

Title	紡績労働の地域間応募・就業機構
Sub Title	Regional Mobility of Spinning Worker
Author	西川, 俊作(Nishikawa, Shunsaku)
Publisher	
Publication year	1961
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.4, No.2 (1961. 6) ,p.36- 62
JaLC DOI	
Abstract	

紡績労働の地域間応募・就業機構

西川 俊 作

1 問題の設定⁽¹⁾——「距離効果」をめぐって

われわれの仮説は次のようなものである〔cf. 三節〕。

流出県 (j) から流入県 (i) への (紡績) 労働移動量 n_{ij} は、

(1) j 県の農家平均所得 A_j 、(2) (紡績業の) i 県賃金に対するその他諸県の平均賃金との格差 $(w_j^p/w_i)^*$ 、(3) 「距離効果」をあらわす変位項 ψ に依存している⁽²⁾。

$$\log n_{ij} = a_0 + a_1(w_j^p/w_i) + a_2A_j + a_3\psi(\tau_{ij}, \theta_{ij}^*)$$

$$\partial(\log n_{ij})/\partial(w_j^p/w_i) < 0, \quad \partial(\log n_{ij})/\partial A_j < 0, \quad \partial(\log n_{ij})/\partial \psi > 0$$

ここで、 $\psi = \psi(\tau_{ij}, \theta_{ij}^*)$ で、 τ_{ij} は j 県の応募主体が i 県の (紡績) 労働機会に対して抱いている親近性、 θ_{ij}^* は i 県の需要主体が j 県からの応募者に対して付与している選択順位である⁽³⁾。

この報告〔2〕における主題は、変位項 ψ の具体的な内容を明確化し、それが (紡績) 労働の応募・就業機構のなかで果た役割を評価することにほかならない。さしあたりは、報告〔1〕の分析結果

この論文は、紡績労働の地域間移動機構に関する研究の第二次報告である*。分析方法——理論仮説と推定手続については、第一次報告(小尾・西川〔1〕)に詳しい。そこで得られた帰結を要約すれば、次のとおりである。(1) 任意の流出県からの流出量に對して、当該県の農家平均所得はマイナスの効果をもつ。(2) 任意の流入県への流入量に對して、当該県の (紡績) 賃金水準はプラスの効果をもち、当該県以外の平均賃金水準はマイナスの効果をもつ。計測上では前者に對する後者の比、すなわち相対的な賃金格差の形で、この効果を測定した。(3) 特定の流出県から特定の流入県への移動数の逐年累計量は、両県間の移動にプラスの効果をもつ。この累計移動量は応募シエデュル変位項の近似指標であるが、その具体的な内容と影響についてさらに分解的に立ち入った分析を進めるのが、この第二次報告(西川〔2〕)の目的である。応募地における出稼習慣、就業機会、就業地における就業機会、募集方法などの作用が問われるだろう。所要因の影響については、分析の対象を他業種に拡大し、観察の期間を戦前、戦後に延長しておこなわれた計測結果を、近く第三次報告(小尾・西川〔3〕)として報告する。これらの第二次、第三次の分析結果にもとづいて、賃金変動の及ぼす効果が後日再吟味される予定である。

小尾・西川〔1〕経済学年報4、一九六〇年

西川〔2〕(本稿)三田商学研究4-2、一九六一年

小尾・西川〔3〕三田学会雑誌、近刊

* これは産業研究所、賃金・就業構造分析プロジェクトの調査研究の一環をなすものである。共同研究者である小尾恵一郎助教から受けた多くの貴重な示唆に深く感謝する。

を検討することから始めるのが適當である。

〔1〕表1・1には、(イ)近畿五県(滋賀25、京都26、大阪27、兵庫28、和歌山30)、(ロ)東海四県(岐阜21、静岡22、愛知32、三重24)に対する各(供給)県($j=1, \dots, 47$)からの流入量より成るクロス・セクション資料にもとづいて、推定された応募方程式が、それぞれ昭和五・七・九、十一年について与えられている。

まず、重相関係数 R に着目すれば、近畿地方については各年とも著しく有意だが、東海地方については有意水準に達していない。総じて R (または R^2)の値も低く、回帰の説明力が大きくないことがわかる。

次に回帰係数およびその標準誤差をみれば、近畿地方については回帰係数はあきらかに安定しているが、東海地方については安定していない。

近畿と東海に関して回帰方程式群の間にもみられる鋭い懸隔は、変位項 ψ の影響によると思われる。概括的に云えば、近畿地方各県では遠隔地募集の比重が大きく、計測に用いられた標本はその点で比較的均質である。これに反して、東海地方では近県募集の比重が相對的に大きい。同時に標本には近県、遠隔地からの流入が混在し均質ではない。そこで、東海地方については、近県、遠隔地の「距離」を変位項 ψ として導入すれば、良好な回帰が得られるのではないかと思われる。〔cf. 五・二節〕

〔2〕岡山県($i=33$)に対する各(供給)県($j=1, \dots, 47$)、

表 1.1. 応募方程式——近畿、東海への流入

		const.	(w_j^p/w_i)	A_j	R	d.f.
近 畿	S. 5	+ 1.1479 (0.5738)	+ 0.1016 (0.4268)	- 0.0019 (0.0096)	0.3061**	106.
	7	+ 3.0847 (0.4476)	- 0.8483 (0.3059)	- 0.0014 (0.0008)	0.2874**	126
	9	+ 3.3573 (0.4118)	- 0.8377 (0.2027)	- 0.0015 (0.0008)	0.3673**	135
	11	+ 3.2561 (0.4903)	- 0.6770 (0.3482)	- 0.0015 (0.0006)	0.2637**	150
東 海	S. 5	+ 0.3865 (0.5473)	+ 1.1113 (0.3868)	- 0.0003 (0.0011)	0.3160**	75
	7	+ 1.1166 (0.6707)	+ 1.1020 (0.6928)	- 0.0016 (0.0012)	0.2156	73
	9	+ 1.8123 (1.0322)	+ 2.2198 (1.0329)	- 0.0002 (0.0010)	0.1504	115
	11	+ 0.6480 (0.6937)	+ 0.5048 (0.5311)	+ 0.0004 (0.0008)	0.0897	138

表 1.2. 応募方程式——岡山への流入（その1）

	const.	(w_j^2/w_i)	A_j	R	d.f.
S. 5	- 0.5484 (1.7718)	+ 0.2849 (0.1631)	- 0.0025 (0.0018)	0.4869	13
7	+ 2.0677 (1.1377)	+ 0.0383 (0.1215)	- 0.0013 (0.0016)	0.1922	17
9	+ 4.1387 (1.7224)	- 0.0784 (0.2183)	- 0.0036 (0.0018)	0.4933	16
11	+ 3.1196 (2.5280)	+ 0.0437 (0.3102)	- 0.0031 (0.0015)	0.4121	20

からの流入量より成る標本にもつき推定された応募方程式（昭和五、七、九、一一年）が、表1・2に示されている。重相関係数Rは低く、ここでも変位項 ψ の作用がうかがわれる。（また、回帰係数も信頼性に乏しい。）〔cf. 五・一節〕

簡単な不特定要因分析の手法を利用することによって、変位要因がなにかはさえておき、そのような要因の導入がどの程度有効かを知ることができる。すなわち、 j 県から岡山県（ $i=33$ ）への流入 n_{33j} の変動に対して、（不特定の）要因 f_j および f_i が加法的に影響を与えているものと仮定する。

$$\log n_{33j} = f_j^{33} + f_i^{33} + 0.6517(w_j^2/w_i) - 0.0013A_j + u(j) \quad (0.4480) \quad (0.0004)$$

推定結果によれば、（供給）県間特性 f_j^{33} の分散 $\text{var}(f_j) = 0.1956$ は、年度間特性 f_i^{33} の分散 $\text{var}(f_i) = 0.0147$ の十倍余に達している。したがって、変位項 ψ は供給県間の特性をあらわす変量と考えられる。

j 県より岡山県への距離と県間特性 f_j^{33} とは、近接圏（岡山、広島、山口、香川、徳島、島根、鳥取）については、比較的良好な逆相関を示すが、遠隔圏（九州各県）については無相関である。これで「1」における推察が裏付けられたと云っていいだろう。

しかし、この事実から、「距離効果」は地理上の距離だけではない、社会的、社会的、社会的な諸要因をも含む合成体であると、推測される。

そのような「距離効果」の近似的な指標として、 j 県から岡山県

への移動数の逐年累計量 $N_{ij}^{33} = \sum_{t=1}^{t-1} M_{t-1, t}^{33} n_j^{33}$ (4) を選び、県間特性 n_j^{33} との相関をみれば、良好な正相関が認められる。表1・3にはこの変量を導入した回帰係数推定値が与えられている。重相関係数 R は各年とも著しく有意となっている。「cf. 五・四節」

試みに昭和五年、十一年について、偏相関係数 $r_{02.13}$ 、 $r_{03.12}$ ($0: \log n_j^{33}$, $1: (w_j^2/w_{33})$, $2: A_j$, $3: N_j^{33}$) を計算すれば、次のとおりである。

$$S. 5 \quad r_{02.13} = -0.381, \quad r_{03.12} = +0.854^{**} \quad (d.f. = 12)$$

$$S. 11 \quad r_{02.13} = -0.429^{**}, \quad r_{03.12} = +0.609^{**} \quad (d.f. = 19)$$

これからも、 A_j に比して N_j^{33} はより大きな説明力を $\log n_j^{33}$ に対して持っている、結論できる。

「3」表1・4に例示してあるのは、(一)四国二県(愛媛38、高知39)、九州四県(熊本43、宮崎45、鹿児島46、沖縄47)、(二)北陸一県(新潟15)、東海・東山四県(長野20、岐阜21、静岡22、三重24)から各(需要)県 ($i = 1 \dots 47$) への流出量からなる標本にもとづいて、推定された応募方程式である。「2」の結果に応じて、累計移動量 N_j^{33} が導入されている。 (w_j^2/w_{33}) の観測値は回帰の精度に影響しないと思われたので削った。

