

## 97. 壮年者人口移動における世代間バランスの影響

### Effect of Inter-generational Balance on Middle-age Migration

奥村 誠\*・大窪 和明\*\*  
Okumura Makoto\*, Okubo Kazuaki\*\*

Research of migration model has so far explained movement of the younger age group mainly using income disparity, job opportunity difference, etc. About elderly people's migration, models based on the service level of daily living and the amenity including medical facilities have also been made recently. However for the middle age generation's migration model, no standardized explanation factors have been proposed yet. This research considers the necessity for care based on child-parent relationship as important migration factor for middle age generation and proposes Primary Child Balance Index (PCBI) based on Fujii and Oe's Generation Balance Index. We build an inter-prefectural migration model considering the PCBI. The influence of the PCBI has become strong on a child generation's migration, especially in two classes of 50 to 54 years old, and 55 to 59 years old.

Keywords: migration, inter-generation balance, elderly care  
人口移動, 世代間バランス, 高齢者介護

#### 1. 本研究の目的

国全体の人口の増減や少子高齢化の状況は、国全体の労働、教育、福祉、医療の各方面にさまざまな影響を与えるものであるから、日本では厚生労働省や国立社会保障・人口問題研究所を中心に調査、研究が実施され、世界的に見ても最も詳細な人口統計調査や将来人口予測が利用できるようになっている。一方地域別の人口は、各地域の産業、経済、教育、福祉、医療のほか、地域の住宅・交通のあり方に大きな影響を与えることから、都市計画・建築計画の分野の研究者の関心を集めてきた。

地域別人口の動向には、そのときの年齢別人口構成を反映する出生・死亡に伴う自然増減よりも、経済や雇用や地域の居住環境の在り方を反映する人口移動（社会増減）の影響が大きく、その説明のために各種の人口移動モデルが開発されてきた<sup>1)</sup>。人口移動モデルにおける説明要因は、そのモデルが開発された時代に支配的であった人口移動の種類を反映している。すなわち高度成長期前半には若年層の新規就業に伴う移動が量的に大きく、所得格差や就業機会の充実度が主な説明要因として使われた。高度成長期後半には大都市圏周辺部への居住地に拡大に伴い、通勤条件や生活環境を加味した住み替え移動のモデルが提案された。その後高齢化が進展して退職後の移動者が多くなると、医療・福祉サービスの充実度や日常生活の利便性を用いて高齢者の移動を説明するモデルが開発されるようになった。

これらのモデルはそれぞれの時代の人口移動の趨勢を説明することに効果があったが、全国的に少子高齢化が進展する現在、これまでとは異なるような人口移動が多くなっている。すなわち、高齢化して独立した生活が困難に

なった親の面倒を見るために親の居住地に帰還するという壮年者の人口移動が増えてきており<sup>2)</sup>、自らの経済条件や生活水準の低下を余儀なくされる可能性もあることから、経済条件や生活環境を説明要因とする従来の人口移動モデルではうまく説明できない危険性がある。また、寿命の伸長による高齢者の増加と少子化に伴う「きょうだい数」の減少により、このような壮年者の扶養・介護に伴う人口移動の重要性はますます大きくなると考えられる。

すでに、人口移動者へのアンケート調査などにより、ミクロ的に高齢者となった親の面倒を見るのが大きな要因となっていることが確認されているものの<sup>3)</sup>、要因の影響の大きさや人口移動量を定量的に分析するマクロな研究は見られない。本研究では、「親を置いて他の地域に出てきている人が多い地域ほど、このような扶養・介護の必要性を感じる壮年者が多いために当然扶養・介護目的の人口移動の出発地になりやすい。一方、他の地域に子供が出て行ってしまった親が多く残る地域ほど、この扶養・介護目的の人口移動の目的地になりやすい」というマクロな傾向が観察されるはずであると考えられる。本研究の目的は、壮年者の都道府県間の人口移動に着目し、壮年者の年齢階層別に、親世代の扶養・介護の必要性の影響を統計的に確認して、それを取りこんでマクロな人口移動モデルの説明力を改善することにある。

