

# 労働市場のネットワーク構造

—都道府県データを用いた分析—\*

伊 佐 勝 秀

本稿では、都道府県レベルでの地域間労働移動の時系列的な動向を、移動指数に基づき、『労働市場年報』及び『雇用動向調査』を用いて分析した。その結果、『労働市場年報』ベースの指数が1990年代末以降は上昇傾向にある一方で、『雇用動向調査』ベースのそれは、ほぼ一貫して低下傾向にあることがわかった。両者の違いには、景気循環的要因のみならず、何らかの構造的な要因が影響していることが考えられる。また他方で、いずれのデータでも、地域間労働移動の時系列的な不活性化傾向が見られた。これは、日本の労働市場が地域的に分断化しつつあることの兆候である可能性がある。

## 1. はじめに

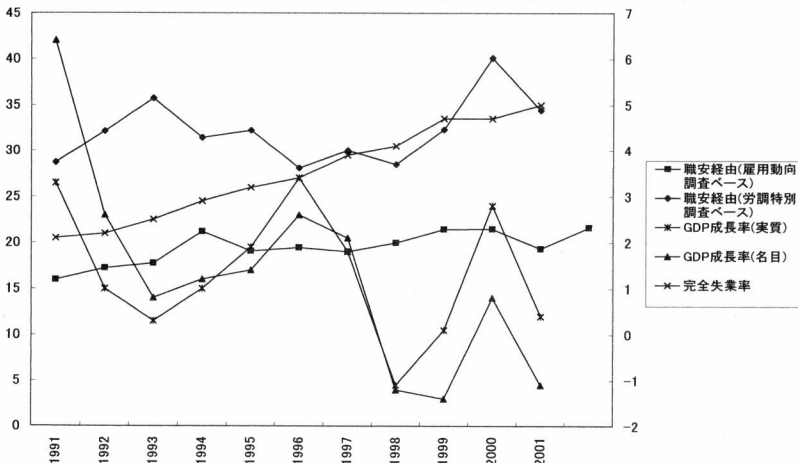
1990年代以降、日本経済の低迷が長期化する中で、入職経路としての公共職業安定所(ハローワーク)の存在意義は高まる傾向にある(図1)<sup>1)</sup>。1990年代末以降のハローワークにおける種々の情報技術(Information Technology (IT))の導入は、これを後押ししている<sup>2)</sup>。このような動向が、地域間の雇用配分に与える影響(都道府県格差を縮小させるか否か、など)については、近年重視されるようになった政策評価との関連で、注目される。

他方で近年、都道府県格差に注目が集まって

いるが、その一因として、地域間人口(労働)移動が不活性化・偏在化していることが指摘されている。例えば『国勢調査』の年齢別データを用いて、1955年から2000年の中での人口移動の動向について調べた伊藤(2004)によれば、日本の人口移動は高度経済成長期には「大都市圏集中型」の特徴を示していたが、石油危機以降は、大都市圏が流出超過、地方圏が流入超過に転換するなど、そうした特徴が薄らいでいる。また失業率、特に若年失業率の地域間格差も、地域間移動との関連で議論されている。例えば樋口(2004)は、近年の地方の失業率、とりわけ若年層の失業率が平均を上回っている背景には、

20代の若者の地元定着率の上昇(同年代の都道府県間移動率の低下と、親との同居割合の上昇)があると指摘している<sup>3)</sup>。また太田(2005)では、従来は求人が少ない県では高校新卒者の県外就職が当該県の若年失業率を抑制する効果をもっていたが、最近では全国的に若年求人が減少していることから、そうし

図1. 職安経由の入職者数の推移



た県外就職が減少していることなどを指摘している。

人的資源をはじめとする経済的資源の地域間での適度な移動は、経済全体の資源配分を均等化し、その厚生を高めると考えられる<sup>9)</sup>。その意味で、労働移動の動向、特に地域間でのそれを分析することは、重要な政策的課題と言える。

本稿では、ハローワークを通じた都道府県レベルでの地域間労働移動を、『労働市場年報』を用いて1983年から2003年に亘り時系列的に分析し、それが日本の労働市場のネットワーク構造や雇用配分に与える影響の実証を試みる。その際、労働移動に関する全国データである『雇用動向調査』との比較を、可能な限りで行う。ただし後述のように、残念ながら『雇用動向調査』は、本稿での分析には最適なデータとは言えない。また労働移動の規定要因に関しては、両調査とも十分な共変数が利用可能ではない。それ故本稿では、特に『労働市場年報』を用いた、労働移動の動向の検証が主な分析内容となる。

以下本稿では、まず第2節で、用いられる資料の説明を行う。第3節では、移動指数などを用いて日本の労働市場のネットワーク構造を時系列的に把握し、併せてGini係数を用いて地域間雇用配分の推移を観察する。また労働移動に影響を与える要因として有効求人倍率などを取り上げ、それと移動指数との連関を見る。最後に第4節で、論文の要約と本稿から得られる政策的含意及び今後の研究課題を示す。

## 2. 資料と分析方法

### 2.1 資料

用いる資料は、個々のハローワークの職業安定業務統計の積算資料として、厚生労働省職業安定局が編集している『労働市場年報』所収の、一般労働者に関する「送出地域及び受入地域別就職件数」である<sup>5)</sup>。就職件数には、学卒者やパートタイム労働者は含まれないが、建設労働者は含まれる<sup>6)</sup>。

この資料は、都道府県間での労働者の流入・流出状況を記録した、労働市場のネットワー

ク・データと見なすことができる<sup>7)</sup>。しかしこの資料では、ハローワークを経由した求職者の労働移動しか把握できない。そこでこれを補足し、入職者全体の動きを知るために、『雇用動向調査』の「都道府県、性、職歴、出身地別県内移動入職者数、他県からの流入者数及び他県への流出者数」も併せて用いる<sup>8)</sup>。同調査には全国13地域<sup>9)</sup>間での入職者の労働移動表はあるが、都道府県間での移動表は公表されていない<sup>10)</sup>。しかしながら後述のように、『雇用動向調査』を用いて都道府県間での移動動向を知る手だてはある。この点については、第3.1.3節で詳説する。

本節の最後に、2つの資料の異同等などについて触れておきたい。両資料は、以下の点でデータの範囲が異なる。まず、『雇用動向調査』は5人以上の事業所のみが調査対象だが、『労働市場年報』では特記なき限り、そのようなサンプルの裾切りはない。次に『雇用動向調査』の「入職者」は、「既就業者(転職入職者)」「学卒未就業者」及び「一般未就業者」からなる。このうち、「一般未就業者」は「入職前に1年間以上に亘って就業経験がなかった者のうち、学卒未就業者を除いた者」を指し、パートタイム労働者などがここに含まれる。他方で前述のように、『労働市場年報』の「就職件数」には、学卒者やパートタイム労働者は含まれない。最後に、本稿で取り扱う労働移動は「就職件数」及び「入職者数」ベースという意味で、ストック量というよりもフロー量としての性格が強い。

### 2.2 分析方法

前述のように、『労働市場年報』所収の「送出地域及び受入地域別就職件数」から、推移確率行列を作成する。作成手順は、以下の通り：

1. 移動表を転置する。これは、元の移動表は送出地が列、受入地が行となっており、通常の移動表とは行と列が逆になっていることによる。
2. 転置された移動表の各行を、当該行の「送出地」の行和(row sum)で除する。この操作により、各行の和(各行の「人口」または行

