布は正規分布にしたがっているとはいえない<sup>11)</sup>。それゆえに、通常の $t$ 検定は用いることができないので、ここではノンパラメトリックな検定の代表である順位と検定を用いることにする。全体で順番をつけた場合に、離職者群のほうが勤続者群に比べると有意に順位が低いかどうかを検定するのである。

付表にまとめられた検定結果は次のようになる。離職者の能力の分布のほうが有意に低くなっているのは、1904(明治37)年度の春挽・夏挽、1906(明治39)年度の春挽、1908(明治41)年度の春挽・夏挽、1909(明治42)年度の夏挽、1910(明治43)年度の夏挽、1911(明治44)年度の夏挽である。逆に離職者の分布のほうが有意に高くなっているのは、1905(明治38)年度の夏挽のみである。

この結果、「1900年頃以降、諏訪地方の器械製糸業では等級賃金制度の普及に伴って離職率が低下し、同時に離職したと思われる工女の平均能力は低いという状況が生まれていた」という仮説が検証できた。

ただし、この検証結果に関していくつかの留意点がある。確かに1900年頃以前と比較すると離職率は低下したが、この検証期間内においても離職率は変動している。その変動によって仮説のあてはまり具合が変わるのであるだろうか。

まず、春挽と夏挽を比べた場合、おおむね春挽のほうで離職者の割合が低いにもかかわらず、春挽のほうで統計的に有意な結果が少ない。これはなぜだろうか。この理由は本節での離職者の定義に関わっていると思われる。すなわち、ここでは機械的に全工数の半分以下の工女を離職者とみなしているが、しかし春挽と夏挽とでは生産品質や生産量、あるいは賃金水準が全く異なることから、全工数の半分以下という基準を同様にあてはめて比較することには注意を要する。したがって、春挽と夏挽とでは離職者の割合の大小の比較はできない。ただし、この基準を様々に変えて検定しても結果は変わらなかったもので、離職者のほうが平均的に能力が低いという命題は確かに夏挽にあてはまりやすい。とはいえ、Z値の符号は1907(明治40)年度と1911(明治44)年度を除けば負であることを考えれば、全体的に見てあてはまりは悪くはないと考えられる。

あるいは、1907(明治40)年度以前と以後を比較した場合、仮説とより整合的な結果が得られている後半の年度のほうが、離職者の割合が高くなっているかもしれない。この理由としては

他工場への離職者と帰農者の区別ができていないことが考えられる。明確な画期はないが、日露戦後恐慌を境にして諏訪製糸業は飛騨や新潟地方へも工女の募集を行うようになったといわれている(『長野縣統計書』、『平野村誌』)。つまり、前半の年度では諏訪近辺出身の者が多く、離職理由も他工場への移動よりも比較的帰農が多かったのかもしれない。そうだとすれば前半の年度の離職者の能力はより全体の平均に近づくはずで、Z値の符号は変わらないにせよ、仮説があてはまりにくくなると考えられる。このバイアスが除去できれば、仮説のあてはまり具合はあまり変わらないのではなからうか。

以上の結果から、能力を正確にあらわすと考えられる単位原料当たりの生産性(糸目)で代理させた場合には、考察期間の特に生産の主力たる夏挽においては離職者の能力は低かったことがいえる。この点では、3節のモデルで考察したメカニズムがこの時期に確かに機能していたことが検証された。

## 5. 結論

前節までの考察から、次のような結論が得られる。

労働者が離職者の平均的な能力は低いと予想する場合には等級賃金制度のような相対賃金を導入することにより、労働者の自発的な離職率が低下することが起こりえる。そして、実際の史料を用いた検定の結果、20世紀初頭の諏訪においてそのメカニズムが働いていたことが分かった。

基本的な史実として本稿を基礎付けてきたのは、石井(1972)などの研究により明らかにされた20世紀初頭の諏訪製糸業における労働者の離職率の低下現象である。相対賃金たる等級賃金制度の導入による自発的な離職の減少という要因に回帰してこの現象を説明する本稿は、これらの実証結果に追従するものであるが、そこには大きな限界が存在している。

まず指摘されるべきは等級賃金制度の導入自体に関わる。本稿ではなぜ等級賃金制度が導入されたのかは議論の対象とはしていないが、出

来高制度との比較において検討する余地があらう。また、モデル分析において決定的に重要だったのは工女の予想がどのように形成されるかであった。本稿はモデルで分析したメカニズムが当時の諏訪地方において有効に機能したことを論証するものであるが、この工女の予想がどのように形成されたかについての考察は行っていない。