本研究では、親世代の扶養・介護の必要性を表す指標として、壮年者となった子世代の人口のなかで、現に高齢者となった親世代の面倒を見るべき長子が占めている割合に着目する。実際の計算はその逆数、すなわち高齢者の親の面倒を見るべき人口に対して、実際に人口が何倍存在するか、というPCBI (Principal Child Balance Index : 長子人口バランス指標)を用いる。これは、藤井・大江がGBI (Generation

\*正会員・東北大学災害科学国際研究所(Tohoku University)

\*\*正会員・東北大学東北アジア研究センター(Tohoku University)

Balance Index)として提案したもの<sup>4)</sup>を子世代の年齢階層別に計算し、さらに長子が占める割合を反映して拡張した指標となっており、その作成方法を2.で解説する。3.では都道府県別に計算したPCBIの年次別、地域別の変化を概観する。4.ではこのPCBIを説明変数として加えた年齢階層別の都道府県間の人口移動モデルを推定し、PCBIがもたらす影響を定量的に考察する。5.は結論であり、本研究の成果と今後の課題を取りまとめる。

## 2. PCBI (長子人口バランス指標) の提案

### (1) 藤井・大江のGBI指標

藤井・大江は、高度経済成長期に開発された大都市郊外部において、開発時期に入居した世代の子育て終了後、子世代がその地域に居住せず、住宅の継承が進まないというエンプティ・ネストと呼ばれる問題を数量的に分析する方法として、親世代と子世代の比率を示す GBI (Generation Balance Index : 世代間バランス指標) を提案した<sup>4)</sup>。

すなわち「子と母の年齢的な関係は生まれた時点で決定」されることに着目し、「母世代に当たる各歳別女性人口と女子の年齢別出生率、子世代の任意の年までの生存率」に基づいて、「年齢別人口のデータが存在する任意の地域と任意の年において、生存している母世代人口に対応する子世代期待値」を算出する方法を明確にした。ついで、実際にその地域に居住する子世代人口が、この「子世代期待値」の何倍に相当するかの比を GBI と名づけた。

藤井・大江は、東京大都市圏の155市町村について GBI の平均値は1980年時点の1.14から2000年には1.23に増加し、その間に都市圏外からの子世代の流入があったことを示している<sup>4)</sup>。また、GBIが1以下の市町村を世代交代が進まない市町村と解釈し、1980年時点の26市町村、2000年時点の16市町村の特徴を考察している。さらにその後の研究において、GBIが小さい値を持つ小地域における市街地の特性の分析を試みている<sup>5)</sup>。

しかしながら、この GBI の定義は、当該年齢の女性が出生した子供の数を基準としており、子世代の現時点での居住者数の出生数に対する比を用いて考察していることになる。したがって子供の出生数が多く、次男以下の男子など親世代の住居を継承する可能性の小さい子供が多かった時期・地域の GBI が1を下回っていても、直ちに親世代の住居が継承されずに放置されたことを意味しない。

### (2) 私的扶養関係と子世代の年齢階層の考慮

高齢者の介護や援助といった扶養には、家族や親族による私的扶養と、公的扶助や社会福祉などの社会レベルでの公的扶養がある。戦後、年金や介護保険制度などの整備によって公的扶養が充実したが、宍戸は独自の社会調査結果から、直系家族制に基づく私的扶養が根強く残っていることを明らかにした<sup>7)</sup>。すなわち夫方の親との同居は、「夫が長男であること」が主な要因となり、妻方の親との同居は

「夫が次男以下で、妻が男きょうだいをもたない長女であること」が重要な要因となっていることを示した。

家族的要因が人口移動にもたらす影響を、マクロ的に分析した研究に伊藤がある<sup>8)</sup>。伊藤は日本の家族制度が家の継承を中心としてきた点に着目し、地方圏の子供を、後継ぎ、後継ぎの配偶者、その他の子供に3区分して、地域間移動を行いやすいその他の子供の数の経年的変化によって、1960年代の地方圏から大都市圏への移動率の上昇と1970年代の低下が説明できることを示した。

