慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	県別の労働力流出入と賃金・所得
Sub Title	Geographical mobility of labor and economic incentives
Author	西川, 俊作
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1962
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.55, No.5 (1962. 5) ,p.463(31)- 481(49)
JaLC DOI	10.14991/001.19620501-0031
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19620501-0031

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

APPENDIX

IMPACT OF THE SUPERSTITION ATTACHED TO THE "HI-NO-E U-MA" YEAR ON THE SEX RATIO AT BIRTH IN 1906

Japan has been under the influence of the Chinese culture since well over 1000 years ago. It is but natural, therefore, that the Japanese people should adopt the Chinese calendar in their day-to-day life. This calendar is evolved from various combinations of the five elements, wood, fire, earth, metal and water, with the twelve animals, mouse, cow, tiger, rabbit, dragon, snake, horse, sheep, monkey, hen, dog and boar. To provide a large number of combinations each element has also been sub-divided into two parts, the upper and the lower.

The year 1906 is represented by the combination the "upper part of the fire" (Hi-no-e) and the "horse" (U-ma) and is hence called "Hi-no-e U-ma". For generations there has been a widely prevalent superstition in Japan that a woman born in that year is bound to kill her husband when married. It is well known that in order to circumvent the impact of this superstition a large number of female births during January-February and November-December, 1906 were, for example, registered by the parents in December, 1905 and January, 1907 respectively. This accounts for the high sex-ratio at birth of 108.7 in 1906 flanked by a low figure of 102.7 in both the years 1905 and 1907. Incidentally it may be mentioned here that the "Hi-no-e U-ma" year comes once every 60 years. Of late it is observed that this superstition attached to the "Hi-no-e U-ma" combination is weakening gradually.

県別の労働力流出入と賃金・所得*

西川俊作

まえがき

われわれの主題は、府県別の労働力の（粗）流出入に対して、賃金・所得などの経済的要因がどのような作用を及ぼしているかを、利用可能な労働力の地域間移動資料にもとづき、戦前・戦後にわたる期間について、量的にあきらかにすることである。

同様の問題は、労働力の産業間移動として、また人口の地域間移動として、先学によって分析が進められている。とくに前者[1]では、（明治期をも含めて）その長期変化に分析の重点がおかれ、他方後者[2]では（昭和戦後期の）やや短期的な変動に分析の焦点があわされている。これに対し、われわれの研究は労働力の地域間移動という分析視角をもち、さらに観察期間が昭和戦前・戦後期にわたるものであって、右の諸研究の中間を扱うものと考えられる。

すでにわれわれは、労働の地域移動に関する一連の研究結果を報告しているが[3]、いずれも次のような点で《部分的》なものであって、《全般的》な分析ではない。すなわち、報告〔1〕では紡績労働者の地域間移動の機構が、報告〔2〕では紡

績労働の地域間移動に対する製糸労働の作用が、報告〔4〕では中部地方の製糸、紡績労働市場の地域構造が、それぞれ昭和戦前期の資料（「労働者募集年報」）にもとづいて分析されている。昭和戦後期については新規学卒労働力の地域間移動が分析され、報告〔6〕にまとめられている（「産業教育調査」「新規学卒者職業紹介状況調査」）。この報告――われわれのナムバリングでは、報告〔3〕[4]――は、既発表の報告〔1〕、〔2〕、〔4〕、〔6〕に対し、その他の地域移動資料（戦前―「道府県間出稼者調査」、戦後―「地域間移動労務需給調査」）を加えて、一層全般的な分析をおこなったものである。その意味でこの報告は云わば「総論」としての役割を果すものであろう。さらに報告〔1〕、〔2〕、〔4〕、〔6〕では、いずれも労働移動の流出地と流入地を同時に問題とし、《どこから、どこへ》どれだけという分析がなされたが、この報告〔3〕では《どこから》どれだけ、《どこへ》どれだけという分析がおこなわれ、扱われる移動労働は流出地、流入地のいずれか一方の指定（デジネイション）をもつだけである。この点からも、この論文は労働の地域移動機構と地域別市場構造に関するわれわれの研究作業の「総論」でなくてはならない。[5]

＊ この研究は産業研究所賃金・就業構造分析プロジェクトの研究の一環をなすものである。研究の過程では終始、経済学部小尾恵一郎、尾崎巌の両助教授から示唆に富む助言を受けた。深く感謝する。計算、製表等の作業を担当された小俣英子、大久保昭子、皆川登起子さんの労を多とじたい。

（1） たとえば梅村又次「労働市場構造と労働力の産業間移動」『経済研究』一二～三、一九六一年七月所収。

（2） 館稔・岡崎陽一「地域間に見る労働力移動の類型」『東洋経済別冊夏季号』、一九六一年八月。

（3） 〔1〕小尾・西川『経済学年報』四、一九六〇年、〔2〕西川『三田商学研究』四～二、一九六一年六月、〔4〕西川『商学年報』Ⅲ、一九六一年、〔5〕Nishikawa, *Keio Business Review*, I, 1962, 〔6〕西川『経済研究』一三～一、一九六二年一月。