方向の周辺度数)は1に固定される。言い換えれば、各行は「(経験的な)確率分布」と見なすことができる。

- これを20年分作成し、その時系列的動向を見る。

上記の操作のうち、一見些細に見える2.が、以下の分析で本質的に重要な役割を果たす。移動表に含まれるセル数は2209(=47<sup>2</sup>)あり、これを逐一チェックするのは煩雑に過ぎる。そこで本稿では「移動指数」,特に Shorrocks(1978, pp.1014-5)によって提唱された、いわゆる Shorrocks 指数を用いて、地域間労働移動の動向を分析する<sup>11)</sup>。

### 3. 分析

本節では、移動表(推移確率行列)の構造特性を、移動指標などを用いて把握する。次に労働移動の結果としての地域間雇用配分(雇用配分ベクトル)の推移を、Gini 係数を用いて捉える<sup>12)</sup>。

#### 3.1 移動指数などの推移

ここでは移動指数などを用いて、労働市場のネットワーク構造を把握する。

##### 3.1.1 送出地の動向

まず、移動表の局所的な構造として、どの都道府県が送出地になっているか確認するために、対角線要素の下位10都道府県を時系列的に観察することにする(表1)。そこからは、次のような特徴を指摘できる。まず、沖縄を除けば「下位10都道府県」とは言え、いずれの年で見ても対角要素が0.5を下回っている都道府県はほとんどない。また沖縄は、ほぼ安定して最下位に名を連ねている。時期によって異なるが、沖縄からは愛知や東京などの大都市圏に多く就職している(表は省略)。

更に、1990年代半ば頃までは東北諸県、特に青森・岩手・秋田・山形が下位を占めており、これらの県の最大の移動先は東京や神奈川であった。しかしそれ以降は、埼玉・千葉・神奈川などの東京圏に属する県が下位を占めるようになっていく。これらの県の最大の移動先は東京

である。逆に東京からは、神奈川(及び1990年代後半以降は埼玉も)に比較的多く就職しているが、絶対数では多くない。また他の諸県にはほとんど就職していない(表は省略)。すなわち、移動は双方向的ではない。

このうち2点目は、沖縄の他地域との就業機会格差を反映していると考えられる。実際、沖縄における有効求人倍率は、観測期間中一貫して全国平均よりも有意に低い。また3点目については、幾つかの解釈が可能である。例えば東京の超過労働需要が周辺県からの労働供給でまかなわれるようになった可能性(東京における有効求人倍率は、観測期間中一貫して全国平均よりも有意に高い)や、首都圏での交通機関の展開により、周辺県から東京都心部へのアクセスが容易になったこと、バブル期に東京圏が拡大したことの影響が、その候補として挙げられる。更に論文の冒頭で触れたようなハローワークのIT化により、東京の求人がその周辺県に多く出され、かつ閲覧されるようになり、その結果これらの県の求職者は、当該県で求人情報を探すが、就業地としては東京圏に属する他の県が選ばれている可能性もある。この点については、第3.3節で改めて議論することにする。なおこのような動向は、他の大都市圏(大阪圏や名古屋圏)では観察されない<sup>13)</sup>。

##### 3.1.2 ゼロ要素比率の動向

次に、移動の全体的な動向を分析する。そのためにまず、移動表(もしくはそれを変換した推移確率行列)全体に占める、ゼロ要素の比率の時系列的な推移を見る(図2)。これが大きい(小さい)ほど、労働市場が結合度の強い(弱い)ネットワーク構造を有していると考えられる。

図2を見ると、同比率が時系列的に減少していることが確認できる<sup>14)</sup>。ただし、確かにゼロ要素比率は減少しているが、個々の非ゼロ要素の値は非常に小さい<sup>15)</sup>。それ故、この指標のみで労働移動の程度を測るのは危険である。そこで以下では、更に厳密に労働移動の程度を測るために、移動表の大局的な構造指標たる、移動指数の推移を見ることにする。

表 1. 送出地の動向

	1982年		1983年		1984年		1985年		1986年		1987年	
1	秋田	0.404703	秋田	0.43246	沖縄	0.472013	秋田	0.475932	秋田	0.560479	沖縄	0.583625
2	青森	0.508963	青森	0.500133	秋田	0.474905	沖縄	0.521594	青森	0.566305	青森	0.627845
3	沖縄	0.577878	沖縄	0.51131	青森	0.513477	青森	0.533836	沖縄	0.633056	秋田	0.648978
4	岩手	0.66488	岩手	0.672612	岩手	0.673896	岩手	0.675518	岩手	0.674445	岩手	0.673939
5	山形	0.70773	山形	0.736686	山形	0.761479	山形	0.76275	山形	0.807608	山形	0.83715
6	新潟	0.840796	新潟	0.843395	宮崎	0.856704	宮崎	0.841283	宮崎	0.889221	宮崎	0.885631
7	石川	0.871553	石川	0.876553	新潟	0.861838	長崎	0.870367	石川	0.891361	石川	0.894186
8	鹿児島	0.897868	宮崎	0.88288	長崎	0.872773	新潟	0.871002	長崎	0.891684	埼玉	0.903784
9	宮崎	0.903247	長崎	0.905044	石川	0.880313	鹿児島	0.883487	新潟	0.893397	新潟	0.905167
10	福井	0.906326	鹿児島	0.910473	佐賀	0.901254	石川	0.893908	鹿児島	0.910142	鹿児島	0.905596
	1988年		1989年		1990年		1991年		1992年		1993年	
1	沖縄	0.563535	沖縄	0.429116	沖縄	0.292121	沖縄	0.297001	沖縄	0.370734	沖縄	0.511357
2	青森	0.666091	青森	0.636568	青森	0.603384	青森	0.581162	青森	0.636682	岩手	0.704726
3	岩手	0.688038	岩手	0.667291	岩手	0.680663	岩手	0.654434	岩手	0.672212	青森	0.712182
4	秋田	0.701503	秋田	0.696271	秋田	0.687635	秋田	0.695258	秋田	0.750172	千葉	0.78788
5	山形	0.834091	宮崎	0.811698	宮崎	0.779809	宮崎	0.779041	千葉	0.795076	埼玉	0.797613
6	宮崎	0.859029	山形	0.817	鹿児島	0.799179	鹿児島	0.784456	埼玉	0.812034	秋田	0.811212
7	鹿児島	0.877759	鹿児島	0.837366	山形	0.799828	千葉	0.813485	鹿児島	0.852047	神奈川	0.862528
8	埼玉	0.880408	埼玉	0.860802	千葉	0.823016	埼玉	0.817147	山形	0.852685	奈良	0.872127
9	石川	0.884157	長崎	0.86588	熊本	0.830421	熊本	0.818145	宮崎	0.85472	山形	0.896565
10	千葉	0.893311	石川	0.868924	埼玉	0.832503	山形	0.824415	熊本	0.865992	石川	0.899069
	1994年		1995年		1996年		1997年		1998年		1999年	
1	沖縄	0.503945	沖縄	0.46932	沖縄	0.392531	沖縄	0.38955	沖縄	0.553114	沖縄	0.643116
2	岩手	0.720254	千葉	0.769591	千葉	0.753566	千葉	0.750789	千葉	0.746341	千葉	0.761209
3	青森	0.775064	岩手	0.770491	岩手	0.760275	埼玉	0.767562	埼玉	0.766257	埼玉	0.781156
4	埼玉	0.779004	埼玉	0.778833	埼玉	0.769056	岩手	0.775593	岩手	0.802752	奈良	0.823769
5	千葉	0.783441	青森	0.796911	青森	0.778604	青森	0.780377	神奈川	0.825411	神奈川	0.827988
6	秋田	0.842731	神奈川	0.839099	神奈川	0.830849	奈良	0.830257	青森	0.826037	岩手	0.83247
7	神奈川	0.859016	奈良	0.858987	奈良	0.849608	神奈川	0.831085	奈良	0.829898	青森	0.86097
8	奈良	0.867382	秋田	0.871046	秋田	0.864709	秋田	0.868406	佐賀	0.892719	佐賀	0.896437
9	石川	0.907287	兵庫	0.911272	熊本	0.893727	熊本	0.877015	秋田	0.897902	秋田	0.898215
10	兵庫	0.912372	宮崎	0.918636	宮崎	0.898365	宮崎	0.882283	滋賀	0.900155	滋賀	0.900606
	2000年		2001年		2002年		2003年					
1	沖縄	0.585402	沖縄	0.655	沖縄	0.648749	沖縄	0.638935				
2	千葉	0.73961	千葉	0.726699	千葉	0.718398	千葉	0.685931				
3	埼玉	0.768378	埼玉	0.745564	埼玉	0.722594	埼玉	0.686715				
4	奈良	0.801452	奈良	0.785204	奈良	0.753954	奈良	0.751613				
5	神奈川	0.828135	神奈川	0.817288	神奈川	0.796001	神奈川	0.770849				
6	岩手	0.84028	岩手	0.8519	青森	0.855799	青森	0.857717				
7	青森	0.861479	青森	0.869667	岩手	0.864369	滋賀	0.861473				
8	佐賀	0.883632	滋賀	0.875938	佐賀	0.866352	京都	0.862626				
9	兵庫	0.887614	兵庫	0.878879	滋賀	0.876021	佐賀	0.867941				
10	滋賀	0.887746	佐賀	0.880508	岐阜	0.879849	岩手	0.873599				