以上の研究を踏まえ、本研究では子世代の期待値の算出において、長男および男きょうだいを持たない長女の配偶者(以下ではこれらを長子と呼ぶ)のみを対象に計算する。

また本研究では、世代間のバランスが人口移動に与える影響の分析を目的としている。人口移動のメカニズムは対象とする年齢ごとに大きく異なると考えられるため、世代間のバランス指標も、子世代の年齢階層別に作成する必要がある。このため、藤井・大江の GBI の計算過程において、長子の属するコーホート(同時出生年齢集団)ごとに計算を行うこととする。

### (3) PCBI (長子人口バランス指標) の計算手順

本研究では都道府県別に任意の5歳階級の年齢層に着目して、その地域に現存する高齢者の親の面倒を見るべき長子の人口に対して、実際の男性人口が何倍存在するか、という比率を PCBI (Principal Child Balance Index : 長子人口バランス指標) と名づける。

計算手順としては、まず藤井・大江の GBI の計算手順を男性に適用し、都道府県別の高齢者の女性人口に対応する子供世代の年齢階層別の人口を求める。ついで、人口動態統計の都道府県別出生順位別出生数の統計を用いて、子世代のうちの長子の割合を計算する。両者を乗じて長子の期待数を求め、最後に年齢層ごとに現存する男性の数を、この長子の期待数で割って PCBI を得る。このように親世代として女性を、子世代として直系家族制に基づく長子の男性のみを扱うことにより、計算が複雑化することを防いでいる。

このうちの最初の、藤井・大江の計算手順を、2010年時点の宮城県で60歳以上の母を持つ1960年代後半出生男子コーホートを例に示すと、以下のようになる。

1) 2010年時点で60歳以上となる女性の1960年代後半の年齢別出生数(全国値)を人口動態統計から得る。各年の出生数に順次生存率を掛け合わせ、2010年時点の60歳以上の母を持つ1960年代後半出生人口の全国値を算出する。

2) 1)で得た60歳以上の母を持つ1960年代後半出生コーホート人口と、国勢調査から得られる60歳以上の母世代全国人口との比を算出する。

3) 全国と同様の母子関係がいずれの都道府県でも成立していると仮定し、2)で算出した比を宮城県の年齢別女性人口に乗じて、60歳以上の母を持つ子世代期待値を算出する。

後半の計算手順で用いる各年代の都道府県別出生者にお

ける長子割合は、人口動態統計の都道府県別出生順位別出生数と性比の統計に基づいて、第1子の男子と、それ以前に女きょうだいしかいない第4子までの男子の比率を推定した。これと別に、第4子までのきょうだい全てが女子であるような長女の割合の全国値を推定し、この長女が長男以外の同年齢の男子と結婚して後継ぎとなると仮定した。

なお、人口動態統計のデータが公表されていない1950年以前については、国立社会保障・人口問題研究所の「世帯動態調査(第3～6回)」における「長男割合」の平均値(全国値)の1951年に対する変化率を、1951年の各都道府県の値に乗じることにより設定した。

### 3. PCBI (長子世代人口バランス指標) の傾向分析

#### (1) コーホート間比較

まず、全国を対象に1930年前半から1960年後半までの子世代8コーホートに対し、PCBIの全国値を計算した。20-24歳、25-29歳と30-34歳の3年齢階級ではPCBIの値は2を上回っている。これらの年齢階級の子世代に対する親世代が、まだ60歳以上に達していないことの結果であり、高齢者扶養の必要性は深刻ではないと考えられる。

図-1は35-39歳から55-59歳の5階級についてのPCBI全国値である。子世代の年齢が50-54歳に達するまでは、いずれのコーホートでも年齢の上昇に伴ってPCBI値は減少する。55-59歳では反転してPCBI値が上昇するが、これは母親が死亡する時期になるためである。また、1940年代前半から1950年代前半までの3コーホートはいずれの年齢層をみてもPCBIが大きい値を取っている。これらはベビーブーム前後の世代できょうだい数が多いことを反映している。一方、1950年代後半から1960年代後半までのコーホートは少子化の影響を受けPCBIの値が小さくなっている。この結果から、近年高齢者に対する子世代の割合が減少し、親の扶養の必要性が深刻化していることがわかる。

