

地域間労働移動について*

西川 俊 作

1

経済の急激な膨張に伴って、労働需給の産業別・地域別アンバランスが、次第に顕著になっている。このような状態が今後、賃金・就業構造にどんな影響を及ぼすかを知るためには、労働移動のメカニズムに関する分析を欠くことはできない。分析の結果は、将来における経済成長の可能性、経済発展の径路を推測するための鍵のひとつとなる。

この小論では、地域間労働移動に関する分析結果を報告するが、これまでの産業間（とくに農・工間）移動を主題とする研究¹⁾にくらべると、われわれの研究は別個の視角から同一の対象に接近したことになるだろう。なぜなら、一般に労働の地域間移動はまた産業間移動であることが多いからである。他方、われわれは主に短期的な移動総量を表わす労働市場資料によって、これまでの長期的純移動量を記録した人口統計による地域間分析²⁾に対して云えば、新たな視野を開こうとするものである。ただし、ここでは戦後における新規学卒者³⁾の地域的移動性をめぐる分析に限定する。資料は文部省『産業教育調査報告』(昭和29年)、労働省『昭和35年3月新規学校卒業者の職業紹介状況及び初任給調査結果表』(昭和35年)である。戦前の職業紹介事務局『道府県外出稼者に関する調査概要』(大正14年～昭和11年)、社会局『労働者募集年報』(昭和3年～昭和12年)による

産業別、産業計の地域間移動の分析結果は、報告〔1〕～〔5〕に順次発表してある。

2

上記の資料はすべて、都道府県別になっているので、添字 i によって流入県を、 j によって流出県をあらわす ($i, j=1, 2, \dots, 46$: センサス府県番号)。 j 県から i 県への(新規学卒者)移動数を n_j^i とし、 $\sum_j n_j^i = N_i$ および $\sum_i n_j^i = N_j$ によってそれぞれ i 県への総流入数、 j 県からの総流出数をあらわすものとする。この節では N_i に対する県平均賃金(初任給)の作用、 N_j に対する県平均所得(家計所得)の作用について検討する。

供給側ないし流出面から考察をはじめ。ある地域からの労働流出量とその平均所得と逆相関の関係にあることは、従来の経験的な分析⁴⁾でも指摘されている。戦後の新規学卒流出者の場合も例外ではない。各県からの流出数⁵⁾ $\log N_j$, $\log N_j^f$ (添字 m, f は男子, 女子をあらわし、添字のないときは男・女子計を示す) および流出率 $(N/P)_j$, $(N^f/P)_j$ (P_j は各県の総人口) と、利用可能な適切な所得との相関係数を求める。所得としては、29年は各県の1人当り県民所得(『国民所得白書』)、35年は各県の自営業主所得(『就業構造基本調査』)を用いた。なお移動資料は、学卒者の学歴(中学, 高校)別となっているので、その点に関する副次的な観察もおこなえる。表1に掲げた結果によると、高卒者に関する2, 3の場合を除けば、⁶⁾ いずれも有意な負の相関係数が得られている。ただし、29年と35年では相関係数の水準に懸隔が

* この研究は慶応大学産業研究所の賃金・就業分析プロジェクトでおこなわれたものである。この線に沿った報告としては、すでに次の5点がある。小尾・西川〔1〕『経済学年報』昭和35年；西川〔2〕『三田商学研究』4—2, 昭和36年6月；小尾・西川〔3〕『三田学会雑誌』54—2, 昭和37年2月；西川〔4〕『商学年報』3, 昭和36年；Nishikawa〔5〕forthcoming.

1) たとえば、大川、梅村『経済研究』12—3, 昭和36年7月。

2) たとえば、館・岡崎『東洋経済新報』別冊, 昭和36年夏季。

3) 戦後における季節労働者、一般労働者の地域的移動については、次の資料がある。労働省『地域間移動労働需給状況調査』および総理府統計局『就業構造基本調査』。

4) とくに農家人口の流出量、農民の離村率に対して、出身農家の所得水準、耕地面積などは、負の効果を及ぼしているという事実がある。渡辺信一『日本農村人口論』昭和13年；野尻重雄『農民離村の実証的研究』昭和17年。

5) 一般に移動量は、対数変換を施した方が適合度が良好なので、移動率を除いては、対数化する。

6) 高卒者の方が中卒者よりも移動性が低いし、所得との相関も相対的に弱い。これは、高卒者には自県ないし比較的近傍でより良い就業機会が存在していること、および高卒者(または高校進学者)の家計所得がそもそも平均所得とは県間で異った分布をしているためと、推定される。