### 3.1.3 移動指数の推移

ここでは、推移確率行列の対角要素に関する情報を利用して、Shorrocks 指数の動向を確認する(図3)。図3からは、次のような特徴が見いだせる。

まず、指数の水準自体は低い。しかしその中でも、時系列的な変動が観察できる。具体的には、1980年代末から1990年代初頭にかけて上

昇した指数は、一旦下降した後、1990年代末から2000年代初頭にかけて再び上昇していることが確認できる。都道府県間移動指数と地域間移動指数とを比較すると、後者のほうが一貫して水準が低い<sup>16)</sup>(図4)。しかも、都道府県間移動指数の地域間移動指数に対する比をとり、その時系列的な動向を見ると、比率は拡大傾向にある。このうち1点目は、労働移動が対角線要

図2. ゼロ要素比率の動向

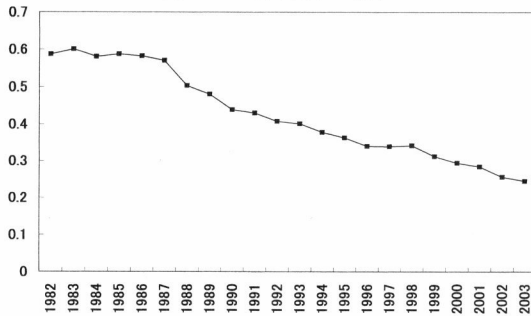


図3. Shorrocks 指数と GDP 成長率の推移

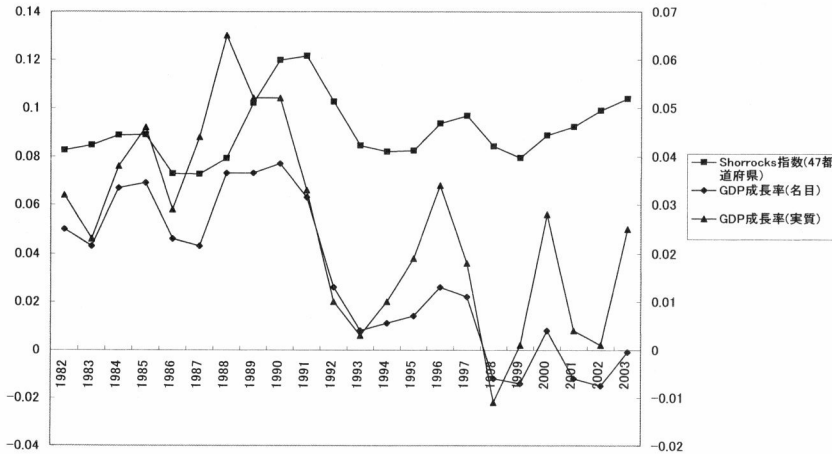
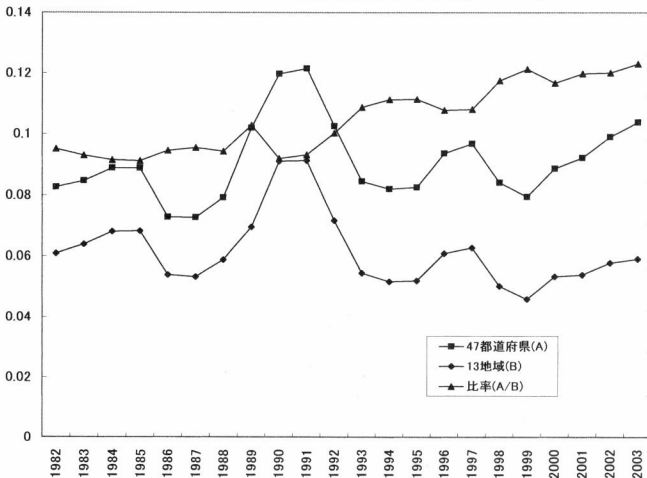


図4. Shorrocks 指数(『労働市場年報』ベース)



素及びその隣接要素に集中する傾向があることによる。また2点目は、Shorrocks 指数の構成より、この時期に求職者が自地域以外への移動を相対的に活発に行っていることを示唆している。また3点目は、47次元の推移確率行列を

13次元のそれに集計したことによるバイアス(集計バイアス(aggregation bias))<sup>17)</sup>が発生していること、及び地域間移動が相対的に不活性化している(移動距離が縮小している)ことを示唆している。

次に比較のために、『雇用動向調査』を用いた Shorrocks 指数の動向を見ることにする。Shorrocks 指数の欠点として、非対角要素の変化を反映しないという点がしばしば指摘されている。しかし言い換えればこの指数は、『雇用

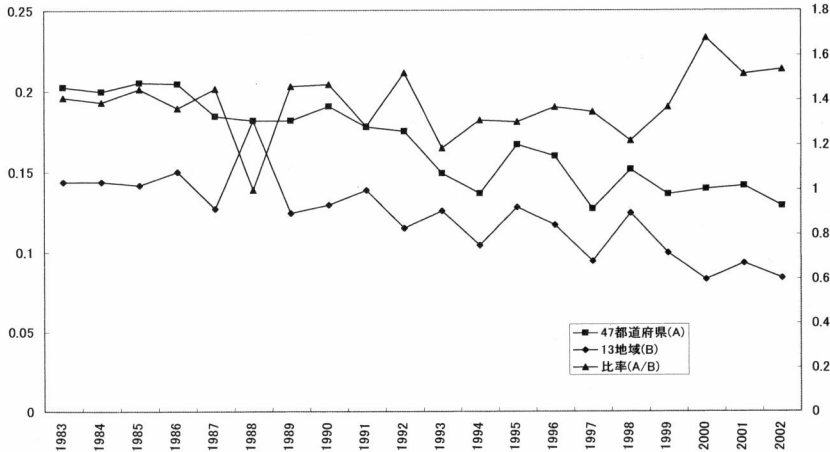
動向調査』の「都道府県、性、職歴、出身地別県内移動入職者数、他県からの流入者数及び他県への流出者数」のように、都道府県間での移動表の全データが公表されていない場合でも、対角要素に相当するデータさえわかれば算出できるという長所を持つ。そこで『雇用動向調査』ベースでの Shorrocks 指数を計算したのが図5である<sup>18)</sup>。その特徴として、以下の点を指摘できる。