元来、本稿の考察対象たる20世紀初頭は、1920年代後半とならんで、諏訪地方の製糸業における労働市場が近代労働市場へと歴史的展開を見せた時期であった。具体的には、20世紀初頭には等級賃金制度や教育制度<sup>12)</sup>に代表される企業内部の組織の変革が起こり、製糸同盟という民間同業組織が出現している(1901(明治34)年)。この製糸同盟は、工女登録制度<sup>13)</sup>という工女の移動をコントロールする制度をつくり直接労働市場を制御しようと試みてもいる。そして1920年代後半には工女供給保護組合<sup>14)</sup>という公的組織が成立する一方、工女登録制度が廃止されるという制度変化が起こった。

このような制度変化と近代労働市場の成立の中で本稿の議論はどのように位置づけられるであろうか。等級賃金制度による離職行動の抑制メカニズムが機能するか否かは工女の予想がどのように形成されるかに依存しているという本稿の結論を敷衍すれば、企業内教育制度や工女登録制度といった諸制度が何らかの形で工女の予想、あるいは規範の形成に影響を与えたのではないかと考えられる。この考察は将来に委ねられるが、その際には、労働市場の成立にあたって複数の制度が関わっていること、その要に工女の予想あるいは規範といった要素が存在すること、が重要な論点とならう。

(論文受付日1998年1月6日・採用決定日1999年7月14日、東京大学大学院経済学研究科)

#### 付論 証明

$$m_k = \left(1 - \int_{-\infty}^{\infty} F(m_0 - \eta) g(\eta) d\eta\right) \cdot \left(m_0 + \int_{-\infty}^{\infty} F(m_0 - \eta) \eta g(\eta) d\eta\right)$$

まず、 $0 \leq F(m_0 - \eta) \leq 1$ なので、

$$m_0 + \int_{-\infty}^{\infty} F(m_0 - \eta) \eta g(\eta) d\eta \leq m_0 \\ + \int_{-\infty}^{\infty} 1 \cdot \eta g(\eta) d\eta = m_0 + m_0 = 2m_0.$$

次に、 $t \equiv \varepsilon + \eta$ なる確率変数を考えて、そのcdf.  $H(t)$ を考える。

$\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 、 $\eta \sim N(m_0, \sigma_0^2)$ なので、明らかに  $t \equiv \eta + \varepsilon \sim N(m_0, \sigma_0^2 + \sigma_\varepsilon^2)$ 。

一方、たたみ込みを考えると、

$$h(t) = \int_{-\infty}^{\infty} g(\omega) f(t - \omega) d\omega$$

ゆえに、

$$H(t) = \int_{-\infty}^t \left[ \int_{-\infty}^{\infty} g(\omega) f(s - \omega) d\omega \right] ds \\ = \int_{-\infty}^{\infty} g(\omega) \left[ \int_{-\infty}^t f(s - \omega) ds \right] d\omega \\ = \int_{-\infty}^{\infty} g(\omega) F(t - \omega) d\omega$$

したがって、 $\int_{-\infty}^{\infty} F(m_0 - \eta) g(\eta) d\eta = H(m_0) = 1/2$ 。

ゆえに、 $m_k = \left(1 - \int_{-\infty}^{\infty} F(m_0 - \eta) g(\eta) d\eta\right) \cdot \left(m_0 + \int_{-\infty}^{\infty} F(m_0 - \eta) \eta g(\eta) d\eta\right) \leq (1 - 1/2) \cdot 2m_0 = m_0$ 。

(証明終)

#### 注

1) この論文の多くは故石川経夫氏との討論を通じて構想されたものである。論文の完成が遅れ、発表を氏の墓前に報告しなければならないことは残念であるが、ここにあらためて感謝と哀悼の意を表したい。また、石井寛治、岡崎哲二、尾高煌之助、玄田有史、Jo Soo-Kie、中林真幸の各氏、および本誌2名のレフリーからは貴重な助言を頂いた。記して感謝したい。

2) 一般的なフレームワークの代表としてJovanovic(1979a, b)が、熟練などと結び付けて論じた代表としてはWilliamson, Wachter and Harris(1975)がある。また、日米の比較研究としてAbe(1994)やMincer and Higuchi(1988)がある。

3) 代表的なものでは、逆選択のメカニズムを考えたGibbons and Katz(1991)、企業間協定を考えたAoki(1988)、昇進などの内部組織の構造を考えたPrendergast(1992)などがある。