重相関係数 R はすべて著しく有意に推定され、 N_j^{33} の導入が回帰の説明力を大幅に向上させている。またその回帰係数も十分有意である。

だが、経済的な変量(賃金、所得)の係数はなお信頼性に乏しく、

表 1.3. 応募方程式——岡山への流入(その2)

	const.	(w_j^2/w_i)	A_j	N_j^{33}	R	d. f.
S. 5	- 0.6746 (0.9665)	+ 0.2419 (0.0899)	- 0.0014 (0.0010)	+ 0.0009 (0.0002)	0.8914 ^{**}	12
7	+ 1.9662 (0.8837)	+ 0.0206 (0.0945)	- 0.0012 (0.0012)	+ 0.0005 (0.00001)	0.6736 [*]	16
9	+ 3.1693 (1.1728)	+ 0.0588 (0.1493)	- 0.0047 (0.0012)	+ 0.0003 (0.0001)	0.8258 ^{**}	15
11	+ 2.1652 (2.0758)	+ 0.0926 (0.2528)	- 0.0026 (0.0013)	+ 0.0003 (0.0001)	0.6916 ^{**}	19

表 1.4. 応募方程式——四国・九州、北陸・東海・東山からの流出

		const.	(w_j^p/w_i)	A_j	N_j^i	R	d.f.
四国・九州	S. 5	+ 2,4629 (0.2833)	- 0.2683 (0.1561)	- 0.0006 (0.0006)	+ 0.0004 (0.0001)	0.7828**	19
	7	+ 2.2778 (0.3437)	+ 0.0094 (0.2386)	- 0.0004 (0.0005)	+ 0.0002 (0.0001)	0.6060**	35
	9	+ 2.3374 (0.2258)	+ 0.0056 (0.1593)	- 0.0005 (0.0004)	+ 0.0002 (0.00002)	0.7676**	48
	11	+ 2.2293 (0.3388)	+ 0.2256 (0.2802)	- 0.0006 (0.0003)	+ 0.0001 (0.00001)	0.6973**	47
東海・東山	S. 5	+ 1.8709 (0.6951)	+ 0.5563 (0.1825)	- 0.0012 (0.0017)	+ 0.0006 (0.0001)	0.8773*	16
	7	+ 3.0056 (1.0163)	- 0.4994 (0.4918)	- 0.0009 (0.0022)	+ 0.0002 (0.0001)	0.7099*	22
	9	+ 2.8500 (0.6244)	- 0.2334 (0.3471)	- 0.0009 (0.0012)	+ 0.0002 (0.00003)	0.6423**	33
	11	+ 3.1828 (0.5164)	+ 0.1638 (0.2805)	- 0.0022 (0.0009)	+ 0.0001 (0.00002)	0.8306**	36

とりわけ賃金項のパラメタは標準誤差も大きく、その符号は先験的な期待にも反する。このような結果は「距離効果」の指標として、累計移動量がなお十分に適切ではないために結果されたと思われる。もし適切なものであれば、回帰係数はすべて安定的に計測されるであろう。〔cf. 六・一節〕

〔4〕新潟県 ($j=15$) から各 (需要) 県 ($i=1, \dots, 47$) への流出量よりなる標本にもとづき推定された応募方程式 (昭和五、七、九、一一年) が表 1・5 に例示されている。すでに〔3〕でみたのと同様に、賃金項の回帰係数は累計移動量 N_{15}^i の導入によっても改善されていない。 ($n_{15}^i > 50$) に限られている。

ここで標本を A 群 (遠隔圏)、B 群 (近接圏) に層化し、そのそれぞれについて回帰方程式を求める。われわれの仮説は、累計移動量によっては近似しかねる「距離効果」が、A、B 両群間に作用している、あるいは累計移動量は A 群、B 群でそれぞれ異なった機能をもっているというものである。

回帰分析の結果はほぼ予期のとおりで、A₁ 群 (遠隔圏—関東、関西) については、

$$\log n_{15}^i = 3.0124 - 0.4249(w_{15}^p/w_i) - 0.0015A_{15} + 0.0007N_{15}^i + w_i(t) \quad (0.2818) \quad (0.0012) \quad (0.0002)$$

となつて、賃金項 (w_{15}^p/w_i) の回帰係数は標準誤差も小さく、負値をとっている。これに反して、B₁ 群 (近接圏—北陸、東海、東山) をこみにした (無層化) 標本からは、表 1・6 にみるとおり (A₁ + B₁)

欄参照)、ふたたび従前どおりの結果が得られている。

したがって、すくなくともA群内部では「距離効果」は N_{15}^{15} によって(近似的に)把握されているが、A、B群間、ないしB群内では「距離効果」はより複雑な作用をもち、変位項 ψ には他の諸要因が参与していると思われる。

われわれの推察によれば、B₂群を構成する諸県(長野、岐阜、静岡、三重等)では、紡績関連業種としての製糸業の大幅な雇用減退がみられたという事実が、いまみたような結果の相違に關係している。関東・関西地方では、製糸業の雇用構成に占める比重は、東海・東山地方ほどには著しくない。

後半期(昭和九一二年)の層化標本による分析結果は(A₂およびA₂+B₂)われわれの想定と整合的ではないが、A₂群における賃金項係数の係数は、相対的に大きな製糸の雇用減退がみられた群馬、神奈川を標本から除けば、ほぼA₁群におけるそれに近い信頼性を伴った負値になりうるであろう。「cf. 六・二節」

こうして、「距離効果」のなかには累計移動量によっては十分近似されない要素が含まれていることがあきらかとなった。累計移動量がかりに変位項 $\psi = \psi(\psi_0)$ の良い指標であれば「3」にみられる不整合な結果も改善されるだろう。したがって、われわれの問題は「距離効果」の作用を測定し、変位項の具体的内容をあきらかにし、その指標としての累計移動量の欠を補うところにあると云えよう。

表 1.5. 応募方程式——新潟からの流出(その1.)

		const.	(w_j^p/w_i)	N_j^i	R	d.f.
S.	5	+ 2.0917 (0.3457)	- 0.2091 (0.3623)	+ 0.0008 (0.0002)	0.9268*	5
	7	+ 2.7777 (0.9846)	- 0.5138 (0.8835)	+ 0.0001 (0.0001)	0.5975	8
	9	+ 2.0013 (0.6988)	+ 0.3425 (0.6657)	+ 0.0001 (0.00004)	0.6041	11
	11	+ 2.3699 (0.5729)	- 0.0863 (0.5463)	+ 0.0001 (0.00003)	0.7976*	10

表 1.6. 応募方程式——新潟からの流出 (その2)

	const.	(w_j^p/w_i)	A_i	N_j^i	R	d.f.
A_1	+ 3.012	- 0.4249 (0.2818)	- 0.0015 (0.0012)	+ 0.0007 (0.0002)	0.731**	19
A_2	+ 2.857	+ 0.0353 (0.2518)	- 0.0017 (0.0005)	+ 0.0003 (0.0001)	0.785**	26
$(A+B)_1$	+ 2.089	- 0.0324 (0.3108)	- 0.0003 (0.0011)	+ 0.0002 (0.00004)	0.649**	37
$(A+B)_2$	+ 2.847	- 0.2800 (0.2998)	- 0.0005 (0.0005)	+ 0.0001 (0.0002)	0.680**	52
$A_1 + A_2$	+ 2.857	- 0.1550 (0.1947)	+ 0.0014 (0.0004)	+ 0.0003 (0.00005)	0.715**	49

(1) この節は主として小尾・西川〔1〕の抜粋から成っている。本文中の参照欄「cf.」は、報告〔1〕の該当参照部分を示す。

(2) (w_j^p/w_i) は次のようにして計算された。

$$w_j^p = \left(\sum_{i=1}^{47} n_j^i w_i - n_j^p w_p \right) / \left(\sum_{i=1}^{47} n_j^i - n_j^p \right) \quad \text{たとへば } p=13 \text{ とすれば}$$

$$w_j^{13} = \left(\sum_{i=1}^{13} n_j^i w_i - n_j^{13} w_{13} \right) / \left(\sum_{i=1}^{13} n_j^i - n_j^{13} \right) = \left(\sum_{i=1}^{13} n_j^i w_i \right) /$$

$\left(\sum_{i=1}^{13} n_j^i \right)$ となつて、 w_j^{13} は、 j 県からの流出労働者が東京 ($i=13$) 以外の各 (i) 県で受取る紡績平均賃金をあらわす。つま

り、 $p = \text{excl. } i$ である。そこで、 (w_j^{13}/w_{13}) となり、一般に $\partial(\log n_j^i) / \partial(w_j^p/w_i) < 0$ と期待される。

(3) 本報告 §33 参照。

(4) なおこの回帰では、 $i=33$ と指定したので、ある年度 (t) では $w_i = \text{const.}$ となるから、 (w_j^p/w_i) は事実上は w_j^p の形で回帰に参与するに止まる。

(5) この手法はこの報告〔2〕でも利用するので、その詳細は次の §2 に述べてある。なお、ここで回帰方程式確率項 $u(j,t)$ の添字は、(j) クロスセクション資料を時系列 ($t=5, 5 \sim 12$) でプールして利用したことを示す。またこのとき、年度間では $w_i \neq \text{const.}$ である。