認められるが、この差は利用した所得資料の相違に帰因すると思われる。すなわち、35年についても29年と同様に、1人当り県民所得との相関を求めたところ⁷⁾ 中卒者の $(N/P)_j$, $(N/P)_j$ に対して、自由度26でそれぞれ $-.673^{**}$, $-.557^{**}$ という結果になっている。自由度の増加とともに、⁸⁾ 相関係数の絶対水準は低下し、29—35年の懸隔にはほぼ対応すると思われる。また、戦前の県別出稼率(『県外出稼者調査』)と県別平均農家生産額(『農林省統計表』)との相関は、たとえば昭和3, 7, 11年にそれぞれ $-.422^*$, $-.363^*$, $-.307^*$ であるが([3]参照), 35年について同様の計算をおこなうと、 $-.531^*$ となる。つまり、戦前および29年、35年における相関係数の時系列上の懸隔は、35年における農家生産額、1人当り県民所得、自営業主所得との相関における係数の横断的相違によく照応するので、このような相違は利用した所得資料の差にもとづくものと判定される。以上から、一般に各県からの流出量はその県の所得水準と逆相関の関係にあると結論していい。⁹⁾

次に需要側から各県の総流入量と各県の平均賃金との関係を見る。理論の要請に従うなら、この間には順相関々係がみられるはずである。表2には、総流入数 $\log N_i^m$, $\log N_i^f$ と¹⁰⁾、各県の中卒・高卒別、男・女子別、産業平均の初任給(『初任給調査』)との相関が示してある。29年については適当な初任給資料が利用できないので、観察はもっぱら35年に限られる。結果をみると、すべての場合について十分に有意な正相関があらわれている。戦前に関しては、製糸、紡績労働者の県別流入数(『労働者募集年報』)と県別、業種別賃金率(『工場統計表』)との相関を求めたが、昭和5年では製糸 $-.032$, 紡績 $+.190$, 昭和11年では製糸 $-.211$, 紡績 $+.038$ となり、すべて有意とは云えない([3]参照)。その理由は、使用した賃金資料が男・女平均であり、また勤続・経験年数別になっていないためだと考えられる。男女別、勤続・経験年数別の賃金格差が、当時すでに相当に大きく開いていたことは、よく知られた事実である。同時に、出来高給が紡績、製糸の場合、相当の比重を占めていたため、かれ

7) ただし35年資料と相関させた所得資料は、いづれも34年のものである。これは35年資料が同年3月現在のものだからである。

8) 34年県民所得は本稿執筆時、28県分しかえられなかった。また29年県民所得も35県分しか利用できない。

9) そのほか利用しうる諸種の所得資料との相関およびその吟味については、[3]に詳しい。

10) ここでは男・女子計と女子ではなく、男子・女子別になっている。

らが就業直後に受取った“初任給”を、本来用いねばならなかったのだ、と推論できる。したがって、これらの結果から、各県の賃金水準はそこへの総流入量に対して正の効果をもっていると結論していいだろう。¹¹⁾

表1 流出量と所得の相関

		$\log N_j$	$ \log N_j^f $	$(N/P)_j$	$(N/P)_j$
29年	中 卒	$-.552^{**}$	—	$-.592^{**}$	—
	高 卒	$+.031$	—	$-.388^*$	—
35年	中 卒	$-.651^{**}$	$-.605^{**}$	$-.698^{**}$	$-.632^{**}$
	高 卒	$-.297^*$	$-.337^*$	$-.277$	$-.267$

註：自由度は29年33, 35年44。*, **はそれぞれ95%, 99%で有意であることを示す。

表2 流入量と賃金の相関

	中 卒		高 卒	
	男 子	女 子	男 子	女 子
35年	$+.829^{**}$ (40)	$+.850^{**}$ (43)	$+.844^{**}$ (44)	$+.748^{**}$ (44)

註：カッコ内の数値は自由度。

3

上述の2つの観察事実を結びつけると、県間の労働移動量 n_j^i は流出県(j)の所得水準 Y_j と流入県(i)の賃金水準 w_i とに依存しているという仮説が設定できる。すなわち、

$$(1) n_j^i = f(w_i, Y_j)$$

さらに次のような仮説を導入する。 n_j^i はこのほかにi県を除く他県の賃金水準 w_j^p にも依存している。これまでの分析結果([1]参照)によれば、 w_j^p は w_i との格差として導入するのが適当である。

$$(2) n_j^i = g(w_j^p/w_i, Y_j)$$

なお w_j^p は次のようにして求めた“平均”賃金の指標である。

$$w_j^p \equiv \sum_p n_j^p w_p / \sum_p n_j^p; p=1 \dots \dots \gg i \ll \dots \dots 46$$