図-2はPCBIが1を下回り、60歳以上の世代に対して、後継ぎが不足している都道府県の数を示している。これより、ベビーブーム前後の1940年代前半から1950年代前半までの3つのコーホートではPCBIが1を下回る県数は少なく、一方1950年代後半以降のコーホートではPCBIが1を下回る県数が多くなっている。

なお、都道府県別のPCBIは2010年までの統計データを用いて算出しており、算出が可能な年齢には限りがある。ここで算出できた1950年代後半までの出生コーホートを見る限り、PCBIが1を下回る県数が最大となっているのは50-54歳のときであった。そのため、すでにPCBIが低い県が多くなっている1960年前半、後半の2つのコーホートがこれらの年齢に達する将来には、さらにPCBIが1を下回る県数が多くなると予想される。

#### (2) 県間比較

図-3に都道府県ごとに1940年代後半コーホートと1960

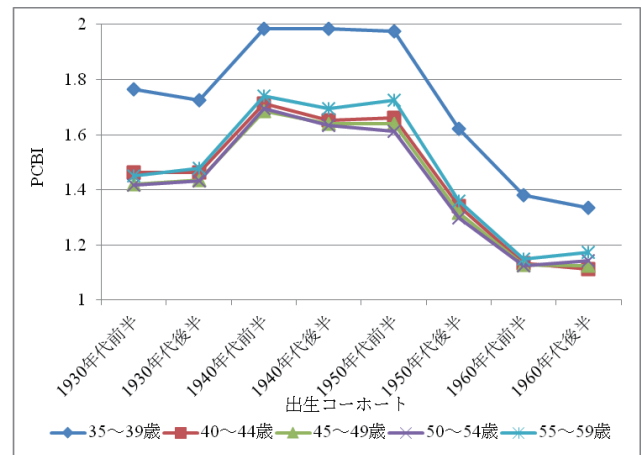


図-1 全国のPCBI値のコーホート間比較

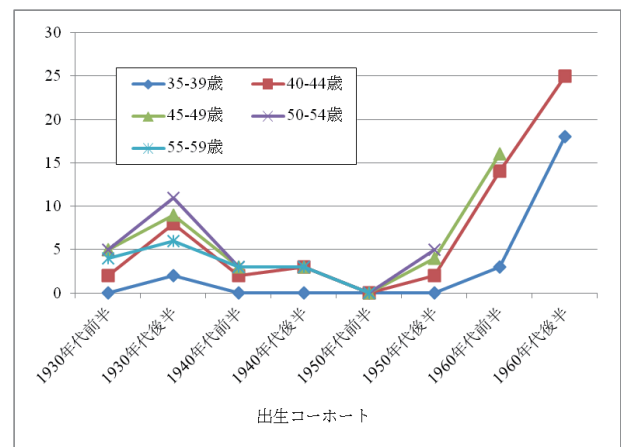


図-2 PCBI値が1を下回る都道府県数

年代後半出生コーホートの40-44歳時のPCBIの値を示す。地域的な傾向は年齢、コーホートを問わず類似しており、東京、埼玉、神奈川、大阪、愛知などの大都市圏とその周囲の比較的大きな都市を持つ県はPCBIが大きい。これらの地域では後継ぎは出身県に留まり、さらに外部からも同一の世代が流入してPCBIを大きくしたと推察される。なお、4における人口移動の分析では、これらの5県それぞれを出発地(i)とし、出発地と沖縄を除く45都道府県を到着地(j)とする年齢階級別の人口移動について回帰分析を行う。

### 4. PCBIが人口移動に与える影響の分析

#### (1) 修正重力モデル

人口移動の空間分布パターンは、それぞれの地域の人口と地域間の距離の影響を受けていると考えられるため、古くから万有引力の法則に習った重力モデルを用いて分析が行われてきた。1960年代に入り、欧米を中心として移入地域と移出地域の属性を取り入れた修正重力モデルが開発されている。居住に関する効用関数が地域属性のコブ・ダグラス型で表せるならば、効用の比に基づく人口移動は次のような修正重力モデルを考える。既存研究では、説明変数