(6) ここでは $j=15$ と指定したので、 $A_j = \text{const.}$ となり、回帰に参与していない。

(7) A, B の添字 1 は、(i) クロス・セクション資料を昭和五〇八年につきプールして利用したことを示す。また、添字 2 は昭

和九十二年につきプールしたことをあらわしている。時系列
(t)でプールすれば、年度間では $A_j \# \text{const.}$ である。

2 県間特性の推定と累計移動量⁽¹⁾

変位項 ψ の影響が次のような二要因(または効果)に分解されるものと仮定する。

$$(2.0) \quad a_3 \psi = f_j^{i,t} + f_i^{j,t}$$

応募方程式は、(2.1)のように書き改められる。

$$(2.1) \quad \log n_j^i = f_j^{i,t} + f_i^{j,t} + a_1 (w_j^p/w_i) + a_2 A_j + u(j,t)$$

ここで、 $f_j^{i,t}$ は県間特性と呼ばれ、流出県(j)における不特定な要因が、 j 県より i 県への流入に及ぼす影響をあらわす。そしてこの県間特性は年度に関しては不変な変量である。

他方、年度間特性と呼ばれる $f_i^{j,t}$ は、(流出)県に関しては不変な変量で、各県に一樣に影響する各年度特性である。

観測資料が j および t の二次元変量であれば、われわれは $f_j^{i,t}$ および $f_i^{j,t}$ を推定することができる。⁽²⁾ 流入県(i)として、愛知23、兵庫28、岡山33を選んだが、この選択に当っては、(j,t)プール標本による計測結果(報告「1」五・三節)、および地理上の位置などを考慮し、以後の分析に好都合となるようにした。当該の i 県に対して、ある j 県から毎年流入がない場合もあるので、それぞれの場合について五〜八回(年)流入が記録されている j 県を選び、他は無視した。これは便宜的な手続であって、原理的には妥当性を欠くも

のである。

$f_j^{i,t}$ 、 $f_i^{j,t}$ の推定結果は、表2.1に一括されている。また(a_1, a_2)の推定値は次のとおりである。

$$(2.2) \quad \begin{cases} \log n_j^{23} = f_j^{23,t} + f_i^{23,t} + 1.1483(w_j^p/w_i) + 0.0003A_j + u(j,t) \\ \log n_j^{28} = f_j^{28,t} + f_i^{28,t} - 0.4353(w_j^p/w_i) - 0.0012A_j + u(j,t) \\ \log n_j^{33} = f_j^{33,t} + f_i^{33,t} + 0.6517(w_j^p/w_i) - 0.0013A_j + u(j,t) \end{cases}$$

表2.1の最下欄には、 $f_j^{i,t}$ 、 $f_i^{j,t}$ の分散 $\text{var}(f)$ が示されているが、(i について)対応する3組をみれば、いずれの場合にも $\text{var}(f_j) \gg \text{var}(f_i)$ となっている。したがって、回帰方程式(2.2)において、県間特性が相対的に大きな説明力をもつことがわかる。⁽³⁾

注意すべき点は、 $f_j^{i,t}$ は $i = \text{const.}$ (23, 28, 33)として推定されたものだから、これを $j = \text{const.}$ として、 i について比較はできない。 $f_i^{j,t}$ についても事情は類推的で、これを $t = \text{const.}$ として、 i について比較してはならない。表2.1に即して云えば、 $f_j^{i,t}$ 、 $f_i^{j,t}$ はそれぞれの縦列内では比較できるが、これを横行間で比較できない。横行に沿った比較は、観測資料が(j,t)の三次元である場合に許されることである。

* * *
県間特性 $f_j^{i,t}$ は、 i 県に対する j 県からの流入量の逐年累計量 $N_j^{i,t}$ と密接に相関する。表2.2は $f_j^{i,t}$ と $N_j^{i,t}$ との相関係数 $r(N_j^{i,t}, f_j^{i,t})$ ($\log N_j^{i,t}$) である。ただし、計算に用いた $N_j^{i,t}$ は $N_j^{i,t} = \sum_{s=1}^{s,t} \sum_{i=1}^{i,t} n_j^i(s)$

表 2.1. 県間特性, 年度間特性の推定値

$j \backslash i$		愛知23	兵庫28	岡山33	$t \backslash i$		愛知23	兵庫28	岡山33
秋田	5	0.182	2.451	—	昭和5年	0.343	2.083	1.845	
山形	6	0.446	—	—	昭和6年	0.684	2.842	2.134	
福島	7	0.762	—	—	昭和7年	0.668	2.852	2.120	
新潟	15	1.927	2.989	—	昭和8年	0.524	3.039	2.045	
富山	16	1.224	2.549	—	昭和9年	0.613	3.038	2.138	
石川	17	-0.108	2.295	—	昭和10年	0.510	2.805	2.198	
福井	18	0.397	—	—	昭和11年	0.526	3.177	1.776	
山梨	19	0.375	—	—	昭和12年	0.779	3.111	2.069	
長野	20	1.817	2.648	—	分散 Var	0.134	0.347	0.015	
岐阜	21	1.275	—	—					
静岡	22	1.415	2.069	—					
愛知	23	1.704	—	—					
三重	24	1.017	—	—					
滋賀	25	0.211	—	—					
京都	26	—	—	—					
兵庫	28	—	3.971	1.729					
奈良	29	-0.433	—	—					
和歌山	30	—	2.289	—					
鳥取	31	0.535	3.005	1.772					
島根	32	0.410	3.128	1.937					
岡山	33	-0.141	2.879	3.123					
広島	34	—	3.243	2.476					
山口	35	—	2.819	1.580					
徳島	36	—	3.083	1.739					
香川	37	—	3.309	2.366					
愛媛	38	—	2.329	1.851					
高知	39	—	3.335	1.822					
福岡	40	0.015	2.836	1.184					
佐賀	41	—	2.633	1.725					
長崎	42	—	2.625	2.148					
熊本	43	-0.076	3.224	1.918					
大分	44	—	2.998	1.319					
宮崎	45	-0.307	3.652	1.793					
鹿児島	46	0.529	3.770	2.119					
沖縄	47	0.305	2.489	2.260					
分散 Var		0.690	0.485	0.196					

表 2.2. 相関分析 (その1)

	N_j^i	$\log N_j^i$
愛知	+ .849**	+ .958**
兵庫	+ .853**	+ .938**
岡山	+ .865**	+ .976**

である。一般に N_{ij} を対数化した場合の方が相関は高いが、対数、真数のいずれによっても、三県 ($i=23, 28, 33$) とともに等しく1%で有意な相関係数が与えられている。

われわれの考えによれば、累計移動量は応募地・就業地間の緊密性をあらわしている。これを応募主体の側から云えば、その就業地への出稼習慣 (w_{ij}^j) であり、需要主体の側から見れば、その応募地における募集地盤 (o_{ij}^i) である。過去に i 県へ就業者を出していれば、就業地の労働環境等に関する情報がよく行き渡り、 j 県の応募者は就業先に親近感をもつであろう。 j 県から過去において採用者があれば、応募地の民度その他に関する情報が知悉され、 i 県の企業は j 県からの応募者の適格性に選択順位を付与しうるのである。累計移動量はこのような要因の指標である。

ところで、紡績労働の県間応募・就業は毎年、各地で再帰的に繰りかえされている。 $A_{jt}(w_{ij}^j/w_{ii}^i)$ はその経済的な決定要因である。しかし N_{ij} はその成り立ち $[N_{ij} = \sum_t n_{ij}(t)]$ からして、こうした再帰のプロセスが、従前とおなじように作用することをあらわすにとどまる。われわれは経済分析者として、地域間労働移動のメカニズムをあきらかにしようとしている。そうである以上、指標 N_{ij} による説明は分析の途中階梯にすぎない。

募集地盤なり出稼習慣の歴史的な形成過程では、さまざまな自然的、社会的、経済的因子がからみ合って作用したことは、確実である。 N_{ij} はその結果にすぎない。応募・就業の将来動向を採ろうと

するならば、これらの社会心理的、社会経済的要因がどのような機構を通じて作用するかを(量的に)知っておかなくてはならない。

- (1) 岡山関係の推定結果とその詳細な吟味は、小尾・西川「1」五・四節に与えられている。

(2) 記号を簡単化し ($\log n_{ij} = n_{ij}$, (w_{ij}^j/w_{ii}^i) = W_{ij} 添字を整理する ($i = \text{const.}$ なので省略し、 t を添加する))。 (2・1) は

$$n_{jt} = f_j + f_t + a_1 W_{ji} + a_2 A_{ji} + w(jt) \quad (\text{F. 1})$$

各変量 x_{jt} の j, t に関する平均をそれぞれ $\text{ave}[j]x_{jt}$, $\text{ave}[t]x_{jt}$ とし、

$$\text{ave}[j]n_{jt} = \text{ave}[jt]w_{jt} = 0 \text{ および } \sum_j f_j = 0 \text{ と仮定するならば、}$$

$$\text{ave}[t]n_{jt} = f_j + a_1 \cdot \text{ave}[t]W_{ji} + a_2 \cdot \text{ave}[t]A_{ji} \quad (\text{F. 2})$$

各変量の平均値からの偏差 ($x_{jt} - \text{ave}[t]A_{ji}$) を x_{jt} とする。

$$n_{jt} = a_1 W_{ji} + a_2 A_{ji} + w_{jt} \quad (\text{F. 3})$$

新変量 x_{jt} を用い通常の最小自乗回帰によって、 (\hat{a}_1, \hat{a}_2) が推定される。これから

$$f_j = \text{ave}[t]n_{jt} - (\hat{a}_1 \cdot \text{ave}[t]W_{ji} + \hat{a}_2 \cdot \text{ave}[t]A_{ji})$$

f_t の推定方法はこれとまったく類推的である。

(3) 本来は $\text{var}(f_j)$ と $\text{var}(f_t)$ の F-検定が必要である。

また f_j (または f_t) を仮定しない場合にくらべて、どの程度説明力が増したかは、やはり分散分析によって確かめられる。しかしここでは、標本にブランクがあるので、分散比検定は起こ

なわなかつた。われわれは f_1 の分散が f_2 のそれにくらべて相当大きいことから、今後 f_1 のみに着目し、これと任意の変量との相関分析によつて、 ψ 項の内容を具体化してゆくことにする。