4) 等級賃金制度の本質は大きくは相対評価のメカニズムを用いたという点と多面的な評価方法を用いたという点にまとめられる。中林(1999)はこのうち後者の役割に着目し、ヘドニック・プライスの考え方を採用しながら、等級賃金制度が多方面にわたるべき工女の注意力を経営側の思惑通りに制御していたことを論証している。本稿ではこの側面には注目しないが、等級賃金制度が、一般に理念的に考えられるばかりで実証上の根拠が少ないヘドニック・プライスの具体例としての役割ももっていることは注意されるべきであろう。

5) このような細井(1925)の指摘にも関わらず、他の賃金制度(特に単純出来高制度)との明示的な比較を行うのは理論的にも実証的にも容易ではない、したがってここでは等級賃金制度の普及という制度的与件の下で、そのひとつのメリットとして離職抑制効果がありうる、という論旨をとることにする。

6) 情報の非対称性を用いて賃金制度や離職行動を分析する場合に一般に問題にされるのは企業と労働者の間の情報の非対称性であるが、本稿はその点には注目してはいない。

7) この背後には評判のメカニズムや取引費用などが想定される。

8) パラメーターの状態によっては2つのベジアン均衡が存在する場合は考えられるが、その場合には1/2の確率でどちらかが起こるとする。

9) 以下では  $m_0 > m_k$  と労働者全員が予想していると仮定する。ただし  $m_0 < m_k$  が予想された場合にも同様な手続きによって均衡を求めることができる。

10) 離職行動の目安としては他にも工女全体の平均工数や皆勤工数の3分の1などが考えられる。しかし、そのように目安を変えても検証結果には影響を与えなかったこと、また『職工事情』などによれば工女の移動は大体期間の中間までにやむことから、皆勤工数の半分を離職行動の目安とするのが妥当であると考えた。

11) ただし、すべての期間において正規性が棄却されるわけではない。Shapiro-Wilkの検定に従えば明治39年春挽の糸目については正規性の仮定が5%の有意水準で棄却されない。しかし当該期間について  $t$  検定を用いて検証しても結論は変わらなかったため、以降の議論は順位と検定で統一することにする。

12) 当時の企業内教育制度は工場内の熟練技術教育ではなく、裁縫や修身などの一般教育が主であった。特に群是におけるキリスト教教育は有名である。

13) 製糸同盟の根幹を形成した制度であり、1903(明治36)年に成立した。簡単にいえば企業間の労働者引き抜き防止協定である。製糸同盟の中央が工女の就業先を登録管理し、工女が就業先を変更する場合にはその許可が必要になる。違反者に対しては工女の強制移動や罰金が実行された。この組織について詳細に論じた東條(1990)はこの制度が有効に機能した時期があったことを主張している。1926(大正15)年廃止された。

14) 工女を募集する場合にこの組合を通して契約をすることを推奨するために町村レベルの地方自治体に設立されたもの。新潟県や岐阜県の特定の村などではかなりの割合の工女を把握するのに成功したことが分かっている。主たる活動は、統一的な契約を強制することで労使双方の思惑を未然に防止すること、特に労働移動に関して需要側についても供給側についても注視することであった。

### 参 考 文 献

中馬宏之(1994)『検証・日本型「雇用調整」』集英社。  
『平野村誌』(1932)下巻。  
細井和喜蔵(1925)『女工哀史』改造社。  
兵藤 剣(1971)『日本における労資関係の展開』東京

大学出版会。  
石井寛治(1972)『日本蚕糸業分析』東京大学出版会。  
石井寛治(1991)『日本経済史(第2版)』東京大学出版会。  
長野県『長野縣統計書』1917(大正6年)~1930(昭和5)年。  
農商務省(1903)『職工事情』新紀元社版。  
中林真幸(1999)「等級賃金制の確立」『社会経済史学』第64巻6号, pp. 58-89。  
尾高煌之助(1984)『労働市場分析』岩波書店。  
大石嘉一郎(1968)「日本製糸業賃労働の構造的特質」川島武宣・松田智雄編『国民経済の諸類型』岩波書店, pp. 707-734。  
東條由紀彦(1990)『製糸同盟の女工登録制度』東京大学出版会。  
山田盛太郎(1934)『日本資本主義分析』岩波書店。  
山本茂美(1968)『あゝ野麦峠』朝日新聞社。  
Abe, Yukiko (1994) "Specific Capital, Adverse Selection, and Turnover: A Comparison of the United States and Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 8, No. 3, pp. 272-292。  
Aoki, Masahiko (1988) *Information, Incentives, and Bargaining in the Japanese Economy*, Cambridge University Press。  
Felli, Leonardo and Harris, Christopher (1996) "Learning, Wage Dynamics, and Firm-Specific Human Capital," *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 4, pp. 838-868。  
Gibbons, Robert and Katz, Lawrence F. (1991) "Layoffs and Lemons," *Journal of Labor Economics*, Vol. 9, No. 4, pp. 351-347。  
Holmstrom, Bengt (1982) "Moral Hazard in Teams," *Bell Journal of Economics*, Vol. 13, No. 2, pp. 324-40。  
Jovanovic, Boyan (1979a) "Firm-Specific Capital and Turnover," *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 6, pp. 1246-60。  
Jovanovic, Boyan (1979b) "Job Matching and the Theory of Turnover," *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 5, pp. 972-990。  
Lazear, Edward P. and Rosen, Sherwin (1981) "Rank-Order Tournament as Optimal Labor Contracts," *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 5, pp. 841-864。  
Mincer, Jacob and Higuchi, Yoshio (1988) "Wage Structure and Labor Turnover in the United States and Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 2, No. 2, pp. 97-133。  
Prendergast, Canice (1992) "Career Development and Specific Human Capital Collection," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 6, No. 3, pp. 207-27。  
Williamson, Oliver E., Wachter, Michael L. and Harris, Jeffrey E. (1975) "Understanding the Employment Relation: The Analysis of Idiosyncratic Exchange," *Bell Journal of Economics*, Vol. 6, No. 1, pp. 250-280。