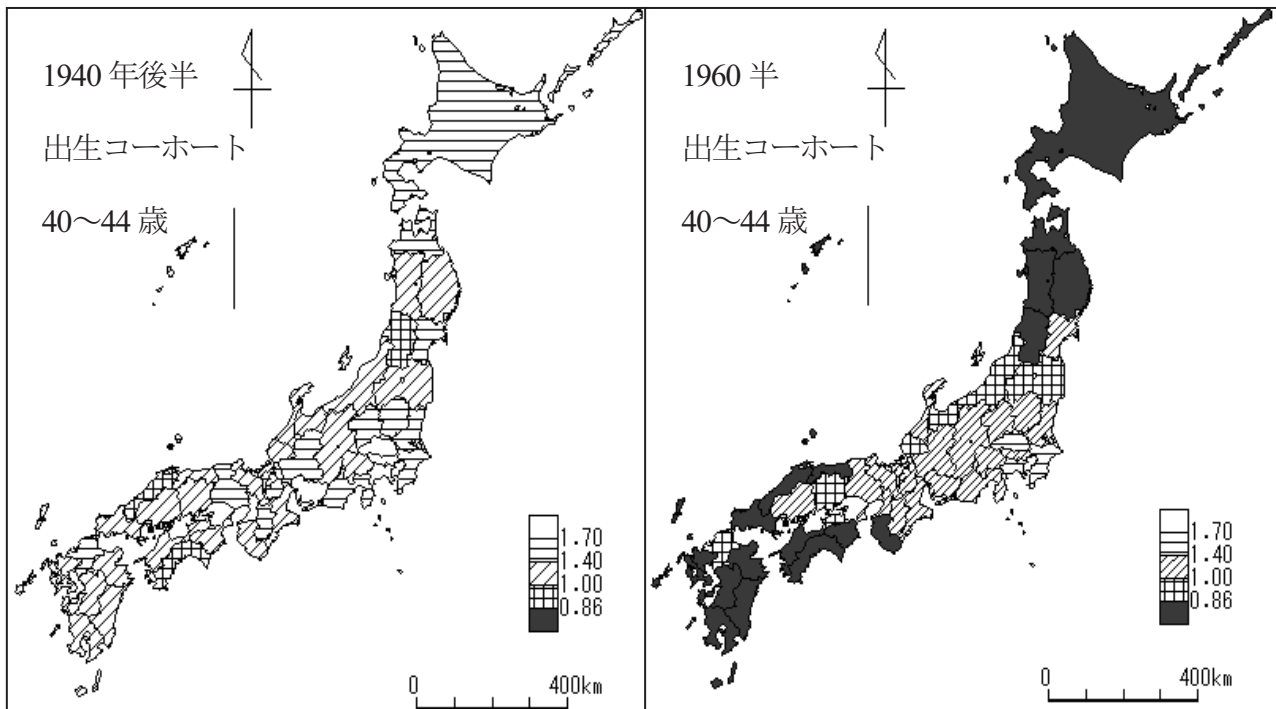


図-3 PCBI 指標値の地理的分布

に経済変数、都市化の程度、各種のアメニティ変数が用いられてきた。本研究ではこれらにPCBI 指標を加え、その影響を確認する。

$$M_{ij} = \frac{P_i^{\beta_2} P_j^{\beta_3}}{D_{ij}^{\beta_1}} \left( \frac{Y_j}{Y_i} \right)^{\beta_4} \left( \frac{X_{5j}}{X_{5i}} \right)^{\beta_5} \left( \frac{X_{6j}}{X_{6i}} \right)^{\beta_6} \dots \left( \frac{X_{nj}}{X_{ni}} \right)^{\beta_n} \quad (1)$$

$M_{ij}$ :  $i$  地域から  $j$  地域への移動数

$D_{ij}$ :  $i$  地域から  $j$  地域間の距離

$P$  : 人口

$Y$  : 人口一人当たり県民所得

$X$  : アメニティ変数およびPCBI 指標

上式のように  $i$  地域と  $j$  地域の値の比を説明変数として用い、両辺の対数を取り線形化して、回帰分析を行う。

## (2) 分析対象

表-1は分析の対象とするデータを年齢階級と西暦により整理したものである。本研究では移動時の年齢により人口移動メカニズムが大きく異なる一方、各出生コーホートの人口移動メカニズムには大きな差異がないものと仮定して表-1の行方向のように同一年齢階層をまとめてプーリングデータを作成し、回帰分析を行った。ここでは東京、神奈川、埼玉、愛知、大阪の5県を移動元  $i$  とし、それぞれに対して沖縄と自地域を除く45都道府県を移動先  $j$  とする移動データについて、最小二乗法によりパラメータを推定する。計算には統計解析ソフトであるRを用いた。