（4） この研究の一部は一九六一年一〇月（於同志社大学）の日本統計学会第二六回大会で報告された。『日本統計学会々報一九六一年』（未刊）参照。刊行が今日まで遅延したのは、本誌編集上の都合および若干の拡充作業によるものである。

（5） なお、報告〔5〕は、〔1〕～〔6〕の要約英語版である。

Ⅰ

はじめに論文の梗概と要約、資料と記号を掲げる。移動関係資料だけでも五指に及ぶ諸資料を扱っているし、また賃金・所得関係資料もかなりの数を利用するので、それらの比較・検討・照合で叙述が細かくなり、全体の論旨を不当につかみにくくするおそれがあるからである。

梗概と要約

Ⅱでは、県別労働力の流出と県別平均所得の関連を分析する。その結果、労働の県別流出量は流出県の所得水準と逆相関している、あるいは所得水準の低い県ほど、ヨリ多量の労働力を流出している、と云える。

Ⅲでは、県別労働力の流入と県別平均賃金の関連を分析する。その結果、労働の県別流入量は流入県の賃金水準と順相関している。あるいは賃金水準の高い県ほど、ヨリ多量の労働力が流入している、と云える。

右の観察事実は、戦前・戦後の県別諸資料による（県間）クロス・セクション分析から導かれたものだが、（資料の多様性もあって、）その時間的な変動を（定量的に）分析するまでには至っていない。この報告では、むしろ右のような移動量・収入要因の関係が、（戦前・戦後を通して）不変であることをあきらかにしたにとどまる。

資料と記号

利用される資料はすべて府県別なので，i を流入県，j を流出県とする。$i,j=1, 2, \dots, 46$, (47) ただしこの府県番号はさいごまでの番号で，戦前は沖縄 (47) を含む。年度をあらわす添字はつけない。

イ） 移動量

戦前 L_{ij}: 製糸，紡績労働流入総数 } （織 物）
L_{ij}: 製糸，紡績労働流出総数 }

「労働者募集年報」昭和 3～12 年による。

県別の労働力流出入と賃金・所得

M_j: 県内入稼者総数 ｝（産業別）
M'_j: 県外出稼者総数 ｝
「県外出稼者調査」大正 14 年，昭和 3〜11 年，隔年。
戦後 N_j: 中，高卒労働流入総数 ｝ 男 m・女 f 別
N'_j: 中，高卒労働流出総数 ｝
「産業教育調査」昭和 29 年〈男・女別なし〉
「新規学卒者の職業紹介状況調査」昭和 35 年。
S_j: 季節労働者流出数 ｝（業種別）
T_j: 一般労働者流出数 ｝
U_j: 地域間移動労働者数 $U_j=S_j+T_j$
「地域間移動労務需給調査」昭和 33 年。
なお，移動量は流出率 $(M/P)_j$ 以外はすべて対数化するが，これはその方が良い結果を与えるという経験に従ったためである。

ロ）人　口
戦前・戦後 P_j: 県別総人口「国勢調査」大正 14 年，昭和 5, 10, 30, 35 年。

ハ）所　得
戦前 A_j: 1戸平均農業生産額「農林省統計表」大正 14 年，昭和 3……,12 年。
戦後 y_j: 1人平均県民所得「国民所得白書」昭和 28, 32, 34 年。
Y_j: 自営業所得「就業構造基本調査」昭和 34 年。

ニ）賃　金
戦前 w_j: 製糸，紡績，工業賃金（時間給）「工場統計表」昭和 5, 11 年。
v_j: 県別賃金「毎月勤労統計地方調査」昭和 29, 33, 35 年 4 月，9 月。
w_j: 初任給（月額）「初任給調査」昭和 35 年 4 月。

（注）上の表で（ ）は，該当の数字が利用可能だが，この報告では利用しなかったことをあらわす。

II

この節では，県外への労働力流出に対して，各県の所得水準が及ぼす効果を分析する。II・1およびII・2では戦前期，II・3およびII・4では戦後期の分析がおこなわれるが，戦前・戦後期の観察事実を統一して，労働流出・所得水準の関係を確認することは，II・5で試みる。

II・1　戦前「県外出稼者調査」から

中央職業紹介事務局（のちに厚生省）の手で大正一四年以降隔年[1]におこなわれたこの調査から，各（道府県別）の県外出稼者数を性別，産業別，職種別に知ることができる。ここ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，県外出稼者およびその合計が記載されている。ただし，県内出稼者数は昭和九年以降について記載があり，それ以前は県外出稼者数だけである（その場合は，右の定義中の「市町村」を「道府県」とおきかえればよい）。いま産業，職種[2]の別を無視して，（つまり，産業計の）各県の男女計県外出稼者数を M_j，女子県外出稼者数を M^f_j とあらわす。また，県別人口 P_j[3] で M_j，M^f_j を除した出稼率を $(M/P)_j$，$(M^f/P)_j$ とする。

戦前期における県別所得の（推計値）としては，「農林省統計表」から作成した農家（一戸当り）平均農業生産額 A_j を採用する。このような指標を作成したのは，県外出稼者の出身家計が主として農家であったという事実にもとづいている（なお，この点については，さらにII・5で詳しく述べる）。A_j の計算方法は左のとおりである。「農林省統計表」所収の府県別各種農産物生産価額を県別に集計し，この県別各種農産物総価額を県別農家戸数で除して，県別農家平均生産額を求めた。ただし，「帝国統計年鑑」に（「農林省統計表」から）県別に「食用，園芸，工芸農産物総額」が集計されているので，これにマユおよび