$\gg i \ll$ はiを除くことをあらわす記号である。したがって、 w_j^p はj県からの他県就業者のうち、特定のi県以外に就業した者が受取る“平均”賃金にほかならない。

(2) を半対数線型で近似できるものと仮定し、これを応募方程式と呼ぶ。

$$(3) \log n_j^i = c_0 + c_1(w_j^p/w_i) + c_2 Y_j + u$$

u は $N(0, \sigma_u)$ の確率変数である。先験的には、各パラメーターは次のような値になると期待される。

$$(4) c_1 < 0, \text{ または } \partial \log n_j^i / \partial w_i > 0, \partial \log n_j^i / \partial w_j^p < 0$$

11) そのほか利用しうる諸種の賃金資料との相関およびその吟味については、[3]に詳しい。

$$c_2 < 0, \text{ または } \partial \log n_j^i / \partial Y_j < 0$$

以下においてわれわれは、35年の新規学卒者の地域移動資料によって、応募方程式(3)の推定を試みる。

ただし、さしあたっては中卒女子に分析の対象を限る。賃金としてはさきの『35年4月初任給調査』の中卒女子、全産業初任給(円/月)、所得としては『34年就業構造基本調査』の全産業平均、自営業主所得(万円/年)を採用する。(§5参照)。

* * *

はじめに、東京、岐阜、静岡、愛知、三重、大阪を主要需要県として取りあげ、そのそれぞれを固定して各県別に(3)の計測をおこなう($i=13, 21, 22, 23, 24, 27$)。ただし、この場合各変量は*i*のみに関するクロス・セクション変量であって、*i*を指定すると w_i は定数となり、回帰には参与しない。したがって(3)は、実質的には次のようになる。

$$(5) \log n_j^i = a_0 + a_1(w_j^p) + a_2 Y_j + v(j)$$

確率項の添字は変量の変動次元をあらわしている。これを*i*-計測と呼ぶ。

表3には、この*i*-計測の推定結果が示してある。全体として眺めると、重相関係数*R*は低く、東京が95%、岐阜、愛知が99%で有意であるに止まり、満足なものとは云えない。係数について吟味すれば、賃金項係数 a_1 は標準誤差が大きく、わずかに、東京、愛知の推定値が安定的である。これに対し所得の係数は静岡、三重を除き標準誤差も小さく、比較的良好な結果である。なお、東京の a_2 、三重の a_1 は正值をとっており、先験的な期待に反している。

次に主要供給県を選択して(3)を計測する。福島、新潟、富山、石川、福井、山梨、長野、鹿児島を取りあげる($j=1, 15, 16\sim 18, 19, 20, 46$)。この*j*-計測で、 Y_j が定数となって回帰に直接参与しない点は、*i*-計測における w_i の場合と類推的である。結局われわれは次の(6)を計測することになる。

$$(6) \log n_j^i = b_0 + b_1(w_j^p/w_i) + w(i)$$

推定結果は表4にまとめてある。単純相関係数は、新潟、鹿児島が95%で有意水準を超えているが、他の各県では低水準に止まっている。しかし回帰係数はいずれも負値をとり、標準誤差も比較的小さいので、標本の増加によって回帰係数を改善しうる余地はあり、推測される。

次節では、*i*または*j*をプールすることによって、このような実験を進めるであろう。(もっとも、われわれはすでに富山、石川、福井の北陸三県からの流出で、このようなプール標本を分析しているのである。)

表3 応募方程式 (*i*-計測)

<i>i</i>	府県名	a_0	a_1	a_2	<i>R</i>	<i>d.f.</i>
13	東京	+ 6.022	- 5.441 (2.470)	+ 0.063 (0.046)	0.353*	40
21	岐阜	+ 6.874	- 1.854 (2.550)	- 0.215 (0.056)	0.592**	28
22	静岡	+ 3.579	- 1.985 (2.537)	- 0.021 (0.493)	0.171	26
23	愛知	+ 8.408	- 4.148 (2.229)	- 0.154 (0.039)	0.566**	38
24	三重	+ 0.420	+ 1.747 (3.150)	- 0.050 (0.060)	0.246	17
27	大阪	+ 4.049	- 0.687 (3.773)	- 0.087 (0.064)	0.314	28