3 予備的考察——「労働事情調査」報告から

大正末年から昭和初期にかけて、中央および地方の職業紹介事務局の手で、各種の「労働事情調査」が活潑におこなわれ、その多くは百頁内外の小冊子として発表されている。⁽¹⁾ 調査目的は、産業別、職業別の労働事情、あるいは管内、需給地別の労働事情、移動調査、出稼調査等区々まちまちで、統一的とは云えない。調査対象は比較的小範圍に限定され、報告書も精粗さまざまであつて、全体としてみれば事例研究としての色彩が強い。だが、またそれなりに調査事実は具体的で、報告内容は当時の労働事情をよく追跡しており、そこに生じていた労働(需給)問題の本質を浮彫りにしている。⁽²⁾ 以下では、この報告書群から二、三の関連文献を取り上げて、われわれの不特定要因 f_1 を具体化する作業の道標とする。

(1) こうした調査研究が「流行」した背後には、それなりの必然的理由があつたであろうことは、たやすく想像される。この点について、ある調査報告はこう云つている。「今「東京地方職業紹介事務局——西川」管内に於ける製糸女工数一九四七四人を、全国各種工場に於ける女工数に比較すると、其数に於て製

糸女工が高位を占めていることを知ると共に、産業上に又労働問題の上に、或は婦人問題として、社会問題として重要なのみでなく、職業紹介所の期節的労務需給を為す場合に於て、更に重大なる意義を有するに足るものがある。」「即ち管内に於ける此の種女工の労務調節、並に需給関係は、実に重大にして忽諸に付す可からざるものであることが推知せらるると共に、本邦国富の上より考察し、且つ女工の福利増進の爲めに、当然為すべきの問題であると謂はざるを得ない。」(一二—一三頁)

東京地方職業紹介事務局「管内製糸女工調査」大正一四年

(2) 「労働事情調査」報告のコレクションは、慶大産業研究所藤林文庫、労働省図書館鈴木文庫のものを利用した。しかし、他に散佚して未見のものも少くないと思われる。なお、この機会に閲覧の機会、便宜を与えられた各位に感謝する。

3・1 応募地・就業地間の距離

応募地・就業地間の距離の遠近が、応募行動に少なからぬ影響を及ぼすだろうことは、誰しも容易に思い至る。表3・1ならびに表3・2は、地域間移動に対して距離が及ぼす減殺作用を鮮やかに示した実験的な事例である。

表3・1は、東京、大阪両市への出稼求職者の出身地分布状況を示している。⁽¹⁾ 出身地が遠くなるにつれ、全出稼者数に占める構成比は着実に減少している。(ただし、最終列の「その他」欄は出身地不

表 3.1. 東京・大阪両市への出稼求職者出身地分布*

東 京	出稼数	人数	192	349	399	146	136	105	46	93	26	1492
		比率	12.9	23.4	26.7	9.8	9.1	7.0	3.1	6.2	1.7	100.0
(13)	出身県(j)	11. 12.	8. 9.	7. 15.	4. 6.	2. 3.	28. 31.					
		13. 14.	10. 20.	16. 21.	17. 18.	5. 26.	32. 33.	1	40	その他		
		19	22	23	24. 25.	27. 29.	34~39		47			
大 阪	出身県(j)	26. 27.	17. 24.	18. 21.	16. 20.		8	2				
		28. 29.	25. 33.	23. 31.	22. 35.	41	8	2	1	その他		
		30	36. 37	32. 38.	40. 44	47	15	7				
			39				19					
(27)	出稼数	人数	375	386	395	202	265	107	18	8	30	1786
		比率	21.0	21.6	22.1	11.3	14.8	6.0	1.0	0.5	1.7	100.0

* 見易いように製表した。原表は縦書きで、出身県名は表外に註記してある。

明者であって、われわれの考慮外にある。

表 3・2 は、紡績女工の就業数に対して距離が与える効果を観察するために工夫されたものである。⁽²⁾ この表によっても、距離はあきらかに負の効果およびしていることがわかる。また主として都市企業は遠隔地から、地方企業は近県から、募集していることもあきらかであろう。表 3・1 では就業地が東京、大阪の二大都市に限定されているが、表 3・2 では調査工場は一応全国に散在している。そこで、距離の作用が全国で普遍的に働いていたことが、確認される。また表 3・2 は紡績女工のみに関する調査結果で当面の研究対象であるわけだが、さらに表 3・1 の対象は広く男・女の出稼者一般であるから、職種、業種のいかに問わず距離の影響が働いていることは、一層確実である。

ただここで注意すべきは、次の点である。すなわち、表 3・1、3・2 に見られる結果は出身県を適宜に地理上の距離（地形、交通）によってグループして得られるものだが、さらにその背後にはひとつの仮説——「距離」の減殺作用——が設定されている。いま、このようなグループピング操作⁽³⁾を施さない場合（つまり、県ベースで観察すれば）、距離によるマイナスの効果はさほど明瞭には観察されない。実際⁽⁴⁾、

「此処に最も興味を有することは此等職工の移動が必ずしも交通上の便否を論ぜざることである」

あるいはまた、

「自己の工場に於けるものより優秀なるものがありとせば、地方の遠近地理の利不便

会 地 の 工 場	北 陸	7 8 34	81.0 85.2 98.8	17.2 14.6 0.5	0.1 — 0.1	0.1 — 0.1	0.4 — —	0.4 — 0.3	0.3 0.2 —	0.1 — —	0.1 — 0.1	— — —	0.3 — —	795 460 758	100.0 100.0 100.0	
	愛 知	9 10	77.5 85.3	— 3.8	18.8 0.6	— 0.7	2.5 0.6	— 0.4	1.2 1.0	— 0.6	— 6.9	— —	— —	160 504	100.0 100.0	
	近 畿	29 33	3.4 4.6	0.3 0.5	17.6 18.5	8.7 15.9	62.8 55.9	3.2 2.6	3.7 2.0	0.3 —	— —	— —	— —	624 807	100.0 100.0	
	四 国	27	94.8	1.7	1.1	0.3	1.5	0.3	—	—	0.3	—	—	628	100.0	
	九 州	21 22 23	43.6 86.3 37.2	54.2 13.7 60.3	— — 0.3	— — 0.7	0.7 — 1.0	— — —	0.7 — —	— — —	— — —	— — 0.3	— — —	142 300 290	100.0 100.0 100.0	
	計		59.9	16.9	7.0	5.7	8.7	0.5	0.5	0.1	0.5	—	0.1		100.0	
	工場所在地	第一	第二	第三	第四	第五	第六	第七								
	東北(北海道を含む)	東北	北陸	中部	近畿	中国	四国	九州								
	関東	中部	北陸	中部	近畿	中国	四国	九州								
	関東	中部	北陸	中部	近畿	中国	四国	九州								
中部	中国	四国	九州	中部	中国	四国	九州									
中部	中国	四国	九州	中部	中国	四国	九州									
中部	中国	四国	九州	中部	中国	四国	九州									
九州	中国	四国	九州	中部	中国	四国	九州									

備考 距離の区分

* 原表から人数を除いてある。
 ちなみに表3・1と表3・2
 はおそろく同一の調査員の労
 作と考えられる。

を分別せず来るべき募集の競争を、彼の地に目し、将来の需要地の開拓に当らんとするは、近時の現象である。」

はじめの引用ではどちらかと云えば応募地における出稼習慣が、あとの利用では需要側の募集地盤が、地理的な距離とはつねに必ずしも関係ないことが示されている。したがって、これらの引用はなんらかの社会的心理的な距離(出稼習慣、募集地盤)の作用に関する仮説を用意したものと考えるべきだろう。⁽⁵⁾

(1) 中央職業紹介事務局「東京大阪両市への出稼求職者調査—秋季」昭和五年

(2) 中央職業紹介事務局「紡績労働婦人調査」昭和四年

(3) 各地域に1, 2, ……という距離指標を与え、dummy variable として取扱い、回帰を計算するという常套手段に類似している。

(4) 東京地方職業紹介事務局「管内製糸女工調査」大正一四年

(5) ^{f33j}に関する観察結果(報告「1」五・四節および報告「2」§1)でも、この点はすでにあきらかにされている。

3・2 出稼習慣と募集地盤

福岡地方職業紹介事務局「出稼女工に関する調査」⁽¹⁾は、管内各県下の主要な女工供給地を逐一的に踏査し、ほとんどすべての供給地について(女子の)出稼習慣の影響を指摘している。いま二、三の

例を引けば、

(長崎県)「島原半島は熊本県天草郡と共に古来一般婦女子の出稼熱高く九州全体又は日本全国より見て著名な所である」(一三頁)

(大分県)「日田郡は岐阜県の飛騨郡と間違はれる位に四方海岸を距つ事十里以上の奥地にある事と、女子の出稼者の多い事が似て居る」(一五頁)

(佐賀県)「唐津町の隣村鬼塚村の如きは石炭搬出等婦人労働の風盛であって出稼労働に堪え、……」(一七一—一八頁)

(熊本県)「天草は先天的出稼国であって婦女子の海外渡坑には古き歴史を持って居る。この点に於ては我国女工出稼に著名な岐阜県、富山県、新潟県下の状態に劣る所はあるまい」(一八一—一九頁)

(鹿児島県)「鹿児島県は県全体が女子供給地であると云って過言でない」(二二頁)

以上の引用から、出稼習慣がきわめて強く、一般の、そして紡績女工の出稼に影響していることがわかる。さらに同報告は、そのような出稼風、出稼熱の形成因を次のように指摘している。

(大分県)「南海部郡は山岳部に迫り耕地少く比較的多くの小農小漁村が点在し、人口は割合に多く、従って婦女子の出稼を招く地帯となつて居る」(一五頁)