表 2・1・1　流出量(M_j 等)と所得(A_j)との相関係数〔戦前〕

	$\log M_j$	$\log M_j^f$	$(M/P)_j$	$(M^f/P)_j$
大正14年	−.226	−.322*	−.315*	−.231
昭和 3年	−.324*	−.507*	−.422**	−.456**
5年	−.352*	−.454*	−.405**	−.366*
7年	−.333*	—	−.363**	—
9年	−.018	−.050	−.031	−.106
11年	−.104	−.206	−.307*	−.405**

1)　*, **は5％, 1％水準で有意であることをあらわす。
2)　自由度は, 大正14年 (d.f.＝44) をのぞき d.f.＝45。

茶の生産価額を加えて、さきの県別各種農産物総価額とした。

$\log M_j$, $\log M_j^f$, $(M/P)_j$, $(M^f/P)_j$ と A_j との(県間クロス・セクションの)相関係数を、大正一四、昭和三、五、七、[4] 一一年の各年について計算した結果は、表2・1・1のとおりである。

観察事実2・1・1　全体として相関係数はさほど高くないが(II・5参照)、それでも過半数は5％、1％水準で有意であり、いずれもマイナス値であるから、農家生産額の低い県からは、ヨリ多数の労働力流出(出稼)があったと見ていいだろう。ほかに(イ)男女計と女子で比較すると、女子関係の推定値の方が、やや相関としては高い。(ロ)出稼者数(の対数値)と出稼率とを比較すると、出稼率の方がいくぶん相関が高い。(ハ)相関係数だから、その大きさを年度間で比較しえないが、とくに昭和九年には四つとも無相関であることが眼につく。

(イ)〜(ハ)は副次的な観察事実である。(イ)からとくに女子の出稼が出身家計の家計所得と男子よりも強い関係をもっているのではないかと思われる。しかし、この事実はまた女子出稼者は男子よりも農家出身者が多いためとも考えることもできるし、さらに男子出稼者を独立して扱わず男女計としているので、若干問題が残ろう。(ロ)の結果は、「人口圧力」の作用があることを示していると考えられるが、女子ではかえって出稼率の方で相関の低いものも見られるので、早急に一般化はしえない。(ハ)のような結果が、生じた原因はよくわからない。「出稼者調査」は市町村委託による聞き取り調査で、相当なバイアスを含むものと推察されるが、格別九年にそうしたバイアスが大きかったと考える理由はない。そしてその他相関を乱すべき原因も見当らないのである。

表 2・1・2　流出量(L_j)と所得(A_j)との相関係数〔戦前〕

	昭和3年	昭和7年	昭和11年
製糸 L_j	−.028	−.031	−.138
紡績 L_j	−.146	−.056	−.229

1)　自由度 (d.f.) はいずれも44である。

(1)　大正十四年から昭和三年の間は隔年ではない。三年以降正確に隔年となって、十一年まで続いている。大正十四年の調査報告は昭和三年以降分とやや相違があると思われるが、明示的な証拠はない。

(2)　産業分類は、農業、林業、水産業、鉱業、工業、土木・建築業、商業、戸内使用人、雑業である。さらにそのなかが職種別に細分されているが、この場合は流入県(i)は不明である。

(3)　県別の総人口を選んだ。労働力人口を選ぶ方が一層望ましいかもしれない。また、国勢調査中間年次(三、七年)は推計人口(「帝国統計年鑑」)によった。十一年は十年国調人口を準用した。

(4)　七年の女子出稼者数は、われわれの参照した調査報告書では散佚したらしく、利用できなかった。

II・2　戦前「労働者募集年報」から

社会局「労働者募集年報」は募集取締令にもとづく業種別雇用労働者数を、昭和三年以降一二年迄毎年度につき記載している。ここでは、製糸業および紡績業[1]労働者の県外応募数 L_j をとりあげて、県別農家平均生産額 A_j との相関を求める。なお、さきの「県外・出稼者調査」も県別の製糸・紡績(あるいは紡織)出稼者数を与えているが、しかし「労働者募集年報」のように応募地・就業地をクロスさせた移動表は与えていない。両産業の県外出稼数と県外応募数とは、同一業種同一年度でも、調査範囲、調査方法、調査対象、調査誤差等の違いから、一致しない。ここでは、そうした差違は不問に付して「労働者募集年報」の情報を利用する。

結果は表2・1・2のとおりである。

観察事実2・1・2　推定された相関係数はおしなべて低く、ゼロから有意に離れてはいない。したがって、この実験では二業種別の県外応募数は応募地の農家生産額とは無相関であるということになるけれども、すでに報告〔1〕、〔2〕、〔4〕においてまったく同一の資料を用いて、製糸、紡績労