まず、指数の水準は高くはないが、『労働市場年報』ベースのそれと比べると高い。また、『雇用動向調査』ベースの指数は、一定の上下動を伴いつつ低下傾向にある。特に1990年代末以降の低下は、『労働市場年報』ベースのそれと対照的である。

更に、都道府県間移動指数と地域間移動指数とを比較すると、『労働市場年報』と同様に、後者のほうが一貫して水準が低い。

これらの結果のうち、1点目については、『雇用動向調査』の「入職者」には学卒者やパートタイム労働者が含まれることや、ハローワーク以外の経路を通じて入職した者も含まれていることなどが影響している可能性がある<sup>19)</sup>。また

図5. Shorrocks 指数(『雇用動向調査』ベース)



2点目の、指数の時系列的な変動の理由としては、景気循環的要因が考えられる。すなわち、労働移動は景気順応的(procyclical)に行われるという解釈である<sup>20)</sup>。しかしこの解釈では、1990年代末から2000年代初頭にかけてGDP成長率が低下している中で、特に『労働市場年報』ベースの指数の上昇傾向は説明できない。

そこで構造変化的な他の要因として、例えばハローワークの情報化の影響が考えられる。冒頭でも触れたように、1990年代末以降のハローワークにおけるIT化の動向には、目覚ましいものがある。これは求職者にとっての求人情報集合の拡大、及び求人情報の探索費用を低減する効果をもたらし、労働移動を活性化させているのかもしれない。ただし、これとは異なる解釈も考えられる。この点については、第3.3節で後述する。

3点目については、集計バイアスの発生と地域間移動の不活性化という、『労働市場年報』ベースの指数と同様の指摘ができる。

### 3.2 地域間雇用配分の推移

本節では、労働移動の結果としての地域間雇用配分の推移を見る。その尺度として、Gini係数による評価も行う。また、ハローワークを通じた雇用配分に何らかの偏りがあるかどうかをチェックするために、『雇用動向調査』との間の時系列的な関連を、順位相関係数で調べる。

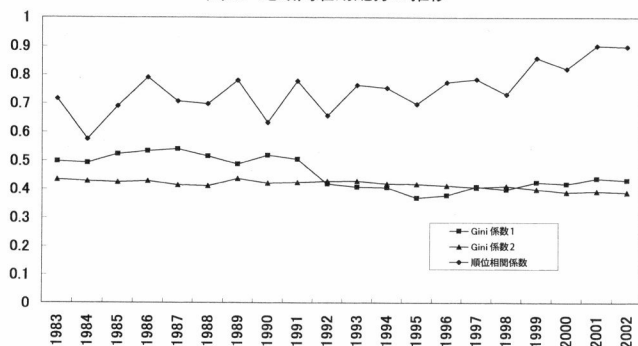
まず、地域間雇用配分の推移を見ると、次の

ような特徴が浮かび上がる。図表は省略するが、『労働市場年報』(2002年)によれば、雇用配分の上位に名を連ねているのは、北海道(13.4%)、東京(6.4%)、大阪(6.3%)、福岡(4.0%)、兵庫(3.8%)の都道府県である。中でも北海道のシェアの大きさは際だっている。このパターンは、1980年代以降変わっていない<sup>21)</sup>。これに対して同年の『雇用動向調査』で上位に名を連ねているのは、東京(12.2%)、愛知(6.2%)、北海道(6.0%)、大阪(5.4%)、福岡(4.6%)の都道府県である。このような雇用配分の違いの理由としては、地域による産業構造の違いなどにより、ハローワーク・サービスの利用度の違いがあることが考えられる<sup>22)</sup>。

次にGini係数の時系列的な動向を見る(図6)と、『雇用動向調査』ベース(Gini係数1)では0.369から0.541の間で変動が見られる。より詳しく見ると、具体的には、1995年に底を打った後、わずかずつではあるが上昇しつつあるという、時系列的な変動が観察できる。他方『労働市場年報』ベース(Gini係数2)では0.388から0.437の間で変動しており、変動はより小さい。これを見る限り、ハローワークが雇用配分に大きな偏りを示しているとは言えない。

次に、ハローワークにおける「標本選択バイアス」の可能性を見るため、地域間雇用配分に関する順位相関係数(Spearman's  $\rho$ )の時系列的な動向を調べる。仮にハローワークを通じて就職する者に移動性向の高い者が多ければ、2

図 6. 地域間雇用配分の推移



つの雇用配分パターンの相関は低くなると考えられる。グラフ(図6)を見ると、順位相関係数は上下動を示しつつ、時系列的には上昇傾向にある。これを見る限り、北海道など一部の地域を除けば、ハローワークを通じた雇用配分が日本全体でのそれから大きく乖離を示しているとは言えない。ただし、雇用配分の他の側面を見ると、例えば職種については生産職などへの偏りがあり、管理職や専門技術職の分野ではハローワークの雇用配分機能は十分機能していないとも言われる<sup>23)</sup>。本稿では資料の限界から、この点に関する踏み込んだ分析はできない。

### 3.3 他の変数との連関

本節では、ここまでの結果を踏まえて、推移確率行列の変動要因に関する、予備的な分析を試みる。労働移動に影響を与える要因としては、第3.1.1節で取り上げたものも含めて、

#### 1. 労働需要側の要因

- ・他地域との賃金格差
- ・他地域との就業機会格差
- ・当該地域での産業構造や、事業所の立地状況

#### 2. 労働供給側の要因

- ・家族的理由(親との同居率の上昇など)<sup>24)</sup>
- ・移動性向の高い求職者の比率の上昇

#### 3. その他の要因

- ・ハローワークにおけるIT化投資量
- ・公共投資額の増減
- ・地域間交通手段の整備状況

など、様々なものが考えられる。残念ながら、『労働市場年報』では、これらの多くの変数、例

えば他地域との賃金格差に関する時給などが共変数として利用可能ではない。また本稿では、求職者に関するマイクロデータも利用可能ではない。

ただし2.のうち、求職者の移動性向の変化の可能性については、『労働市場年報』でもある程度は検証できる。前節で述べたように、ハローワークを通じた雇用配分は日本全体でのそれから大きく乖離しているとは言えないという意味で、ハローワーク経由の就職者に特に移動性向の高い者が多いとは言えない。この点を、『労働市場年報』の就職者ベースでの平均年齢や雇用形態の構成比を通じて更に詳しく見ることにする。

『国勢調査』の調査結果などによれば、年齢別移動率は20歳代後半から30歳代前半が最も活発であることが知られている(田原(2005))。言い換えれば、移動は年齢依存的な(age-dependent)イベントという性格を有している。そこで『労働市場年報』に基づき1987年から2002年の間で、就職者の平均年齢の推移を見たところ、35.27歳から37.13歳へと、2歳近く上昇している。また、「足の早い労働者」として、臨時・季節労働者の占める比率を時系列的に見ても、バブル末期を除けば、ほぼ単調に減少している<sup>25)</sup>。それ故、上記要因のうち、「移動性向」の高い労働者の比率の高まりが、サンプル全体の移動率を押し上げているとは(『労働市場年報』のサンプル特性が『国勢調査』で確認されるような母集団特性から大きく乖離していない限り)考えにくい。