註：*d.f.*：自由度，*R*：重相関係数。カッコ内標準誤差。

表4 応募方程式 (*j*-計測)

<i>i</i>	府県名	b_1	b_0	<i>r</i>	<i>d.f.</i>
7	福島	+ 4.843	- 3.202 (1.873)	- 0.404	15
15	新潟	+ 5.798	- 3.834 (1.021)	- 0.643*	20
16~18	富山・福井 石川	+ 2.153	- 1.175 (1.242)	- 0.162	33
19	山梨	+ 4.466	- 2.871 (2.113)	- 0.519	5
20	長野	+ 4.357	- 2.597 (2.367)	- 0.291	13
46	鹿児島	+ 3.846	- 1.884 (0.907)	- 0.384*	25

註：*d.f.*：自由度，*r*：単純相関係数。カッコ内標準誤差。

4

前節で選定した諸県のなかから、需要県については東京、大阪、供給県については福島、鹿児島をそれぞれ除いて、その他をプールして(3)の計測を試みる。 w_j, Y_j はそれぞれ変数として回帰に加わるわけで、改めて再記するまでもなく、回帰式は(3)のままの形である。 $i=21+\dots+24, j=15+\dots+20$ となるから、これで中部地方に分析範囲が限定されたことになる。またわれわれは、愛知を中心とする表日本側を需要地方、新潟を中心とする裏日本側を供給地方として、擬制的に扱っているわけである。¹²⁾

推定結果は表5に掲げてある。重相関係数は所定の自由度の下で、どちらも十分に有意である。パラメーター推定値は標準誤差も小さく、また符号も理論上整合的である。加えて*i*-計測、*j*-計測いづれの場合にも、(c_0, c_1, c_2)はきわめて接近し、ほとんど同一とも云える値をとっている。

12) 同一地域に関する戦前の分析は、[4]に詳しい。

この結果は、流出側、流入側のいずれから接近しても、応募方程式のパラメーターはかなり安定的に測定されること、したがってまたわれわれの仮説は新規学卒労働力の県間移動機構をよく近似しうるものであることを、示している。

表 5 応募方程式 (プール計測)

	c_0	c_1	c_2	R	$d.f.$
$i=21+\dots+24$ 中部表日本	+6.394	-2.852 (0.866)	-0.117 (0.026)	0.439**	118
$j=15+\dots+20$ 中部裏日本	+5.755	-2.338 (0.834)	-0.115 (0.051)	0.352**	76

註: $d.f.$: 自由度, R : 重相関係数。カッコ内標準誤差。

こうして、県間労働移動量は賃金(およびその県間格差)と所得というふたつの経済的要因に依存していることが確認された。戦前紡績労働者の県間移動機構の分析でも、おなじ事実が見出されている。([1]参照)

* * *

しかしながら、われわれが得た決定係数 R^2 は 0.10~0.15 程度であるから、賃金(格差)と所得というふたつの経済的要因のみによって、 i 県から j 県への地域間労働移動が充分よく説明されたとは云いがたい。多くの経験によれば、「永年にわたって培われた雇用慣習により、おおむね、毎年一定の時期に一定の場所へ集団的な労働移動が行われることが多い。」¹³⁾ これはとくに季節的な移動労働者に関して顕著な傾向であるが、戦前の紡績労働者の地域間移動においてもまったく同様の傾向が認められている。いわゆる“募集地盤”がそれであり、“出稼風習”もまたこうした素因である。¹⁴⁾ そこで、われわれの仮説にこのような変動要因として ϕ を加える。

$$(7) \log n_j^i = h(w_j^p/w_i, Y_j, \phi_j^i)$$

$$(8) \phi_j^i = \phi(\tau_j^i, \theta_j^i)$$

ϕ は τ_j^i, θ_j^i による変位パラメーターである。 τ_j^i は j 県の応募主体が i 県の就業機会に対して抱く親近性、 θ_j^i は i 県の需要主体が j 県民に対して付与している選択順位と考えられる。ともに過去における応募・採用経験の多寡によって、さらに現在における i, j 相互間の情報伝播の速度によって、定まるものであろう。 ϕ 要因については、次のような理解も可能である。まず労働者の移動は地理上の距離によって左右されるであろう。¹⁵⁾ これと