働者の県間移動決定に農家生産額が有意な制約要因として作用していることを、見出している。ここに得た無相関という事実は、報告〔1〕、〔2〕、〔4〕の結果とは矛盾している。表2・1・1の結果と対応させて考えると、移動量（ここでは流出数）を業種別に分割すれば、各業種別になんらかの不特定な要因が作用して、よしんば所得資料が同一であっても相関係数は低下すると思われる。その一例として、「県外出稼者調査」より昭和五年の工業労働者出稼数とA_jとの相関を計算すれば、−.054となる。業種分割による効果は、表2・1・1の当該年度業種計の相関係数とくらべれば（−.352）、ほぼ納得がゆくだろう。それにしても、報告〔1〕、〔2〕、〔4〕と表2・1・2の結果との不整合については、説明は残されたままである。「労働者募集年報」の製糸、紡績労働の県外応募数の県間分布が、農家平均生産額のそれと異っていたと、判断するほかはない。

（1）ほかに織物が昭和七年以降分に掲載されている。

II・3 戦後「産業教育調査」「新規学卒者需給調査」から

戦後には、戦前の調査に匹敵する継続性をもったものは乏しい。[1] わずかに、新規学卒者に関する表記の二調査があるにすぎない。

文部省「産業教育調査」二九年からは、中卒・高卒労働力の県外流出数がわかる。ただし、これは性別にはなっていない。ここで注意すべき点は、流出県(j)が出身校所在県であって、学卒者の出身県ではない点であろう。しかし中卒・高卒の場合には、出身校所在地がそのまま出身県だと考えても、大きな狂いはないと思う。

労働省「新規高卒者需給調査」三五年からは、中卒・高卒労働力の県外流出数が、性別にわかる。なお、このほかに安定所扱分、学校扱分が区別できる。

前者は二七、二八、二九年、後者[2]は三五年に限って利用しうる。ここでは、比較のための代表年度として二九年、三五年を選び、分析する。だが年度の差違に、調査の相違が重なるので、二九〜三五年の明確な年度間比較はむつかしいことであろう。

学卒労働力の県外就業数をN_jとあらわす。上の添字fは女子のみをあらわし、添字なしは男・女計をあらわすが、中卒・高卒については別に添字は用いない。人口P_jでN_j、N_j^fを除した$(N/P)_j$、$(N^f/P)_j$は、新規学卒者の県外就業率である。

これと相関させる所得は、二九年については「国民所得白書」三〇年所収の二八年の県民（一人当り）平均所得率y_j、三五年については「就業構造基本調査」三四年所収の三四年の県別自営業主（一戸当り）平均所得Y_jである。[3] 所得資料が県外就業資料にくらべて、一年のリードをもっているのは、戦後の新規採用は大体四月に限られているためである。

なお、沖縄（47）は戦後の対象には入っていない。したがって、表2・2・1の相関係数の自由度は原則として四四であるが、二九年には県民所得推計が三五県分しか利用できないので、自由度は三三になっている。

表2・2・1 流出量（N_j等）と所得（y_j, Y_j）との相関係数〔戦後〕

	$\log N_j$	$\log N_j^f$	$(N/P)_j$	$(N^f/P)_j$
昭和29年				
中卒	−.552**	—	−.592**	—
高卒	+.031	—	−.388*	—
昭和35年				
中卒	−.651**	−.605**	−.698**	−.652**
高卒	−.297**	−.337*	−.277	−.267

1) 29年はy_j, 35年はY_jとの相関である。
2) 29年はd.f.=33, 35年d.f.=44。

表2・2・1には、$\log N_j$, $\log N_j^f$, $(N/P)_j$, $(N^f/P)_j$とy_j（二九年）、Y_j（三五年）との相関係数推定値が示してある。

観察事実2・2・1 少数の例外をのぞけば、得られた相関係数はいずれも一%水準で有意で、かつマイナスであるから、戦後の新規学卒労働力についても、出身県所得水準が低い県ほどヨリ多量の県外就業者を流出させていると云えよう。副次的な観察結果としては、(イ)男女計と女子とを比較しても、いずれの相関が高いかは確言しえない。(ロ)県外就業

者数の（対数値）と県外就業率とを比較すると、就業率の方がいくぶん相関が高い。(ハ)中卒と高卒とで比較すれば、中卒の方が高い相関が得られている。

右の(イ)、(ロ)をII・1の(イ)、(ロ)と結びつけて考えれば、(イ)から女子の方が男子よりも所得との（逆）相関が強いとは、つねに必ずしも認められない。これは、男女計の形で資料を扱い、男子を別個に切り離して分析しなかったせいかと思われる。(ロ)について、II・1とII・3の結果は整合的で、県別人口に対する流出率の方が所得水準と一層強い相関を見せている。しかし、II・1でも述べたとおり、これから「人口の圧力」の作用を断定するのは、むつかしい。この小節の(ハ)はII・1では得られなかった知見（インフォーメイション）だが、中卒者の方が高卒者よりも所得水準と相関が強いのは、左のように理解できるであろう。すなわち、九ヵ年の義務教育を終えた子供が就業するか進学するかを決定する経済的要因としては、その家計の所得水準は重要な役割を果すだろう。云いかえると、（県内・県外を問わず）就業率は家計所得水準に依存し、その間の関係は負の相関となるはずである。ところで高卒者の場合は、三年まえにすでに右のような決定機構を経て高校に進学したものであるから、中卒就業者にくらべて相対的に高所得階層家計出身者だと考えられる。そしていまふたたび大学進学か高卒就業かの決定をすべきときに至っているのだけれども、そもそも相対的に高所得家計の子供なのであるから、家計所得水準はかれらの進学率（あるいはそれとウラハラには就業率）に、（比較的低所得階層家計の子供である中卒者の場合にくらべれば）相対的には強く制約されないであろう。[4]