(鹿児島県)「川辺郡笠砂村で、『村当局者の云ふ所を聞けば、『本村は……、村としては県下の大村なれど地域僻在岡陵起伏山多耕地少く、僅かの耕地は其の山間に散在し土地瘠弱にして良好ならず、従って収穫少く農事上の経済は倒底望むべからず、故に目下の状態に於ては出稼を以て最も有望視する所なり』……」(二二—二三頁)

こうして、人口二〇、五七八人のこの村では、紡績女工一、五〇〇名、下女下男一、〇〇〇名、漁業季節出稼一、〇〇〇名という多量の出稼を産むのである。⁽²⁾

このような出稼習慣は、応募主体の側からみて出稼しやすいという契機を与えるのみならず、また需要主体よりすれば、良質の労働給源ないしは募集地盤の要因でもある。すなわち、

「今夫等の就職先の各社が女工の供給を九州地方に仰ぐ主要原因とも見るべき女工の質に就ての総評を記せば、(一)健康体なること、(二)性質は純朴なること、(三)女

子の出稼風あること等は最も特長とされて居る処であつて、一寸した親族の幸不幸の際又郷里のお祭位の事柄で帰省せしむることなく平素工場労働に堪え出勤率良、勤務成績をあげて居るといふのである」(四頁)

それだからこそ、「古来一般婦女子の出稼熱高」い鳥原半島は、

「女工の供給地としても早くより各事業主の目を看くる所となり、而も此地方よりの出稼女工は良質の評判にて一時募集競争の弊甚しき状態であつたと云われて居る。又募集禁止区域となつて居つた時代もある」(一三頁)

次の引用はまた募集地盤の形成とその心理的基盤をあきらかにしている。

「紡績会社あたりで募集地の開拓といふ事をいふて居るが、これは将来連続的に女工を募集し得べき土地即ち特に多数女工の供給可能性ある地方に就きて初めて若干の女工を募集し、之を皮切りに漸次女工を募集すべき新たな土地を得るといふ事である。又之が順当に行き数年後には其地方と会社とが密接な関係を結ぶ様になり、女工募集に關し、会社が其地方に於て常に優越な或は独占的に有利な地方を有する様になり、自然他会社の追隨を許さざる程度になれば其地方を稱して地盤と稱して居る。従つて募集地開拓維持、地盤維持、地盤枯渴防止等の女工供給地に対する専門的な言葉も諒解出来ると思ふ。(中略)併して今日に於ては地盤といふものの確実性は極めて怪しいものとなつて居る。それは實際供給地として良質の女工を出して居る所であれば、必ず二社以上の募集従事者が手を延ばして居る状態であるからである」

九州地方出身者の就職地は「近畿地方の都会が主なるもので、女工を募集するに際して頗る都合のよい土地が多い。といふのは女工出稼に際しての心理状態として京阪及奈良、名古屋、東京等は十分都合渴仰熱を煽るに適當な地であるからである」(三二—三四頁)

募集方法は、周知のように募集従事者(募集人)によるものが過半を占めていたが、縁故募集あるいは友募集も少からぬ比重を占め、たとえば、「少数の範囲であるが」

「益正月帰省の場合、少くとも一年以上の勤続者(役付女工は勿論)で一寸才氣のあるものには一云ひ含めて友募集をなさしめて居る事実がある」(四四頁)

「友募集が案外成績が良いといふ意味に於て元紡績工場に居たといふ様なもの(下募集人を務める女募集人のこと——西川)であれば募集地々方民の信用を白するに適當であるといはれて居る」(四二頁)

紡績労働の地域間応募・就業機構

製糸業においては、このような女工を「種女工」と呼び、多くの

「見せ金」をもたせて帰郷させ、「連れ立し」女工を伴わせていたといふ⁽²⁾。このような詭計を弄せざるをえなかつたところに、募集地盤

の脆弱性と募集競争の熾烈さがうかがわれるが、またこの詭計が可能であつたことは応募側の経済的、心理的な貧しさを思わせる⁽³⁾。

(1) この小節の引用はすべてこの報告書による。(昭和三年刊行)。

(2) 前掲「管内製糸女工調査」(三一—三二、六一—六二頁)

(3) 他にたとえば、「綿糸紡績職工事情」、「女工哀史」などを参照。

3・3 就職機会

「本邦に於ける職工募集中最も多数を有し且つ女子職工を多く必要とする工業は繊維工業である。而して此れが供給は主として農村である。然れども此等の女子は由来耕に親み且つ比較的副業的業務多く生活の窮乏を訴ふること寧ろ稀である關係から他に求職の急を要する場合は蓋し少ない⁽¹⁾」

「生活の窮乏を訴ふること寧ろ稀である」という叙述には若干の疑問が残る。農村の疲弊は周知の事実だからである。しかしながら、

「由来耕に親み且つ比較的副業的業務多」き「關係から他に転職の急を要する場合は蓋し少ない」という説明には、一考すべき経験の重みがかめられている。なぜなら、農村の子女にとつてもっとも手近かな就業機会は、他ならぬ自家農業労働それ自体であり、あるいはまた養蚕、質織その他の副業的業務であるから、この引用はそうし

た地縁的な就業機会から、かれらをより遠隔地の織物、製糸、紡績工場に誘引することのむつかしさを述べたものと理解できる。その限りにおいて、良質労働を確保しようとする企業側が数々の奇策を弄したことも当然と云えよう。

応募行動とは、数多くのこれら就業機会の選択に帰着するが、ここでわれわれは地縁的、副業的業務と、工場制繊維工業の提供する労働機会との間の選択、競合の問題は捨象して、もっぱら後者の就業機会群内部の機構的関連に着目しよう。企業は農村の子女とその副業的業務から引き離すに足るほど十分に魅力的な労働条件を提示しなければならぬし、また他の同種就業機会に吸収されるのを防ぐため、激しい募集競争をおこなっている。以下では、とくに製糸・紡績間の競争、選択の様相を分析したいと思う。

次の引用をみてみよう。⁽³⁾

(福岡県)の紡績女工の供給地は、「大分県、熊本県に接せる山地八女、浮羽、朝倉の三地方である。又此地方は県内久留米市国武久留米耕工場、日本足袋及つちや足袋二日市町山十製糸工場等久留米市を中心とする機業、製糸業の生産に携って今日あらしめた若き娘達の出生地である」
(宮崎県)北諸県郡は、「古くよりの繭の産地で製糸の業に経験を有し居る婦女子が多数居った所から同じ繊維工業である紡績業の目を増くる所となつて現在に於ては奈良県(大日本紡)兵庫県(鐘紡)神奈川県(富士ガス紡)和歌山県(和歌山紡)等の遠隔地に多数の就職者を見る様になつたのである」

これらの叙述はいずれも、応募地における在来産業としての製糸業の存在および(比較的近距离の地方への)製糸出稼経験の集積が、紡績労働の隔地への就業を容易にしたことを述べている。つまり、紡績関連産業としての製糸業の存在が、出稼習慣ないし募集地盤の

形成を通じて、紡績への労働流出にプラスの効果をもつたと云われているわけである。しかし、出稼習慣ないし募集地盤の形成を媒介として、(紡績)労働への出稼に正の効果をもたらすというのであれば、すでに女子の「海外渡坑」⁽⁴⁾、石炭搬出への出稼風が天草、唐津等で紡績出稼にそのような作用を及ぼしたこと、またたとえは戸内使用人(女中奉公など)への出稼習慣が島根から鳥取への養蚕出稼に寄与したこと等と変るところがない。われわれの問題は、競争的就業機会としての製糸就業機会の時間的、地域的な分布変動が、紡績への応募就業にどのような影響を与えたかということにある。

このような分析にとって、次の二つの経験的事実は重要である。すなわち、当面の分析期間(昭和初期)では、(イ)製糸業は斜陽産業、紡績業は成長産業であったこと、ならびに(ロ)製糸労働の移動範囲は自県を中心とする近接圏に限られていたのに対し、紡績労働では遠隔地間の移動が普通であったこと、これである。

(イ)の事実から、製糸雇用の削減が紡績出稼に及ぼす影響が当面の(歴史的局面における)具体的な問題として扱われることとなる。そして、この影響の分析は(ロ)の事実から地域間産業間の募集網の形状を考慮しておこなわれることになる。

- (1) 前掲「管内製糸女工調査」(二六頁)
- (2) この問題は、後日の分析にゆずられる。
- (3) 前掲「出稼女工に関する調査」(一一および二四頁)

(4) 岡山地方職業紹介事務局「鳥取県西伯郡弓浜部地方養蚕労働事情」(三四頁)、なお、島根半島からの養蚕出稼を促す理由として、他に「農業経営法未だ苗態を出す其の農閑期を利用する」、「船便に依る交通の便良き為と旅費低廉」であることが挙げられている。

4 出稼習慣

「労働者募集取締令」は、主として女工の募集を規制する目的で施行されたものであり、事実(われわれの利用している)「労働者募集年報」記載の統計も繊維工業の二業種(紡績、製糸)の募集労働者が大半を占め、他には織物などの紡織関係、および鋳業、砂鋳業、土木業関係の移動が若干報告されているにすぎない。全業種にわたる広汎な地域間労働移動は、中央職業紹介事務局「出稼者調査概要」(大正一四年、昭和三、五、七、九、一一年)に記録されている。⁽¹⁾前者は「取締令」による募集従事者経由、募集主報告による調査統計であり、後者は市町村依嘱、吏員による訪問調査である。

出稼習慣の指標として、各界の県外出稼数を M_j 、また特定県 $(i=23, 28, 33)$ への出稼を M_j^i 、県外出稼率 (M_j/P_j) を選び、さきの県間特性 f_{ij} との相関分析をおこなう。 P_j は j 県総人口、また M_j^i 、 M_j はともに産業合計量である。産業を n であらわすものとすれば、 $M_j = \sum_{k=1}^n M_j^k = \sum_{k=1}^n m_j^k(k)$ となる。 M_j^i 、 M_j については昭和十一年、 P_j は昭和十年(「国勢調査」)の数値によって計算に先立って