ここでは更に1.のうち、他地域との就業機会格差に関する指標として、同じ『労働市場年報』から得られる、有効求人倍率とShorrocks指数との連関を見る。

直観的には、他地域との就業機会格差が広がると、よりよい就業機会を求めて、労働移動が活発になりやすいと考えられる。そこでここでは、有効求人倍率の全国平均値に加えて、その標準偏差、及び変動係数との相関を見た。

それによれば、Shorrocks指数との間に最も

強い相関が見られたのは、有効求人倍率の全国平均値で、相関係数は0.4720で、5%水準で有意であった。他方で、有効求人倍率の標準偏差や変動係数との間には、有意な相関は見られなかった。

ただし前述のように、現時点では他のデータが利用可能ではないため、ここでの分析はあくまで試論的なものに止まる。他のデータをも用いた、より本格的な検証は他日を期したい<sup>26)</sup>。

#### 4. おわりに

##### 4.1 要約

本稿では、ハローワークを通じた都道府県レベルでの地域間労働移動を、『労働市場年報』及び『雇用動向調査』を用いて時系列的に分析し、それが日本の労働市場のネットワーク構造や雇用配分効果に与える影響を分析した。得られた結果を要約すると、以下のようになる。

まず、1990年代の半ば頃以降、埼玉・千葉・神奈川の東京圏に属する県が東京に対する送出处になっている(推移確率行列の対角線要素が小さい)。これは、ハローワークのIT化により、東京の求人がその周辺県に多く出され、かつ閲覧されるようになり、その結果これらの県の求職者は、当該県で求人情報を探すが、東京圏の他の県(特に東京)が就業地として選ばれているためと解釈できる。またこのような動向は、他の大都市圏(大阪圏や名古屋圏)では観察されない。また、推移確率行列全体に占める、ゼロ要素の比率は時系列的に減少している。ただし、個々の非ゼロ要素の値は非常に小さい。

次に、労働移動の活発さを示すShorrocks指数は、水準自体は高くはないが、『労働市場年報』ベースの指数と『雇用動向調査』ベースのそれとの間には、時系列的な動向に違いが見られる。すなわち、後者が一定の上下動を伴いつつ低下傾向にあるのに対して、前者は1980年代末から1990年代初頭にかけて上昇し、一旦下降した後、1990年代末から2000年代初頭にかけて再び上昇している。この違いには、景気循環的要因のみならず、例えばハローワークの情報化のような、構造变化的な要因が影響して

いることが考えられる。ただし、この点を検証するにはハローワークにおけるIT化投資量など、より詳細なデータが必要になる。また地域間移動指数は、都道府県間移動指数より一貫して低い水準にあり、しかも後者は前者よりも低下する傾向にある。これらは各々、集計バイアスと地域間移動の不活性化によるものと考えられる。

地域間雇用配分の推移を見ると、『労働市場年報』ベースでは、北海道のシェアの大きさが際だっている。これには、地域によってハローワーク・サービスの利用度の違いがあると考えられる。また雇用配分のGini係数や、『労働市場年報』ベース及び『雇用動向調査』ベースの雇用配分の順位相関係数の時系列的な動向を見る限りでは、ハローワークを通じた雇用配分が、日本全体でのそれから大きく乖離している証拠はない。ただし、職種など他の側面では、ハローワークの雇用配分機能が十分機能していない可能性は残る。

最後に、推移確率行列の変動の規定要因に関しては、労働供給側の要因として、「移動性向」の高い労働者の比率の高まりが、サンプル全体の移動率を押し上げているという証拠は確認できない。また労働需要側の要因として有効求人倍率の全国平均値を取り上げ、Shorrocks指数との間の相関を見たところ、正に有意な相関が見られた。ただし、これらはあくまで予備的な分析に止まる。

以上の分析結果から、日本の労働市場の過去20年間における変化を、ネットワーク構造という観点からまとめるならば、ネットワークの範囲は拡大(ゼロ要素比率の低下)しながらも、その結合の度合いは弱く(個々の非ゼロ要素の値は小さく、かつ地域同移動は低下傾向にある)、しかも結合度には地域的なばらつきがある(移動は東京圏などの特定の地域で顕著)、ということになるだろう。

##### 4.2 政策的含意

これらの分析結果からは、次のような政策的含意が得られる。前述のように、ハローワーク



を經由した労働移動は、近年活発化する傾向にある。これは特に東京圏の内部で顕著であるが、他の地域ではこうした傾向は見られない。このことは、地域間での労働移動の低下傾向と併せて考えると、日本の地域労働市場が分断化しつつあることの兆候である可能性がある。冒頭でも触れたように、労働(人口)移動は、経済成長や所得分配などにも大きな影響を及ぼす。それ故このような現象は、他の条件を一定とすれば、経済成長の鈍化や資源配分の不均等化等を通じて、経済全体の厚生を低下させるおそれもある。その原因の究明には、より長期に亘る移動指標の作成や、推移確率行列の変動要因に関する詳細な分析、更には労働(人口)移動が他の結果変数(所得分配など)に与える影響の分析などが必要になる。これらの作業は、今後の研究課題としたい。

なおそうした分析のためには、『雇用動向調査』と『労働市場年報』とを直接比較できるような統計資料が利用可能であることが望ましい。例えば『雇用動向調査』でも、『労働市場年報』のような都道府県間での労働移動表が、入職経路別に特別集計などの形で利用できれば、ハローワークを經由することで、どこからどこへ移動しているのか、またその結果として、都道府県間で偏りのない雇用配分が実現しているか否か、など、雇用政策の効果の把握が可能になると考えられる。政策評価の重要性が指摘される中、今後このようなデータが広く公開される必要があるであろう。

(一橋大学経済研究所)

### 補論1：移動指数

推移確率行列  $P$  の構造を特徴付ける測度として、移動指数(mobility index)  $M(P)$  がある。移動指数は、行列をスカラーに移す写像(Geweke, Marshall and Zarkin(1986, p. 1407)), もしくは一定の集計規則に基づき、確率分布(=行列の各行)上の局所的な変化を大域的(かつ有界)なスカラー値に変換する写像(Schluter and Trede(2003), p. 1314)と見なすことができる。Shorrocks(1978, pp. 1014-5)は、移動指数  $M(P)$

が満たすべき性質として、

1. 規準化 ( $M$ ) (normalization)

$$M(P) \in [0, 1]$$

2. 単調性 ( $M$ ) (monotonicity):

$$P > P' \Rightarrow M(P) > M(P')$$

3. 無移動 ( $I$ ) (immobility):

$$M(I) = 0 (I \text{ は単位行列})$$

4. 完全移動 ( $PM$ ) (perfect mobility):

$$M(P) = 1$$

という4つの公理<sup>27)</sup>を設定し、これらを満たす移動指数をいくつか導出している。そのような移動指数の1つに、いわゆる Shorrocks 指数(Shorrocks(1978, p. 1017))がある。これは、観測される推移確率行列と無移動状態を表す単位行列との「距離」を要素毎の絶対偏差で表した上で全要素を足し合わせたもので、 $\chi^2$  統計量と同じ構造を有する<sup>28)</sup>。その導出方法を以下に示す(推移確率行列の次元を  $q$  とする)<sup>29)</sup>。