（1）「就業構造基本調査」三一年、三四年が、調査年の前年時における就業地等を調査しているので、これらの情報を蓄積してゆくのが望ましい。

（2）「新規学卒者需給調査」は昭和二八（？）年から毎年あるのだが、流出地、流入地をクロスさせた移動表は三五年にはじめて作成された。そして県別流出・入数についても（当然）自・他県こみの数値しかえられない。

（3）県民所得（二八年）と自営業主所得（三四年）との相違は、のちに見るとおり（II・5参照）、決定的に重要である。ここで県民所得は止むを得ぬ代用指標として選んだにすぎない。

（4）中卒、高卒者の行動類型については、ほかにIII・2参照。

II・4　戦後「地域間移動労務調査」から

戦前の両調査には農林漁業、あるいは鉱工業、建設業等への季節的な出稼も含まれている。戦後については労働者「地域間移動労務調査」三三年によって、こうした季節的移動労務およびその他の一般労働者の地域間移動の様子を知ることができる。ただし、この調査では職安扱いの移動労働者数しか記録されていない点、注意を要する。「県外出稼者調査」によると戦前では全国計で年間ほぼ一〇〇万名の地域移動があったことが報告されているが、これに対し戦後三三、三五年には四〇万名弱の移動しかない勘定である（「地域間移動労務調査」三三年と「新規学卒者需給調査」三五年四月を加えると三七万名の総移動となる）。戦後にも戦前と同程度の県外移動があったか否かは別としても、[1] 職安を経由しない移動がなお相当程度、おこなわれていることは確かであろう。

県外への季節労働者流出数S_j、一般労働者流出数T_jおよびその合計$U_j=S_j+T_j$と、（三二年）県民平均所得y_jとの相関係数を推定した。結果は表2・2・2にまとめてある。

表の(A)欄には与えられたすべての観測値によって推定した相関係数が示してある。この全観測値のうち、東京（13）、神奈川（14）、大阪（27）、兵庫（28）の四県分を除いた標本から求めた相関が次の(B)欄に、これからさらに愛知（23）、京都（26）、福岡（40）の三県分を除いて計算した相関が最後の(C)欄に、それぞれ掲げてある。[2]

表 2・2・2　流出量（S_j等）と所得（y_j）の相関係数〔戦後〕

	(A) 全観測値		(B) (A)から，東京，神奈川，大阪，兵庫をのぞく		(C) (B)から，京都，愛知，福岡をさらにのぞく	
log S_j	−.456**	(43)	−.347*	(39)	−.203	(36)
log T_j	−.529**	(44)	−.658**	(40)	−.619**	(37)
log U_j	−.492**	(44)	−.559**	(40)	−.481*	(37)

1）カッコ内は自由度（d.f.）である。

観察事実2・2・2　推定された相関係数はほとんどすべて一%水準で有意で、マイナス値を

とっている。したがって、季節・一般移動労働者の県外流出は、県民平均所得の低い県ほど、ヨリ多量である。II・3の観察事実2・2・1とあわせて、戦後期においても労働力の県外流出量と流出県の（家計）所得水準[3]とはあきらかに逆相関している。副次的な事実として、次のような比較結果が得られる。(A)→(B)→(C)の順序は、標本から工業化の進んだ府県の観測値を順次落してゆく過程をあらわしている。すなわち、(B)では京浜（東京・神奈川）、阪神（大阪、兵庫）工業地帯が、(C)ではさらに中京、北九州工業地帯が削られている。いま季節労働者の県外流出数と県民所得との相関を見ると、その係数推定値は（絶対値で）A推定値が最高、B推定値が中位、C推定値が最低となっている。一般労働者の県外流出数と県民所得との相関では、係数推定値はB推定値が最高、次いでC推定値、最低はA推定値の配列になる。季節労働者と一般労働者との間に認められるこのような相違はあらためて云うまでもなく、ふたつの類型（タイプ）の労働力給源として工業地域の占める比重の多寡に依存しているためと思われる。

（1）いまのところ、このような移動部分を推定するに足る資料を欠いている。「農林漁家就業動向調査」、「労働異動調査」等によっても、こうした推定は困難である。

（2）そこで、自由度は(B)の場合 (Σ)−4、(C)の場合 (B)−3＝(A)−1 となっている。

（3）ここで（家計）と付け加える理由については、II・5参照。

II・5　戦前・戦後の比較について

戦前（II・1、II・2）、戦後（II・3、II・4）についていずれも、次の事実を認めた。

（1）県別労働力流出量は県別所得水準と逆相関し、所得水準が低い県からはヨリ多量の労働力流出がある。

しかし戦前、戦後では観察に利用した資料が雑多で、その間の連繋をつけるのはなかなかむつかしい。相関係数推定値の年度別の変化を追跡して、その間の変動をもたらした原因を分析するのはむろん望ましいことだが、現状では実行不可能である。この小節では、II・1〜II・4の結果を統一的に理解し、右の主要観察事実（1）の意味をはっきりさせたいと思う。議論を戦前、戦後の比較からはじめて、移動関係、所得関係資料の吟味をおこなうのがいいだろう。