紡績労働の地域間応募・就業機構

表 4.1. 相関分析 (その2)

	$\log N_j^i$	M_j	M_j^i	(M_j/P_j)
愛知	+ .958**	+ .501*	+ .524*	+ .075
兵庫	+ .938**	+ .181	+ .432*	+ .030
岡山	+ .976**	+ .442	+ .301	+ .386

ておこなった図解によれば、年度の選定が結果の一般性を大きく乱すおそれは少い。

表 4.1 は相関分析の結果であって、これから判断すれば、次の諸点が結論される。

(i) 出稼率 (M_j/P_j) とはほとんど無相関である。理由の一半は県別人口 P_j にあると思われる。すなわち、「国調」による人口は云うまでもなく現住地基準によるから、ごく短期の季節的出稼を除くならば、 P_j には当然他県からの出稼者が含まれていると考えなくてはならない。また本籍地ないし出生地人口によっても、非出稼的就业、婚姻、転居等による移動分が含まれる。

(ii) (M_j^i) より低い相関しか得られない。⁽²⁾

(ii) 県外出稼数 M_j^i 、特定県への出稼数 M_j^i は県間特性 f_{ij} と、いずれも 5% 水準で有意と認められる相関々係にある。(例外については後述)

(iii) 一般に $r(M_j^i, M_j)$ は $r(M_j^i, P_j)$ より高い。 M_j^i では出稼先が指定されているので、 M_j よりも高い相関がみられるのは、むしろ当然だ

ろう。なぜなら、県間特性 f_{ij} は、流入県(i)を指定したうえで、流出県(j)間に存在する特性値だから、 M_j よりも M_i とよく相関するであろう。例外は岡山県で、ここでは $r(M_j) > r(M_i)$ となっている。 $i(=33)$ を指定した結果、 M_j と M_i 内部における産業構成あるいは産業分布が著しく変化して、このような例外的な現象を招いたものと思われる。

(A₁) $r(N_j^i)$ または $r(\log N_j^i)$ は、すべての場合に $r(M_j^i)$ および $r(M_j)$ より高い。累計移動量 N_j^i は紡績業のみに関するものであり、出稼数 M_j^i , M_j は全産業に関するものである。 $r(M_j)$, $r(M_i)$ が相対的に低水準にあるのは、したがって (k) に関する () 出稼者の産業別分布の作用である。 $r(\log N_j^i)$ についてみれば、岡山のそれは +0.976 と最高値であるが、その岡山において $r(M_j) > r(M_j^i)$ となっていることはすでに (iii) で述べたとおり、産業構成の変化、差違の影響が存在することを教えてくれる。兵庫に関して $r(M_j) = +0.181$ から $r(M_j^i) = +0.432$ へと大幅に相関が上昇しているのも、ただだんに $i(=28)$ を指定したためだけではなく、同時に産業構成の変化も作用した結果と考えることもできる。

以上の考察から、出稼習慣仮説は (紡績) 労働の地域間移動に対して少からぬ説明力をもつことが、ほぼあきらかになった。

出稼習慣の近似指標としては、県外出稼数 M_j がさしあたり適切と考えられる。 f_{ij} とよく相関するという点では M_j が優るが、供給県 (j) における「出稼風」一般の指標としては、出稼先 (i) を指定

表 4.2. 回帰分析——岡山への流入 (その3)

		const.	(w_j^P/w_i)	A_j	M_j	R	d.f.
S.	5	-0.6901 (1.8562)	+0.2628 (0.1764)	-0.0019 (0.0022)	+0.000010 (0.000018)	0.5038	12
S.	7	+1.2218 (1.1128)	+0.0504 (0.1110)	-0.0004 (0.0015)	+0.000018 (0.000009)	0.4959	16
S.	9	+3.6955 (1.6672)	-0.0742 (0.2085)	-0.0032 (0.0018)	+0.000012 (0.000007)	0.5945	15
S.	11	+2.2982 (2.3395)	-0.0280 (0.2851)	-0.0018 (0.0015)	+0.000032 (0.000014)	0.5852	19
		const.	(w_j^P/w_i)	A_j	N_j^i	R	d.f.
S.	5	-0.6746 (0.9665)	+0.2419 (0.0899)	-0.0014 (0.0010)	+0.00085 (0.00015)	0.8914**	12
S.	7	+1.9662 (0.8837)	+0.0206 (0.0945)	-0.0012 (0.0012)	+0.00050 (0.00001)	0.6736**	16
S.	9	+3.1693 (1.1728)	+0.0588 (0.1493)	-0.0047 (0.0012)	+0.00030 (0.00006)	0.8258**	15
S.	11	+2.1652 (2.0758)	+0.0926 (0.2529)	-0.0026 (0.0013)	+0.00025 (0.00007)	0.6916**	19

しない M_j の方がむしろ適當であろう。 f_j との相関では最高水準に達する N_j^i では、 i の他にさらに h (産業) が固定されているので、「出稼熱」の尺度としてはやや適切さを欠いていると云える。ただし同時に N_j^i は累年移動数の合計量であるから、 M_j あるいは $M_j^{(4)}$ どちらがって習慣形成の累積的效果を包含していることになる。最後に出稼率 (M_j/P_j) は、人口統計上の制約もあって、 f_j との相関も低く、適當な指標ではないと思われる。

試みに岡山県に対する流入量に関して、 N_j^i に代えて M_j を導入して推定した回帰方程式は、表 4・2 のとおりである。 N_j^i を導入した場合 (表 1・3) にくらべると、 M_j の導入はやや劣った結果しかもたらしていない。この結果は出稼習慣の尺度として M_j がどの程度の近似度をもちうるかという問題の再検討、さらに出稼習慣仮説に加えて他の有効な仮説を加える必要性を、示唆している。⁽⁵⁾

(1) この調査で出稼者というのは、「市町村を単位とし市町村外に出稼の目的を以て一定期間移動するもの」で、「当初より他へ永住の目的を以て離郷するもの」を含まない。したがって、県内、県外出稼者が区別される。また「募集年報」記載の応募労働者は永住離村を除けば、原則的には「出稼調査」のそれと一致する。しかしわれわれのチェックでは同一業種同一県で相当の不一致が認められる。これは「出稼者」と「応募者」の主義の不一致によることは言うまでもない。たとえば、年度内に職

場をかえたものは「出稼者」としては一名、「応募者」としては二名に数えられる。さらに調査洩れ、誤りも双方に少くないと思われる。「出稼調査」の産業分類は、農業、林業、水産業、工業、鉱業、土木建築業、商業、戸内使用人、雑業で、さらにそのなかで職業別に細分類されているが、ただ細分類については就業地 (i) は不明である。

(2) (M_j/P_j) と A_j (平均農家所得) との相関は、 -0.405^* (S. 5). -0.307^* (S. 11) で、 M_j と A_j との相関 -0.352^* (S. 5). -0.104 (S. 11) より良好である。(なお、この相関は四七県全部についてのもので、d. f. = 45) 小尾・西川 [3] 参照。

(3) なお、 N_j^i は累年移動数の合計量だから、 (N_j^i) と (M_j^i) または (M_j) との差は、 h のみならず $($ 年度) の変化が作用してもたらされたとも考えなくてはならない。

(4) われわれは年度間特性 f_j^i の影響、および f_j^i と f_j との交互作用を無視している。形式的にみれば、 N_j^i はこれらの無視された効果を伏在させている点で、 M_j または M_j^i に優っていると云えよう。

(5) 補充的な仮説として、各 (供給) 県における製造工業平均賃金 w_j を導入する。その結果は付表のとおりで、 w_j 自体の回帰係数の信頼性も低く、また回帰全体も改善されない。

付表 回帰分析——岡山への流入（その4）

	const.	(w_j^P/w_i)	A_j	w_j^a		R	d.f.
S. 5	- 0.4453 (1.8832)	+ 0.2956 (0.1733)	- 0.0025 (0.0019)	- 0.0159 (0.0044)	/	0.4929	12
S. 7	+ 2.6909 (1.3035)	+ 0.0234 (0.1226)	- 0.0011 (0.0016)	- 0.0538 (0.0547)	/	0.3029	16
S. 9	+ 4.2536 (1.7750)	- 0.0904 (0.2245)	- 0.0030 (0.0022)	- 0.0255 (0.0471)	/	0.5078	15
S. 11	+ 3.4688 (2.6104)	+ 0.0424 (0.3143)	- 0.0029 (0.0016)	- 0.0404 (0.0582)	/	0.4363	19
	const.	(w_j^P/w_i)	A_j	w_j^a	M_j	R	d.f.
S. 5	- 0.6113 (1.9868)	+ 0.2702 (0.1887)	- 0.0020 (0.0024)	- 0.0086 (0.0486)	+ 0.000009 (0.000020)	0.5058	11
S. 7	+ 1.8041 (1.2662)	+ 0.0366 (0.1121)	- 0.0003 (0.0015)	- 0.0485 (0.0500)	+ 0.000018 (0.000009)	0.5389	15
S. 9	+ 3.8149 (1.7170)	- 0.0868 (0.2143)	- 0.0026 (0.0021)	- 0.0264 (0.0045)	+ 0.000012 (0.000007)	0.6075	14
S. 11	+ 2.4289 (2.4661)	- 0.0265 (0.2926)	- 0.0018 (0.0016)	- 0.0126 (0.0555)	+ 0.000031 (0.000015)	0.5868*	18

5 就業機会——とくに製糸業との関連

よく知られているように、製糸業と紡績業とはそれぞれの輸出市場の変化を直接の契機として、昭和初期にまったく対照的な推移を示している。製糸業では急激な衰退が、紡績業では飛躍的な発展がみられた。両部門の職工在籍数、および地域間労働移動数も表5・1にみるとおり、対照的な推移を辿っている。製糸の衰退、紡績の発展、それが本節における分析の背景になる歴史的事実のひとつである。