付表. 岡谷蚕糸博物館「笠原組資料」より製糸計算簿を用いた検証結果

糸目についての順位と検定

1904(明治37)年度		標本数	順位和	帰無仮説のもとでの 期待順位和	帰無仮説のもとでの 期待標準誤差	平均順位	Z 値 カイ2乗統計量
春挽	離職者群	19	1010.5	1643.5	204.72	53.18	-3.09
	勤続者群	153	13867.5	13234.5		90.64†	9.56
夏挽	離職者群	28	1935	2520	251.83	69.11	-2.32
	勤続者群	151	14175	13590		93.87†	5.40
1905(明治38)年度							
春挽	離職者群	27	2346.5	2767.5	285.73	86.91	-1.47
	勤続者群	177	18563.5	18142.5		104.88	2.17
夏挽	離職者群	28	3209.5	2674	268.70	114.63†	1.99
	勤続者群	162	14935.5	15471		92.19	3.97
1906(明治39)年度							
春挽	離職者群	9	316	558	102.97	35.11	-2.35
	勤続者群	114	7310	7068		64.12†	5.52
夏挽	離職者群	28	1832	1918	185.81	65.43	-0.46
	勤続者群	108	7484	7398		69.30	0.21
1907(明治40)年度							
春挽	離職者群	13	1325	1274	196.58	101.92	0.26
	勤続者群	182	17785	17836		97.72	0.07
夏挽	離職者群	36	3429	3834	335.36	95.25	-1.21
	勤続者群	176	19149	18744		108.80	1.46
1908(明治41)年度							
春挽	離職者群	48	3928.5	4656	335.44	81.84	-2.17
	勤続者群	145	14792.5	14065		102.02†	4.70
夏挽	離職者群	41	3699.5	4571.5	371.36	90.23	-2.35
	勤続者群	181	21053.5	20181.5		116.32†	5.51
1909(明治42)年度							
春挽	離職者群	81	13497.5	14094	790.46	166.64	-0.75
	勤続者群	266	46880.5	46284		176.24	0.57
夏挽	離職者群	75	10434	13687.5	811.96	139.12	-4.01
	勤続者群	289	55996	52742.5		193.76†	16.06
1910(明治43)年度							
春挽	離職者群	71	13941	14519.5	903.05	196.35	-0.64
	勤続者群	337	69495	68916.5		206.22	0.41
夏挽	離職者群	59	8527	12242.5	851.09	144.53	-4.37
	勤続者群	355	77378	73662.5		217.97†	19.06
1911(明治44)年度							
春挽	離職者群	73	19054	17082	1059.11	261.01	1.86
	勤続者群	394	90224	92196		228.99	3.47
夏挽	離職者群	107	21956	25198.5	1234.71	205.20	-2.63
	勤続者群	363	88729	85486.5		244.43†	6.90

- 注) 1. †は5%有意で、この群のほうが能力が高いことを示す。Z値による検定でも、カイ二乗統計量による検定でも結果は同じであった。  
 2. 網掛けは離職者のほうが有意に能力が低いことを示す。  
 3. 順位は能力の低いほうから昇順でつけられているので、数値が大きいほうが能力が高い。  
 4. 皆勤労働日の半分以下しか働いていない女工を離職者とみなした。それ以外を勤続者とした。