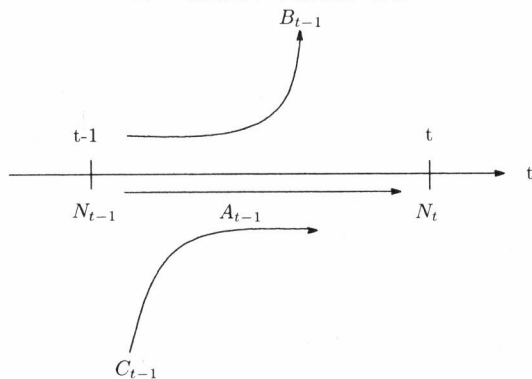
$$\begin{aligned} m &= \sum_i \sum_j |p_{ij} - \delta_{ij}| & (1) \\ &= \sum_i \left[ \sum_{j \neq i} |p_{ij} + (1 - p_{ij})| \right] \\ &= \sum_i [1 - p_{ii} + (1 - p_{ii})] \\ &= \sum_i [2(1 - p_{ii})] \\ &= [2(q - trP)] & (2) \end{aligned}$$

ここで、 $\delta_{ij}$  はクロネッカーのデルタ(Kronecker delta)である。2番目の等号は、絶対値関数  $|\cdot|$  の性質より従う。また3番目の等号は、推移確率行列の行和条件(row sum condition;  $\sum_j p_{ij} = 1$ )による。 $q$ 次元の推移確率行列では、完全無移動(perfect immobility)状態では  $P$  は同じ次数の単位行列と一致し、 $trP = q$  となる。また  $P$  が1次のマルコフ連鎖<sup>30)</sup>に従う場合には、長期均衡状態としての完全移動(perfect mobility)状態では、全ての行が等しい行列になる。この時、 $trP = 1$  である。つまり、 $m \in [0, 2(q-1)]$  となる。Shorrocksの第1公理「規準化」を満たすようにするために、(2)に  $\frac{1}{2(q-1)}$  を乗じれば

$$m = \frac{q - trP}{q - 1} & (3)$$

が得られる<sup>31)</sup>。上述の4つの公理のうち第4公理は、準最大対角要素(quasi maximal diagonal)という仮定が満たされていれば、 $m \in [0, 1]$  となり、満たされる(Shorrocks(1978, pp. 1017))<sup>32)</sup>。見られるように、構造形たる(1)から誘導形(3)を導出する上では、 $P$  の非負性と行和条件が本質的

図7. 職安経由の入職者数の推移



な役割を演じている<sup>33)</sup>。

なお、Shorrocks 指数などの移動指数に関するサーベイ論文として Maasoumi (1998) が、また Shorrocks 指数などの移動指数を日本の地域別データに適用した論文に、Kawagoe (1999) があ

#### 補論 2: 『雇用動向調査』を用いた移動指数 の計算手続き

記号を

- $N_{it}$ : 第  $t$  時点での第  $i$  県での雇用ストック
- $A_{it}$ : 第  $t$  時点での第  $i$  県に留まる人数(「県内移動」)
- $B_{it}$ : 第  $t$  時点での第  $i$  県から他県への流出人数(「他県への流出」)
- $C_{it}$ : 第  $t$  時点での他県から第  $i$  県への流入人数(「他県からの流入」)

のように定める。この時、

$$N_{t-1,i} = A_{t-1,i} + B_{t-1,i} \quad (4)$$

$$N_{t,i} = A_{t-1,i} + C_{t-1,i} \quad (5)$$

という関係が成立する(図7参照)。これより、第  $t-1$  時点から第  $t$  時点にかけての移動を示す、推移確率行列の対角要素は

$$P_{t,i,i} = \frac{A_{t-1,i}}{N_{t-1,i}} \left( = \frac{A_{t-1,i}}{A_{t-1,i} + C_{t-1,i}} \right) \quad (6)$$

と計算できる。この総和をとれば元の移動表の trace が復元され、Shorrocks 指数を計算できる。

#### 注

\* 本稿の作成に当たり、加納悟教授(一橋大学経済研究所)からは、文献に関する示唆を頂いた。本稿の草稿に当たる、日本経済学会 2005 年度春季大会(於京都産業大学)での報告論文に対しては、コメントターの井口泰教授(関西学院大学経済学部)から詳細な

コメントを頂いた。また、一橋大学経済研究所の定例研究会(2005年10月5日)での報告論文に対しても、参加された先生方から多くのコメントを頂いた。更に『経済研究』の匿名レフェリーからは、用いられる資料の性質や相違点、分析結果の解釈などについて、適切なコメントを頂いた。これらの先生方のコメントにより、草稿段階での多くの問題点や誤りを改善できた。特に井口教授からは、資料の問題点などに関して多くの専門的なご指摘を受けた。また厚生労働省職業安定局雇用政策課調査係及び同省大臣官房統計情報部雇用統計課の方々には、資料の問い合わせなどでお世話になった。これらの方々に、記して謝意を表したい。勿論、なおありうべき誤りは全て筆者の責に帰する。

1) 『雇用動向調査』(2001年度)によれば、入職経路別入職者数で見ると、ハローワーク経由は19.30%に過ぎない。他方で『労働力調査特別調査』(平成13年)によれば、「主な求職方法別完全失業者」ではハローワークは求人誌(35.7%)に次いで34.5%である(単一回答。複数回答では、ハローワークは50.6%(求人誌(64.3%)の次)。また中村(2002)では、『雇用動向調査』の既就業者の転職入職者数で『職業安定業務統計』の就職件数を除した数値を「公共職業安定所経由率」と定義し、それが有効求人倍率との間で逆相関していることが指摘されている。

2) ハローワークにおけるIT化の動向については、例えば伊佐(2004)を参照されたい。そこでも触れたように、ハローワークにおいては1990年代末以前から種々のIT化が行われている。「総合的雇用情報システム」を利用した、ハローワーク管内を超えた求人情報の提供(「広域求人」)はその一例である。しかし1990年代末以降のそれは、インターネットなどの普及を背景に、求職者が求人情報に直接アクセスできる機会を飛躍的に拡大したという点で、それ以前とは一線を画する。

3) 『経済財政白書』(2004年, p.123)でも、都道府県別データによる労働移動と失業率の関係を調べた結果、2000年時点で両者の相関関係がほとんど消えていることを見いだしている。

4) 例えば吉川(1992, pp.82-83)は、高度成長期には農村から都市部への人口移動が、内需の拡大を通じて経済成長を促進したことを強調している。またこの時期には、地域間所得格差は低下傾向にあった(綿貫(1984))。

5) ここで「一般労働者」とは、「常用及び臨時・季節を合わせたもの」をいう。また常用(労働)と臨時・季節(労働)とは各々、「雇用契約において雇用期間の定めがないか又は4か月以上の雇用期間が定められているもの(季節労働を除く)」、「雇用契約において1か月以上4か月未満の雇用契約期間が定められている仕事(労働)」、「季節的な労働需要に対し、又は季節的な余暇を利用して一定の期間(4か月未満、4か月以上の別を問わない)を定めて就労(労働)するもの」をいう。

6) 学卒者については、職業安定局が別途編集している『新規学卒者の労働市場』で扱われているが、本稿では分析対象とされていない。ちなみに文部科学省『学校基本調査報告書』の「出身高校の所在地別入学者数」を用いて、高卒者の地域間労働移動の動向を調