表2・1・1〔戦前〕と表2・2・1〔戦後〕を比較すると、相関係数推定値が、戦後ではきわめて高いが、戦前ではようやく（一〜五%の）有意水準を保つ程度である。双方の移動関係資料を検討すると[1]、戦後は新規学卒者に限られ、戦前は学卒者のほか一切の移動労働者を含んでいる。一般に労働可動性（モビリティ）が、中・高年労働者よりも若年労働者において高いことはよく知られた事実で、しかも若年層の高可動性は経済的要因に対する高伸縮性に支えられている（中・高年層の低可動性は、非経済的な諸要因に強く依存している）。したがって、われわれの戦前推定値群と戦後推定値群の間の隔りは、右のような労働者層の属性（年齢）によるのではないかと思われよう。しかし表2・2・2〔戦後〕の季節・一般労働者に関する推定値群が、ほぼ表2・2・1〔戦後〕の新規学卒に関する推定値群に匹敵する水準にあることから判断すると、労働属性の相違による説明は妥当しないであろう。戦前、戦後の相違をもたらした原因はそれゆえ、すくなくとも移動資料の側にはないと考えていい。

われわれは、所得関係資料の相違にもとづくものと判断する。昭和三四年について、「農林省統計表」から農家平均生産額A_jも、また「国民所得白書」から県民平均所得y_jをとって、三五年の中卒者県外就業率 $(N/P)_j$、$(N'/P)_j$ との相関係数を算出すれば、表2・3のとおりである（表2・3には、自営業主所得Y_jとの相関係数も表2・2・1から再掲してある）。この計算結果によると、相関係数推定値は（絶対値では）A_j、y_j、Y_jの順に大きくなっている。さきの戦前、戦後（さらに詳しくは二九年、三五年）の序列はまさにこれによく照応しており[2]、しかもそれぞれの所得資料には、A_j、y_j、Y_jが用いられているのである。こうして、戦前、戦後の相関係数の変化は利用可能な所得資料の相違にもとづくと、結論していいだろう。

戦前、戦後それぞれの期間中で比較するなら、次のような結論が導けよう。戦前に関してはまず、II・1とII・2の結果

表 2・3　各種の所得系列と流出率の相関係数（35年）

	1戸平均農家生産額 A_j	1人平均県民所得 y_j	自営業主平均所得 Y_j
中卒 $(N/P)_j$	−.248 (44)	−.673**(26)	−.698**(44)
中卒 $((N'/P)_j$	−.322* (44)	−.557**(26)	−.652**(44)

1) カッコ内の数字は自由度（d.f.）である。
2) なお A_j, y_j, Y_j はすべて 34 年の数値である。

の相違は、（A_jが共通だから、）もっぱら移動資料の相違によるものである。次に、移動、所得の資料がともに共通である表2・1・1の年度間の相違については、II・1の(ハ)に関する推測を繰りかえす以外に、われわれは述べるべき事柄を持たない。強いて付け加えれば、昭和三、五年の推定値が相対的に良いが、その必然的理由を指定することはできかねる。他方、戦後二九年と三五年の推定値の隔りについては、すでに触れたとおり、所得資料の相違が主因である。なぜなら、移動資料はまずまず同一対象を同様の意図と方法によって把えたものだからである。二九年、三五年の比較からは、所得資料の相違が指摘しうるに止まるが、三五年の中卒県外就業率とy_jならびにY_jとの相関係数比較からは、これまでその都度注意したように、きわめて重要な問題が生ずる。一人当り所得と一戸当り所得の相違、ないしは家族平均所得と家計平均所得の相違がそれである。この区別は、われわれの分析において決定的な意味をもっている。この点については、むすびで触れる。

（1）この論点は、産業研究所における報告会（一月一五日）でハーバード大学S・クズネッツ教授からはじめて指摘されたものである。

（2）y_jとの相関は表2・3では −.673, −.557（三五年）で、表2・2・1の −.592（二九年）であるが、その比較に際しては自由度の相違（29 年 d.f.= 33, 35 年 d.f.=26）に注意。

III

この節では接近（アプローチ）の角度を変えて、労働力の流入を流入先の賃金（所得）との関連において分析する。III・1では戦前期、III・2では戦後期の分析をおこなう。県別賃金資料の欠如が、流出・所得関係の分析に比較して、流入・賃金関係の分析を貧弱にしている。III・3では戦前、戦後の比較・吟味をおこなう。

III・1　戦前「工場統計表」賃金とその移動資料による

戦前期に関しては県別賃金資料が乏しく、分析が制約される。ここでは「工場統計表」から求めた製糸、紡績、および工業の県別賃金u_i（銭/時）を利用し、それぞれ「労働者募集年報」の製糸、紡績労働者の県内就業数L_i、および「県外・出稼者調査」の工業労働者の県内入稼数M_iとの相関を求めた。