13) 労働省『地域間移動労務需給状況調査結果表』昭和34年9月。

14) たとえば、福岡地方職業紹介事務局『出稼女工に関する調査』昭和3年。

15) たとえば、中央職業紹介事務局『東京大阪両市への出稼求職者調一秋季』昭和5年。

平行して心理的な距離いかに、少からず依存しているであろう。 ϕ はそうした地理的、心理的な距離の尺度である。さらにわれわれが各地域間の社会発展状態、経済的依存関係を考慮するなら、 ϕ は社会経済的な変動要因の集合とみなさなくてはならない。¹⁶⁾ 従来経済理論では、これら数多くの諸要因を“摩擦”として一括し、処理している。そのなかで、もっとも大きな摩擦的要因がなにであるか、それが労働移動に及ぼす正、あるいは負の効果がどのくらいであるかは、当然あきらかにさるべき問題である。

この小論におけるわれわれの接近は、このような社会経済的“摩擦”要因のなかにあつて、賃金、所得といった経済的誘因によって労働的の地域移動がどの程度説明可能であるかを、明示的に示したものと云えるであろう。¹⁷⁾

5

戦前の分析では県別資料が乏しいため、所得には農家生産額(または粗所得額) A_j を用いたが、いまひとつの理由として出稼労働者、とくに製糸・紡績女工の過半が農家出身者であるという事情があつた。つまり、 A_j は(最低供給価格を通じて)これらの非核労働力の県外出稼を規制する家計核所得と考えられたのである。

しかし、戦後の分析で業主所得 Y_j を用いたのは、主として相関分析の結果が良好だという理由からであつて、新規学卒者の主要給源が自営業家計であることを前提してはいない。実際、かれらの出身家計構成は不明なのである。¹⁸⁾ いま『就業構造基本調査』から各県非農林賃金 W_j を選び、中卒の $\log(N/P)_j, \log(N^j/P)_j$ と相関をとると $-0.622^{**}, -0.535^{**}$ になる。したがって、業主所得にかえて雇用者所得を用いても、実効的には変りはない。あるいはこの両者を適当に統合して、これを核所得の指標としてもいい。

『農家経済調査』の県別農家所得 E_j は中卒者の $\log(N/P)_j, \log(N^j/P)_j$ とよく相関する。 $(-0.701^{**}, -0.689^{**})$ したがって、実効的には核所得の指標としては、 Y_j, W_j, A_j などと変わらないが、これを農業所得

16) このような社会経済的要因のひとつとして、戦後における、(農村)社会の家父長制の崩壊、全国的な公共職業安定所網の形成については、昭和同人会『我が国完全雇用の意義と対策』所収の並木、朴木氏の論文参照。

17) 戦前の紡績労働の地域間移動における ϕ 効果の測定は、[2]に展開されている。

18) 自・他県計総就業数の産業別、職業別構成はわかる。

F_j , 農外所得 D_j に分けて相関係数を求めると, それぞれ -0.148 , -0.237 , および -0.620^{**} , -0.534^{**} となり, 結局 D_j との相関に帰着してしまう。

ところで, われわれは非核労働力の典型である新規学卒者の最低供給価格を規制する核所得を考えているのだから,¹⁹⁾ 非核労働の賃金所得水準をも含んだ D_j の利用は理論の構成上これを避けるべきである。1人当り県民所得についてもこの点で事情はおなじであろう。

最後に, 昨今の“労働移動問題”における重要な反面を形成する中・高年齢層の(非)可動性に対して, われわれの分析がなしうる寄与を述べておく。さきに設定された応募方程式は, 新規学卒者のみならず, 中・高年齢層の移動に対しても適用可能である。その場合, w_i は i 県でかれらが受取る賃金であり, Y_j はかれらが j 県で取得している所得である。経験によれば, 中・高年齢者が自営業主から賃金労働者に変る事例は少く, その逆が

多い。このとき, w_i はかれらが自営業主となって得る業主収入, そして Y_j は労働者として得ていた賃金収入であろう。賃金労働者から賃金労働者へと変るときは, w_i および Y_j (ないし W_j) は移動前後の賃金水準と理解される。添字を k, h にかえ, k : 移動後の産業, h : 移動前の産業とすれば, w_k および w_h は産業間移動を決定する産業間収入分布の要素とみなせる。おなじく w_h は他産業の“平均”賃金水準である。これでわれわれの仮説の一般化はほぼ完了した。²⁰⁾

19) 小尾・尾崎『勤労家計有業率の研究』(騰写刷), 昭和36年, 一般に非核労働力の有業率は核所得と逆相関の関係にある。

20) 産業別の労働者退職率と賃金の間にははっきりと逆相関が見出されている。藤林『三田学会雑誌』35-3, 昭和6年3月; 同誌35-8, 昭和6年8月; および藤林敬三『労働者政策と労働科学』昭和16年。