べた猿渡(1997)によれば、1985年以降、県外就職率が低下する一方で、地方圏内での移動が活発化している。他方、『労働市場年報』ではパートタイム労働者の地域間労働移動の態様は不明だが、それが就職件数に占める比率はわかる。それによれば、1983年度には7%程度であったものが1991年度以降は急速に上昇し、2003年度で30%を超えるに至っている。仮にパートタイム労働者と一般労働者との間に移動性向の差がなければ、後述の移動指数(Shorrocks指数)の計算において、パートタイム労働者を除いたデータを用いても分析結果にバイアスは生じないことを、簡単な計算により示すことができる。しかしながら、もしパートタイム労働者のほうが一般労働者よりも移動性向が低いとすれば、パートタイム労働者を除外した移動指数は上方バイアスを含む。逆に、例えば県境でのパートタイム労働者の移動(例えば埼玉で求人情報を見つけ、東京で就業する場合)が相対的に活発化していれば、下方バイアスが発生しうる。

7) ネットワーク・データ(network data)とは、要素間の取引関係を表すデータを指し、関係データ(relational data)とも言われる。ここでは都道府県が「要素」に、労働移動が「取引関係」に当たる。経済学における代表的なネットワーク・データとしては、産業間での投入・産出状況を記述している産業連関表がある。なお本稿でいう「ネットワーク」とは、グラフ理論でいうところの「重み付き有向グラフ(weighted digraph)」、つまり「向き(direction)と強度(weight)を有する線分で結ばれた点の集合」を意味する。このようなグラフは、(重み付き)隣接行列(incidence matrix)を用いて代数的に表現可能であることが知られている。本稿で以下に扱う移動表(もしくは推移確率行列)は、後者の隣接行列に相当する。これらの概念の詳細については、例えば金光(2003)を参照されたい。

8) ここで「入職者」は、「調査対象期間中に事業所が新たに採用した者のことをいい、他企業からの出向者・出向復帰者を含み、同一企業内の他事業所からの転入者を除く。なお、調査対象期間中に常用労働者の定義に該当するようになった者及び定年で退職し、引き続き嘱託・臨時等として雇用された者を含む」と定義される。

9) 『雇用動向調査』では、47都道府県を次の13ブロックに区分している。  
北海道、東北(青森・岩手・宮城・秋田・山形・福島)、北関東(茨城・栃木・群馬・山梨・長野)、南関東(埼玉・千葉・東京・神奈川)、北陸(新潟・富山・石川・福井)、東海(岐阜・静岡・愛知・三重)、近畿(滋賀・奈良・和歌山)、京阪神(京都・大阪・兵庫)、山陰(鳥取・島根)、山陽(岡山・広島・山口)、四国(徳島・香川・愛媛・高知)、北九州(福岡・佐賀・長崎・大分)、南九州(熊本・宮崎・鹿児島・沖縄)。

10) 筆者の知る限り、1969年に『雇用動向調査都道府県別結果表』として特別集計(部内資料)がなされているが、その後同様の資料は作成されていない。

11) 移動指数に関しては、補論を参照されたい。

12) なお以下のデータ分析に当たっては、Excel VBA(Excel 2003にて動作確認済み)及びStata(ver-

sion 8)を用いた。具体的には、前者により移動表の転置及び推移確率行列への変換を、また後者により移動指数に関する各種計算を行った。

13) 人口移動に関しても、同様の傾向が見られる。『住民基本台帳人口移動報告』に基づき三大都市圏(東京圏・大阪圏・名古屋圏)の純移動(＝転入-転出)の推移を見ると、1980年代以降は東京圏の純移動でほとんど説明されるようになってきている(石川(2001, p. 15))。

14) この結果について、「隣接県への移動が増加したことの反映にすぎないのではないか」という疑問があるかもしれない。しかし、ここで扱っているデータは地域メッシュ・データではなく、推移確率行列データである点に注意されたい。もし隣接県への移動のみが増加していたら、対角要素及びその隣接要素が非ゼロになるのみで、全体的にはなお多くのゼロ要素が残存するはずである。

15) 対角要素を除いて、推移確率行列に含まれる非零要素の平均値を計算すると、期間中の平均値は0.0026であった。これは、(1に規準化されている)各都道府県の移動人口のうち、他の都道府県に移動する者の占める比率が0.3%にも満たないことを意味する。

16) 『労働市場年報』では、13地域別の移動表は利用できない。そのため同表の作成に当たっては、筆者が独自に作成したExcelVBAマクロ(Excel 2003にて動作確認済み)を用いた。

17) 正確には「空間集計バイアス(spatial aggregation bias)」と呼ばれる。一国の労働市場が、地域内移動は活発だが、地域間移動が皆無であるような「ブロック対角(block diagonal)」構造を持つ極端な場合には、このような「空間集計」によって、移動指数はゼロに退化する。空間集計問題は近年、集計マッチング関数の実証研究などでも注目を集めている。例えばPetrongolo and Pissarides(2001, pp. 422-424)を参照されたい。

18) 詳しい計算手続きに関しては、補論を参照されたい。

19) 『雇用動向調査』では、常用入職者の入職経路として「職安」に加えて、「縁故」「広告等」「前の会社」「出向、出向先からの復帰」(1988年より)「学校」「民営」(1999年より)が含まれる。なおインターネット・パソコン通信上の求人情報をみて応募した場合は、「広告等」に含まれる。

20) 例えば「仕事をしながらの職探し(On the Job Search(OJS))」は、景気循環の上昇曲面で活発化する傾向があることが、海外での理論的・実証的研究により明らかにされている(Petrongolo and Pissarides(2001, pp. 413-420))。

21) ただし、北海道のシェアは1982年の22.1%から、漸減傾向にある。

22) 例えば北海道や福岡は、産地地域自治体を多く抱えている。また職安(ハローワーク)依存度には業種や職種だけでなく、地域性もあることは、猪木(1984)で既に指摘されている。

23) 『雇用動向調査』で職種別の職安(ハローワーク)入職の動向を1991年及び2001年の2時点間でみると、生産労務や事務、運輸・通信職で職安入職の割合が多い(永野(2002, pp. 13-14))。ただしその中でも、

専門技術職については増加傾向が見られる。

24) 前述のように、伊藤(2004)や樋口(2004)でこの点が指摘されている。

25) このことは、第3.1.1節で確認したように、1990年代半ば以降、東北諸県が送出地としての機能を弱めていった事実と符合している。ただし前述のように、建設労働者に関してはデータが利用可能ではない。

26) また3.のうち、公共投資額の増減については、都道府県毎の行政投資額(国および地方公共団体によって支出される公共事業費にほぼ該当)が、地域政策研究会編『行政投資』から利用できる。そこで、その指数表示の値(昭和50年=100)の変動係数と、移動指数との間の相関を計算した。その結果、符号は一貫して負だが、有意性は安定していない。ただし、この結果の経済学的な解釈は容易ではない。この点についても、推定手法の改善を含めて、今後の研究課題とした。

27) このうち第2公理の「単調性」とは、非対角要素の動向に注目して、「 $p_{ij} \geq p'_{ij} \forall i \neq j$ かつ $p_{ij} > p'_{ij} \exists i \neq j$ なる時、 $P > P'$ 」と定義される(Shorrocks(1978, p. 1015))が、自明な定義とは言えない。実際、「単調性」を異なった形式で表現する試みもある(Conlisk(1990, p. 174))。またShorrocksはこの他に、期間整合性(period consistency)と期間不変性(period invariance)という2つの公理を付け加えているが、ここでは触れない。

28) この指数の原型は、Prais(1955)によって示されている。なおShorrocksは、不平等指数に基づく別の移動指数も提唱している(Shorrocks(1978))。現在では、本稿で用いるShorrocks指数より、寧ろこちらのShorrocks指数のほうが主要な研究対象となっている(例えばSchluter and Trede(2003))。ただしこの指数は、所得階級間の移動のような、行・列が昇順もしくは降順で配置されているような順序データ(ordered data)に関して適用される。本稿で用いられるデータは非順序データなので、この指数は適用できない。