表3・1は、その相関係数である。

観察事実3・1　工業労働力を除けば、製糸、紡績労働力の場合はいずれも有意な結果とはなっていない。このような結果は、左のふたつの理由によっていよう。まず「工業統計表」賃金率の信頼性が低く、県外賃金水準の妥当な推計値ではないこと、次に製糸・紡績労働は女子労働力中心であり[1]、一般に女子労働力の県外からの流入と流入先賃金との相関は男子労働力の場合より低いこと（III・2参照）、これである。加えて「工業統計表」賃金が男・女平均賃金であることにも注意しておこう。工業労働力の場合には、労働の性別構成が「平均」されて、有意な正相関をもたらしたと考えていい。

（1）ただしここの県別賃金は後述のように男女平均賃金なので、流入量も男・女合計値を用いている。

III・2　戦後「毎勤地方調査」賃金とその移動資料による

戦後では「毎月勤労統計調査」地方調査によって、県別の全産業平均賃金v_i（円/月）が利用できる[1]。これと「産業教育調査」二九年、「新規学卒者需給調査」三五年による学卒労働力の県内流入数N_iとの相関を求める。ただし各年とも賃金は四月分をとったが、その理由は学卒者採用が四月に集中しているためである。三五年については、男女計流入量と男女平均賃金との相関係数は計算しなかったけれども、この年度では二九年とちがって男・女別に流入数が知られたから、あえて《平均的な》推定をおこなう必要はないと考えたためである。表3・2には、このよう

表 3・1　流入量（L_i, M_i）と賃金（u_i）の相関係数〔戦前，産業別〕

	昭和5年 製糸 log L_i	昭和5年 紡績 log L_i	昭和5年 工業 log M_i	昭和11年 製糸 log L_i	昭和11年 紡績 log L_i	昭和11年 工業 log M_i
u_i	−.032	−.190	+.356*	−.211	+.038	+.323*

1) u_i は，産業別，および産業平均の男女平均賃金である。

表 3・2　流入量 (N_i) と賃金 (v_i) との相関係数〔戦後〕

	$\log N_i$	$\log N_i^m$	$\log N_i^f$
昭和29年			
中卒	0.536**	—	—
高卒	0.717**	—	—
昭和35年			
中卒	—	0.651**	0.322*
高卒	—	0.699**	0.506*

1)　自由度はすべて 44 である。

な相関分析の結果がとりまとめてある。

観察事実3・2　結果はひとつの例外をのぞけば一%水準で有意で、しかもすべて予期どおりプラスの値をとっている。したがって、賃金水準が相対的に高い県へは、ヨリ多量の労働力流入のあることが認められた。戦前に関する無相関の結果と、この結果とを結びつけるのは、次のIII・3でおこなう。

ここでは、追加的に左のような観察事実を記すに止める。(イ)中卒、高卒の推定値を比較すると、おおむね高卒労働流入数の方が賃金水準と強い相関がある。(ロ)男・女間の比較は三五年に限り可能だが、それによると男子の方が女子よりも相関が高い。(イ)の結果は、高卒者の方が中卒よりも家計所得水準との相関が低いというII・3(ハ)の観察結果と、まさに表裏をなす観察事実である。高卒労働者が出身家計所得水準の影響を中卒者ほどには受けていないと思われる理由は、すでに述べた。この推論と同様にして、われわれは高卒流入数と賃金の相関が相対的に高い水準を得ているという事実を説明できよう。すなわち、高卒労働者は比較的高所得階層出身者が多く、労働の供給価格も高いので、受取賃金水準に対して（中卒労働者よりも）ヨリ伸縮的であると思われる。他方(ハ)の結果は、女子労働力の家計補助的性格、低労働供給価格を考えれば、かなり容易に納得がゆくことであろう。

(1)　移動資料にあわせて、二九年については男・女計、三五年については男・女別を用いている。

III・3　戦前・戦後の比較について

戦前（III・1）、戦後（III・2）の事実を統一するに先立って、II・5にならって移動・賃金資料の比較・吟味をしておこう。

表 3・3　流入量と賃金の相関係数〔戦後，学歴別〕

	中卒		高卒	
	$\log N_i^m$	$\log N_i^f$	$\log N_i^m$	$\log N_i^f$
w_i	.829**	.850**	.844**	.748**
u_i	.651**	.322**	.699**	.506**

表3・1〔戦前〕と表3・2〔戦後〕を比較するとき、さきに触れたクヅネッツの指摘（II・5参照）がここでも繰りかえし吟味さるべきであろう。すなわち戦後の新規学卒・若年労働力は経済要因に対してヨリ伸縮的であるためだという説明である。これに対し、われわれはふたたび戦前・戦後の賃金資料の相違に説明を求めるべきだと、答える。「地域間移動労務調査」三三年の一般労働者男女別流入数と、「毎勤」賃金 u_i（男女別、三三年四月）との相関係数を求めると、.482**, .220 で、これからみても戦前・戦後の相違は移動資料の側に求めるより、賃金資料の側に求めるのがいいと云える。