いまひとつの経験的事実は、製糸業では自県内・近県間の就業が圧倒的な比重を占めていたのに反し、紡績業では主として遠隔地募集によっていたことである。表5・2には、両部門の県内、県外依存率が掲げられている。概括的に云えば、労働移動範囲が紡績は全国的で、製糸では局地的であることが、はっきりと観察される。

これらふたつの事実を組み合わせると、次のような推論を立てることが出来る。

製糸業の衰退によって各県下には多数の失職女子労働者群が発生する。失職者群の発生は必ずしも解雇という形をとらない。製糸女工の雇用は半年、一年契約が当時の事態であるから、製糸への就業からあぶれる恰好をとる方が多い。いまかりに学卒者を主体とする新規労働力の増加、および女子のライフ・サイクルにもとづく減耗に大きな変化がなかったとすれば、製糸業から閉め出された女子労働

表 5.1. 製糸と紡績の在籍・移動職工数

業種	項目	S. 3	S. 5	S. 7	S. 9	S. 11
製糸	移動数 a	250,066	215,810	177,546	150,767	138,623
	" b	109,610	95,266	98,731	104,353	79,156
	在籍数	409,925	401,855	324,449	280,508	251,793
紡績	移動数 a	48,850	27,750	51,186	88,342	93,517
	" b	115,337	86,922	93,564	123,280	122,264
	在籍数	208,401	170,299	203,665	234,060	260,343

移動数 a 「募集年報」、移動数 b 「出稼調査」 在籍数 「工場統表」 なお、紡績移動数 b は紡織業であつて、紡績・織物計である。

表 5.2. 県内・県外依存率——製糸と紡績

	S. 3	S. 4	S. 5	S. 6	S. 7	S. 8	S. 9	S. 10	S. 11	S. 12	
製糸	自県依存率	0.644	0.624	0.634	0.634	0.672	0.643	0.652	0.643	0.658	0.681
	他県依存率	0.356	0.376	0.366	0.366	0.328	0.357	0.348	0.357	0.342	0.319
紡績	自県依存率	0.258	0.281	0.306	0.299	0.273	0.331	0.318	0.306	0.314	0.346
	他県依存率	0.742	0.719	0.694	0.701	0.727	0.669	0.682	0.694	0.686	0.654

「募集年報」の県内移動量・県外移動量を総移動量で除した。

働者群は、「潜在」一失業者群として女子労働市場に対し圧力を加えるであろう。各県下における現地産業の提供する就業機会が、これらの過剰女子労働力を吸収しつくすほど、豊富であったとは考えられない。なぜなら、当時においては織物業とならんで製糸業こそ現地産業の雄であったわけだし、出稼者数の逐年的な増加傾向はかれらが県外に、またより遠隔地に就業機会を求めたことを示している。むしろ、県外出稼者数の増加は重化学工業の成長による就業機会の増加にも起因している。ところが、製糸関連業種としての紡績業の発展がここで深いかかわりあいをもって登場する。製糸から閉め出された女子失業者群にとつて、紡績業は比較的関連のある就業機会であるから、そのかぎりではかれらの存在は紡績業への応募・就業をうながしたと推測される。なぜなら、製糸からの失職労働者群の存在はとりもなおさず（製糸）就業機会の減少を意味するから、そのかぎりにおいて（失職者をも含む）女子労働者の供給が拡大する（紡績）就業機会に応募することを促進するであろう。紡績業における拡大のテンポが製糸業の縮小する速度を上廻っているならば、全体として女子労働力の市場は硬化するが、しかし事実には市場は軟化し、労働需要面における紡績業の増加は製糸の減少を吸収するほど大きくはなかつたのである。この推論を簡単な相関分析によって裏付けたいと思う。右の推論は産業別ないし産業間だけに閉じて展開され、以後の分析は主として地域別ないし地域間の資料によつて行われる。これらは説明と分析上の手続であつて、その間に主題の分裂は

表 5.3. 相関分析 (その3)

	$\log R_j(5)$	$\log R_j(11)$	$\Delta R(5-10)$	$\log S_j(5)$	$\log S_j(11)$	$\Delta S(5-10)$
愛 知	+ .640**	+ .572**	+ .680**	+ .514*	+ .522*	+ .520*
兵 庫	+ .143	+ .291	- .242	+ .175	+ .159	- .118
岡 山	- .125	+ .217	- .138	- .026	- .045	- .187

ない。

表 5.3 は所要の相関分析の結果表であって、すでに推定された県間特性 f_j と関連変量との相関係数が記載されている点は、表 4.1 とまったくおなじである。

製糸応募数 R_j は「募集年報」から、また製糸在籍数 S_j は「工場統計表」から、とられている。各変数に付けたカッコ内の数字は、年度(昭和)を示している。 $\Delta R(5-10)$, $\Delta S(5-10)$ は、それぞれ(県別の製糸女工)応募数、在籍数の昭和五年から十年へかけての減少数をあらわしている。したがって、 ΔR , $\Delta S > 0$ であれば減少、 ΔR , $\Delta S < 0$ であれば増加を意味する。

愛知(iii)をのぞけば、相関係数はいずれも低く、5%水準でも有意ではない。その理由は後にあきらかとなるから、さしあたっては、愛知関係の推定値に注目しよう。

(i) 製糸応募数 R_j と県間特性 f_j と

の相関は昭和五、十一年ともに著しく有意である。これは、製糸応募数の多い j 県からは、(愛知県に対し)多量の紡績流出があったことを示している。

(ii) 製糸在籍数 S_j と県間特性 f_j との相関は昭和五、十一年ともにプラスで、やはり有意である。これは、県内製糸業者が相対的に多量の j 県から愛知の紡績に対しより多量の流出があったことを示している。

県間特性は、(賃金、所得を一定とした場合における)供給県から需要県に対する紡績労働の潜在的な流出可能性を示している。他方結果(i), (ii)はともに揃って、出稼習慣一般の影響であるとも理解される。つまり、出稼習慣がより大きければ、製糸出稼、紡績出稼の習慣もより大きいはずである。また、製糸女工の過半は県内出稼であるから、製糸業者がより多数である県では、(県内、県外を問わず)出稼習慣はより大きいと考えていい。

こうして結果(i), (ii)はともに出稼習慣の影響に帰着し、製糸を閉め出された失業者群の加速的影響に関する証拠はつかまえない。だが、ここでこれらのフロー量 R_j およびストック量 S_j それぞれの変化率と f_j との相関をみてみよう。

(iii) 製糸応募者数の減少 $\Delta R_j(5-10)$ は、1%水準で有意な相関をもっている。つまり、製糸への応募者がより激しく減少した j 県からは、愛知に対する紡績労働の流出がより多数であったとみなせる。

(iv) 製糸在籍者数の減少 $4S_1(5-10)$ はやはり5%水準で有意な正の相関をしている。製糸の在籍者数がヨリ激しく減少したヨリ県では、愛知への紡績労働の流出がヨリ多数であったとみなせる。

すなわち、結果 (iii) は (県外) 製糸応募の側面から、結果 (iv) は (県外) 製糸在籍の側面から、製糸失職者群の存在が、潜在的に紡績労働の応募・就業に正の効果を与えたことを示している。しかし結果 (iii)、(iv) のいずれか一方のみによって、右のような結論は下せない。なぜならいずれもそれ自体としては、強い仮定なしではわれわれの結論と結びつきがたいからである。結果 (iii) では各県製糸労働の県内依存率がヨリ県間でほぼ一定、結果 (iv) では同様に県外依存率がおよそ一定と仮定しないかぎり、 $4R_1$ 、 $4S_1$ は失職者群の指標とはなりえない。云いかえると、製糸労働力の自県・他県間構成が各県間で一定でないならば、いずれか単独の結果だけでは「潜在」失業労働者群の圧力を測定したとは云えないわけである。しかし、製糸業は全国的に散在し、近距離募集を主軸としていたことを考慮し、かつ結果 (iii)、(iv) の双方で同様の結果がえられたことから判断すれば、紡績労働の地域間応募・就業機構において、製糸就業機会の減少がいかに作用したかについて右のような結論を下すことができる。

(v) 愛知以外の両県に関しては、相関が有意とならないという理由は簡単である。表 5・4 には各県における就業者の産業分布が示してあるが、愛知県紡績の主供給地 (新潟、長野、山梨、静岡、

岐阜、三重、富山等々) では製糸業の比重が相対的に大きく、全国の製糸就業者の過半が東山、東海地方に集中しているためである。兵庫、岡山への供給地では製糸からの失職者群が有意な影響を持ちうるほどに多量ではなかったのである。云いかえると、九州、中国、四国の諸県では、東海、東山の諸県のように就業機会は製糸、紡績にまたがってはおらず、大勢において紡績業に限られていたわけである。

製糸業の雇用減退、ないしそこから閉め出された失職女子労働者群の存在が、紡績業への就業ないし流出を加速し容易にしたことは、以上によってほぼあきらかであろう。

これを紡績企業の側からみれば、それだけ募集は容易になったと云えるだろう。だがそれにもかかわらず、紡績業にとって女工募集は最大の関心事であり、実際に盛んな募集競争がおこなわれたのは、なぜか。また、募集費の増加をもちえりみず、遠隔地から女工を採用したのは、なぜか。市場は軟化し、近接地に多数の製糸経験工が失職者として存在していたのにもかかわらず。

この場合、製糸経験工が紡績業にとって格別適格な労働力であったと考えるべき理由はない。作業の性質からみて相対的に高度の熟練を必要としたのはむしろ製糸業で、「合理化」によって近代的機械工場に脱皮した紡績業においては製糸経験を尊重すべき余地は残されていなかった。その作業能率、労務管理面において紡績業が必要とした適格労働力は、新規学卒者を中心とする若年労働力である。