29) Bartholomew(1996, pp. 83-84)にも簡単な導出方法が述べられているが、必ずしもわかりやしくない。

30) 離散確率変数の条件付確率が、その1期前の実現値のみに依存して決まる、つまり $Pr(x_t | x_0, x_1, x_2, \dots, x_{t-1}) = Pr(x_t | x_{t-1})$ と表現できる時、 $x_t$ は1次のマルコフ連鎖に従うという(Lee, Judge and Zellner(1977, p. 18))。

31) 指数の基準化には、サイズの異なる行列の比較を可能にするという利点がある。なお1次のマルコフ性の仮定は、 $m \in [0, 1]$ となるための十分条件ではあるが、必要条件ではない。Shorrocks(1978, p. 1017)は、推移確率行列が「準最大対角要素(quasi maximal diagonal)」を持つ、すなわち

$$\mu_i p_{ii} \geq \mu_j p_{ij} \quad (7)$$

となるような正数 $\mu_1, \dots, \mu_n (\forall i, j)$ が存在するという仮定が満たされている場合には、 $m \in [0, 1]$ なることを示している。また推移確率行列が「最大対角要素(maximal diagonal)」を持つ、すなわち

$$p_{ii} \geq p_{ij} (\forall i, j) \quad (8)$$

という、より強い仮定を満たしていれば、1次のマルコフ性の仮定が満たされなくても $m \in [0, 1]$ となることが保証される。実際、(8)の両辺の和をとれば、

$$\sum_i P_{ii} = trP \geq \sum_i p_{ii} = 1$$

これと、 $q \leq trP$ 及び(3)とを合わせれば、 $m \in [0, 1]$ が得られる。

32) ただし、何を以て「完全移動」とするかは、それほど自明ではない。 $trP \in [0, q]$ より $sup 2(q - trP) = 2q$ となる。よって $trP = 0$ (誰も自地域に残らない状態)を「完全移動」状態と考えれば、(3)は

$$m' = \frac{q - trP}{q}$$

と書き直される。ただし、 $m$ と $m'$ の間には $m = \frac{q}{q-1} m'$ という関係式が成立し、 $q$ が十分大きければ両者は等しいと見なせる。よって本稿では、元々のShorrocks指数を用いて分析を行っている。

33) なお

$$\begin{aligned} m &= \frac{q - trP}{q - 1} \\ &= \frac{q}{q - 1} - \frac{trP}{q - 1} \\ &\equiv \alpha + \beta trP \end{aligned} \quad (9)$$

であるから、 $m$ は $trP$ のアフィン変換として理解できる。言い換えればこの指数は、移動表の全データが公表されていない場合でも、対角要素に相当するデータさえわかれば算出できる。また $m$ は $trP$ に関して線形かつ単調減少だから、 $trP$ の最大(小)値と $m$ の最小(大)値とは一対一対応の関係にある。

## 参 考 文 献

- 樋口美雄(2004)「地方の失業率上昇の裏に若年の地元定着増加あり」『週刊ダイヤモンド』Vol. 52, No. 12, p. 25.
- 猪木武徳(1984)「入職経路と労働市場の構造——公共職安の役割——」, pp. 33-51, 小池編著(1984)所収, 伊佐勝秀(2004)「IT化時代における公共職業紹介サービスの課題」『経済構造の変化と労働市場に関する調査研究報告書』(財団法人統計研究会)所収, pp. 213-232.
- 石川義孝(編)(1992)『人口移動転換の研究』京都大学学術出版会.
- 伊藤薫(2004)「経済の地域間格差と国内人口移動」『統計』Vol. 55, No. 11, pp. 2-7.
- 金光淳(2003)『社会ネットワーク分析の基礎——社会的関係資本論にむけて』勁草書房.
- 小池和男(編)(1984)『現代の失業』同文館出版.
- 永野知子(2002)「職安を中心とする入職経路のあり方について」『労働統計調査月報』Vol. 54, No. 11, pp. 10-19.
- 中村二郎(2002)「転職支援システムとしての公的職業紹介機能」『日本労働研究雑誌』No. 506, pp. 26-37.
- 太田聡一(2005)「地域の中の若年雇用問題」『日本労働研究雑誌』No. 539, pp. 17-33.
- 猿渡潔枝(1997)「新規高卒就職者の地域間移動-1965年から1994年の変化」『経済論究』(九州大学大学院経済学会)No. 98, pp. 77-93.

- 田原裕子(2005)「高齢人口移動——2000年国勢調査にみる近年の動向——」『統計』, No. 98, pp. 14-19.
- 綿貫伸一郎(1984)『所得不平等と地域格差』大阪府立大学経済研究叢書(第59冊).
- 吉川洋(1992)『日本経済とマクロ経済学』東洋経済新報社.
- Bartholomew, David J. (1996) *The Statistical Approach to Social Measurement*, Academic Press.
- Conlisk, John (1990) "Monotone mobility matrices," *The Journal of Mathematical Sociology*, Vol. 15, No. 3-4, pp. 173-191.
- Geweke, John, Robert C., Marshall and Gary A., Zarkin (1986) "Mobility Indices in Continuous Time Markov Chains," *Econometrica*, Vol. 54, No. 6, pp. 1407-1423.
- Kawagoe, Masaaki (1999) "Regional Dynamics in Japan: A Reexamination of Barro Regressions," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 13, No. 1, pp. 61-72.
- Lee, T. C., G. G. Judge and A. Zellner (1977) *Estimating the Parameters of the Markov Probability Model from Aggregate Time Series Data*, Amsterdam: North-Holland Pub. Co., 2nd, rev. edition.
- Maasoumi, Esfandiar (1998) "On mobility," in Ullah, Aman and David E. A. Giles eds. *Handbook of Applied Economic Statistics*. (Statistics. Textbooks and Monographs, Vol. 155.) Dekker, 1998, chapter 5.
- Petrongolo, Barbara and Pissarides, Christopher A (2001) "Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function," *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, No. 2, pp. 390-431.
- Prais, S. J. (1955) "Measuring Social Mobility," *Journal of the Royal Statistical Society (Series A)*, No. 188, pp. 56-66.
- Schluter, Christian and Trede, Mark (2003) "Local versus Global Assessment of Mobility," *International Economic Review*, Vol. 44, No. 4, pp. 1313-1335.
- Shorrocks, A. F. (1978) "The Measurement of Mobility," *Econometrica*, Vol. 46, No. 5, pp. 1013-1024.
- Shorrocks, A. F. (1978) "Income Inequality and Income Mobility," *Journal of Economic Theory*, Vol. 9, No. 2, pp. 376-393.

## 農業経済研究 第77巻第3号

(発売中)

食料自給率の変容と展望—資源利用転換の軌跡から—  
——2005年度大会討論会報告——

会長挨拶 ..... 岩本純明  
 座長解題 ..... 永木正和

## 《報告》

食料需給構造と自給率の低下 ..... 茅野甚治郎  
 戦後小麦政策と小麦の需給・生産 ..... 横山英信  
 自給飼料生産と土地利用型畜産 ..... 矢坂雅充  
 低食料自給率下における地産地消 ..... 野見山敏雄

——その意義と課題——

コメント ..... 正源寺眞一, 近藤 巧, 福田 晋  
 合同討論  
 座長総括 ..... 永木正和  
 閉会挨拶 ..... 長南史男

## 《会報》

編集委員会だより