これはさらに表3・4の結果によって、一層あきらかにされる。表3・3の結果は、「初任給調査」三五年四月の県別初任給 w_i（円／月）と N_i との相関係数を男・女別、学歴別に示したものである。比較のため、表3・2から「毎勤」賃金 u_i との相関係数を再掲したが、注意しなければならないのは、「初任給」賃金は学歴別になっているが、「毎勤」賃金にはこの区別がなく、したがって中卒、高卒の双方におなじ系列をあてはめている点である。結果としてみれば、いずれの場合にも「初任給」賃金との相関の方が高いことは明白である。この間の差は、賃金資料にある。すなわち「初任給」賃金は、男女別、学歴別というふたつの属性が特定化され、資料上で区別されているが、「毎勤」賃金には学歴別がない。男女間、学歴間に大きな賃金格差が存在することは、多くの賃金構造統計の示すところである。さらにこの両者の間には、勤続年数がある。「初任給」賃金については云うまでもない。「毎勤」賃金は「初任給」ではなく、勤続年数平均の賃金である。わが国の賃金体系が年功序列型であることは、広くひとの認めるところで、勤続年数別の賃金格差は大きい。したがって、勤続年数、学歴等を平均した賃金 u_i との相関は、それを特定化している賃金 w_i との相関より低いと云える。さらに一歩を進めて、男女平均賃金を用いた戦前の相関は、一層劣ると考えてもまちがいではないだろう。(1) 戦前、工業労働力はもとより、（有意でない）製糸・紡績労働者についても、賃金の範疇がよく分

類されていれば、それに応じて相関係数は大きくなったと思われる。比較的勤続年限の短い製糸、紡績労働者の間にも、鋭い賃金の年功格差があったことは、「労働統計実地調査」等でもうかがうことができる。

したがって、

(2) 県別労働力流入量は県別賃金水準と正相関し、賃金水準の高い県へはヨリ多量の労働力流入がある

と結論しても差支えない。

なお、戦前と戦後の比較では、前者の賃金が時間給、後者が月給であるため、月間総労働時間数の県間分布の戦前・戦後変化が問題となるが、戦前についても月間労働時間数を入手できないし、戦後には労働基準法の施行により八時間労働が支配的だから、労働時間数が相関を弱くする要因になるとは考えられない。むろん時間外労働の問題があるけれども、われわれの結論を左右するほどのものではないであろう。

(1) たとえば、「工業統計表」の県別現金給与総額は男女別になっていない。しかし、年間給与となるので本節末に述べる延労働時間の関係もあって、ここでは相関係数を計算しなかった。

むすび

最後に、一戸当り所得、一人当り所得と流出量との（逆）相関がもつ意味について、簡単に触れる。われわれは、出稼労働（戦前）、新規学卒労働（戦後）といった非核労働力の行動を問題としている。小尾・尾崎助教授の（FIES 再集計資料による）有業率研究によれば、[1] 非核労働力の有業率は家計の核所得水準とマイナスの相関をもっている。われわれがさきに見出した（非核）労働力流出量と県別一戸当り所得〔農家平均生産額（戦前）、自営業主所得（戦後）〕との逆相関は、これと整合的な事実である。しかしながら、戦後の一人当り所得〔県民平均所得〕については、そうではない。これは、家計核所得、非核収入率をも含む包括的な地域収入水準の指標である。新規学卒労働力の流出量と県民平均所得との逆相関は、低水準の核収入と低水準の非核収入との正相関を媒介として考えるとき、はじめて意味をもつものである。三四年の一戸平均農業生産額 A_j を農家家族人員で除すと、一人平均農業生産額が得られる。これと三一年の中卒労働力の県外就業率 $(N/P)_j$、$(N'/P)_j$ との相関を求めれば、$-.246$、$-.288^{*}$ となり、A_j との相関 $-.248$、$-.322^{*}$ より低くなる。この事実は、右のような機構的関連を示唆すると考えてよかろう。

なお、戦前について農業所得を選んだのは、（他の県別所得資料が利用できなかったためだが、ほかに）出稼労働力の過半が農家出身者であるという事情があった。だが出稼労働者の出身産業構成について、確実な証拠は乏しい。戦後について自営業主所得を選んだのは、新規学卒者の出身家計が自営業に限られていることを意味するものではない。農林業自営業主所得 B_j と中卒県外就業率との相関は $-.531^{**}$、$-.558^{**}$ で、さきの全産業平均自営業主所得との相関 $-.698^{**}$、$-.652^{**}$ よりも低い。ヨリ相関の高い全産業業主所得が選ばれたにすぎない。また $(N/P)_j$、$(N'/P)_j$ は非農林業雇用者所得 W_j とも逆相関する（$-.622^{**}$、$-.535^{**}$）。県外就業者の中には雇用者家計出身の学卒者も含まれていようから、A_j と W_j とを適当に統合してかれらの出身家計核所得の指標を作成することもできる。しかし W_j には非核賃金が含まれているわけだから、ここではそうしたおそれのある W_j は利用しない方が賢明であろう。[2]

(1) 小尾・尾崎「家計の有業率に関する研究」経済企画庁経済研究所、昭和三六年〔謄写刷〕。

(2) 各地域の職業別・要素別・産業別所得は、われわれの仮説では所与である。その形成過程をあきらかにするならば、ここでわれわれの得た移動量・収入関係の時系列変動の解明が可能となろう。