表 5.4. 就業者の産業構成 「工場統計表」

	製糸／紡織		製糸／工業		紡績／紡織		紡績／工業		紡織／工業	
	S. 5	S. 11	S. 5	S. 11	S. 5	S. 11	S. 5	S. 11	S. 5	S. 11
1	北海道	—	—	—	72.0	68.3	5.8	4.8	8.1	7.0
2	青森	51.0	—	2.8	—	—	—	—	5.5	4.4
3	岩手	93.3	—	48.9	—	—	—	—	52.5	31.5
4	宮城	71.1	56.3	32.6	18.0	0.2	32.2	0.1	10.3	45.9
5	秋田	64.1	57.4	7.0	5.2	—	—	—	10.9	9.1
6	山形	77.1	49.8	62.9	39.5	—	—	—	81.6	79.4
7	福島	67.7	54.7	57.1	32.7	15.5	10.7	13.1	6.4	84.4
8	茨城	90.0	83.7	44.8	19.8	0.5	0.3	0.2	0.1	49.8
9	栃木	21.1	91.4	13.6	5.9	18.6	14.4	12.0	9.3	64.8
10	群馬	70.4	43.9	65.7	37.6	5.3	7.7	4.9	6.6	93.3
11	埼玉	67.9	47.8	48.9	25.3	4.2	6.8	3.0	3.2	72.0
12	千葉	34.4	5.5	7.4	1.2	40.3	72.5	8.7	15.7	21.5
13	東京	8.8	7.9	1.9	1.1	30.6	31.0	6.5	4.3	21.3
14	神奈川	27.8	15.4	8.1	2.4	53.6	39.0	15.6	6.0	29.0
15	新潟	40.0	16.2	21.9	7.6	4.0	3.0	2.2	1.4	54.6
16	富山	11.2	3.3	6.3	2.1	12.7	40.9	7.2	26.6	56.5
17	石川	4.9	2.1	3.4	1.5	15.7	8.5	11.0	6.2	69.7
18	福井	6.7	2.2	5.9	1.9	2.3	5.1	2.0	4.4	88.0
19	山梨	94.5	89.8	85.3	78.7	—	0.2	—	0.2	90.3
20	長野	98.6	95.3	92.3	81.3	0.8	3.4	0.8	2.9	93.6
21	岐阜	50.3	22.1	40.9	13.7	30.9	51.8	25.1	32.1	81.3
22	静岡	28.0	12.2	17.7	6.4	38.0	33.3	24.0	17.5	63.3
23	愛知	37.6	16.7	25.7	8.5	18.8	26.2	12.9	13.3	68.5
24	三重	41.1	15.7	28.1	10.3	38.2	54.6	26.1	35.9	68.3
25	滋賀	31.4	12.5	16.3	5.9	21.0	23.3	10.9	11.0	52.0
26	京都	20.7	12.6	13.5	8.0	5.2	11.0	3.4	7.0	65.4
27	大阪	—	—	—	—	37.1	40.8	14.6	11.4	39.3
28	兵庫	13.9	8.4	4.9	2.4	36.9	42.7	13.1	12.0	35.4
29	奈良	30.6	6.3	18.6	3.3	17.3	40.3	10.5	21.0	60.9
30	和歌山	23.2	4.6	16.9	3.2	36.1	43.7	26.4	30.1	73.0
31	鳥取	90.4	89.4	70.0	57.7	8.1	8.0	6.2	5.1	77.4
32	島根	62.6	52.1	39.4	25.9	—	46.6	—	23.2	62.9
33	岡山	23.9	15.2	13.4	6.6	43.5	41.3	24.4	17.9	56.1
34	広島	27.8	11.3	9.5	2.5	26.5	29.2	9.0	6.4	34.1
35	山口	26.9	10.2	4.2	0.9	31.0	42.6	4.9	3.6	15.8
36	徳島	57.3	41.2	41.4	22.0	14.3	31.4	10.4	16.7	72.3
37	香川	40.6	10.0	17.2	3.8	42.1	75.6	17.8	29.0	42.3
38	愛媛	50.0	28.4	38.1	16.7	18.0	27.4	13.8	16.1	76.3
39	高知	94.3	80.1	50.7	26.5	—	6.3	—	2.1	53.8
40	福岡	35.0	20.7	7.8	2.2	21.5	36.7	4.8	3.9	22.3
41	佐賀	63.7	59.7	24.5	17.3	29.2	36.1	11.3	10.4	38.5
42	長崎	58.4	46.7	12.9	5.2	32.0	47.5	7.0	5.3	22.0
43	熊本	93.8	90.4	55.4	40.1	2.7	5.1	1.6	2.3	59.1
44	大宮	61.6	58.4	39.3	28.3	32.2	31.7	20.5	15.4	63.8
45	宮崎	98.7	97.4	61.5	14.4	—	—	—	—	62.3
46	鹿児島	53.4	34.1	37.5	19.0	9.2	13.8	6.5	7.7	70.3
47	沖縄	—	—	—	—	—	—	—	—	10.6

製糸経験工を優先的に採用したという証拠は見当たらない。他社の「風」に染まり、比較的高齢化した製糸女工はむしろ次善の労働力であったと考えるのが、自然である。したがって、製糸の不振、製糸失業者群の出現、女子労働力市場の軟化をまえにしながらも、紡績業がより遠隔の地へとその版図を拡張し、激しい募集競争を繰りかへしたことは、企業側の需要行動に良質労働需要の原理が作用していたことを、意味する。このような原理の作用を仮定しないならば、すくなくとも製糸の現行賃金水準で雇用しうる製糸失職労働者群があるにもかかわらず、遠隔地募集によつたこと、そして製糸より高水準の賃金を支払つたことは、説明しえない。他方また製糸業においても、膨大な失職者群が存在するにもかかわらず、当面の必要労働力を確保する際に、その賃金水準がゼロに限りなく接近せず、ある最低水準をもちえたことは、やはり同様の機構によつて説明される。製糸企業にとつても若年労働力は同様に好ましいものであつたはずで、その雇用水準は逐年低下しても、すくなくもより良質の労働を確保すべき必要はあるわけで、とくに紡績業による若年労働力の吸収に対し、製糸業は対抗せざるをえない。まさにその衰退期にあつても製糸女工の募集難は激化し、製糸業者もまたより遠隔地への募集を開始せざるをえなかつたのである。ただ結果として、製糸業の価値生産性は紡績業に及ばなかつたから、その賃金支払能力は相対的に低く、募集した労働者の質は平均すれば紡績業に劣つていたものと考えられる。また募集地の遠隔化の程度も、募集

紡績労働の地域間応募・就業機構

費負担能力の差から、紡績業にくらべて小範囲に限定され、逆に紡績業から閉め出された女子労働者が製糸女工の大半を占めるだろう。

事のなりゆきを応募者から簡単にみておこう。かれらにとつて紡績業は遠隔地の就業機会であり、他方製糸業は近接地の就業機会である。いま、賃金水準がふたつの労働機会で同一水準であれば、当然のこととして製糸業への応募が選好される。むしろこの場合、他の労働条件は一定と仮定している。紡績業賃金がかれらを製糸業から引き離すほど十分に高くない限り、紡績労働の流出はおこりえない。そして事実製糸・紡績間にはあきらかな賃金格差が存在し、かつ紡績への流出がみられたのである。製糸の雇用減退は失職労働者群を出現させ、近接圏就業機会を減少させる結果となり、遠隔圏の紡績就業機会への応募をうながしたわけである。紡績業への応募者は提示された就業機会のうちより良好なものとしてこれに応募する。不適格としてはずれば、次善の就業機会である製糸業に応募する。もちろん、製糸業をより良好な就業機会として選好するものもあるだろう。高い製糸技術をもち、かつ既婚者で遠隔地への就業が許されぬ者などは、その例である。われわれは応募者間においても、より良好な就職機会への応募競争の原理が作用しているものと考えられる。現実の県間移動量、県間賃金格差、および産業間移動量、産業間賃金格差は、こうして定められた「均衡」状態にはかならない。それだから、製糸不況、農業恐慌、および全般的な不況を背景

として、紡績企業は募集難に見舞われつつも、その支払条件を低下させることができたし、また製糸女工は劣悪な労働条件で各製糸工場に誘引されたのである。

(1) 新潟からの流出に関するB群(層化)資料から推定される応募方程式の不安定性は、製糸雇用の減退の影響を強くうけたためであると思われる。(報告「1」六・二節および報告「2」§1) われわれがいま愛知への紡績労働の潜在的流入可能性について得た結論は、さきの推論を裏付けるものと理解される。愛知はB群中の主要需要県にほかならない。

(2) 昭和戦前期の紡績業における賃金・雇用変動、規模別賃金格差、地域別の賃金・雇用変動については、西川・三田商学研

究3-5、一九六〇年参照。

(3) 「本県〔長野県―西川〕ニ於ケル募集ハ逐年至難ノ域ニ達セントシツツアリ最近二、三年前迄募集ヲ為ササルモ他工場ニ奪取セラルルコトナク殆ント前年就業職工ノ任意入場申込ニヨリ需要ハ充タサレタル工場モ相当多数アリタルモ昨今ニ於テハ拱手入場申込ヲ待ツコトヲ許ササルノ状況トナリ積極的募集ニ依ラサレハ充分ニ且ツ優良職工ヲ需ムルコト至難ナル事情ニ在リ一面他工場ニ奪取ヲ防止スル意味ニ於テ募集ヲ為シ以テ地盤擁護ニ努ムルノ已ムナキニ至リ其ノ結果トシテ募集費モ必然的ニ嵩ミ募集職工一人当り募集費ニ於テモ前年ヨリ稍ヤ漸次増加ノ傾向ニアリ。」社会局「昭和十年労働者募集年報」(四頁)