表-1 回帰分析に使用した出生コーホート

	1980年	1990年	2000年
35~39歳	1940年代前半 出生コーホート	1950年代前半 出生コーホート	1960年代前半 出生コーホート
40~44歳	1930年代後半 出生コーホート	1940年代後半 出生コーホート	1950年代後半 出生コーホート
45~49歳	1930年代前半 出生コーホート	1940年代前半 出生コーホート	1950年代前半 出生コーホート
50~54歳		1930年代後半 出生コーホート	1940年代後半 出生コーホート
55~59歳			1940年代前半 出生コーホート

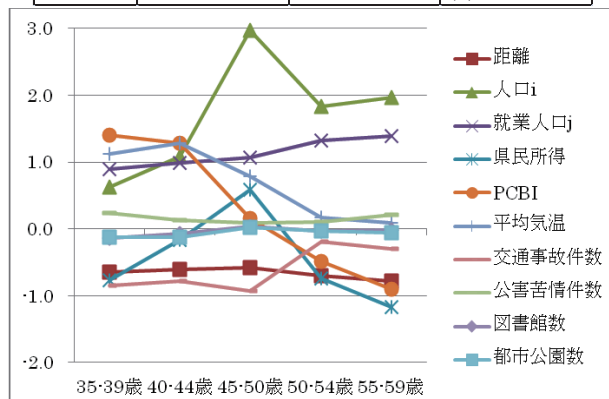


図-4 回帰係数の推定値

## (3) 係数の推定結果

表-2に各モデルの推定結果をまとめている。いずれの年齢階層のモデルも決定係数は0.7から0.8程度で、F値から見て重要な要因を取り込んだ説明力のあるモデル式が得られている。表-2には各説明変数と他のすべての説明変数

表-2 修正重力モデルの回帰分析結果

対象年齢	35-39歳		40-44歳		45-49歳		50-54歳		55-59歳	
定数項	-8.257	***	-15.702	***	-40.834	***	-29.248	***	-31.464	***
	(-3.358)		(-7.431)		(-19.115)		(-12.872)		(-17.608)	
距離	-0.649	***	-0.603	***	-0.581	***	-0.698	***	-0.786	***
	(-15.986)	1.389	(-15.18)	1.409	(-15.391)	1.367	(-19.624)	1.460	(-20.69)	1.559
人口i	0.626	**	1.085	***	2.972	***	1.832	***	1.970	***
	(3.143)	2.342	(5.735)	2.762	(16.834)	2.276	(10.842)	2.187	(14.674)	1.582
就業人口j	0.887	***	0.988	***	1.074	***	1.321	***	1.395	***
	(12.821)	3.123	(13.77)	3.403	(15.058)	3.399	(18.804)	4.287	(19.065)	4.156
県民所得	-0.769	**	-0.163		0.591	*	-0.748	**	-1.173	***
	(-2.704)	3.121	(-0.547)	3.634	(2.187)	3.204	(-3.225)	3.099	(-4.657)	3.427
PCBI	1.401	***	1.288	***	0.162		-0.486	**	-0.904	***
	(11.058)	1.617	(11.21)	1.507	(1.346)	1.776	(-3.145)	3.249	(-5.982)	2.999
平均気温	1.122	***	1.287	***	0.782	**	0.172		0.086	
	(4.179)	1.933	(4.99)	1.892	(3.052)	2.007	(0.662)	2.234	(0.314)	2.334
交通事故件数	-0.846	***	-0.781	***	-0.936	***	-0.189		-0.299	*
	(-7.054)	1.333	(-6.77)	1.307	(-8.531)	1.270	(-1.56)	1.417	(-2.388)	1.415
公害苦情件数	0.235	**	0.125		0.084		0.104		0.207	*
	(2.695)	1.618	(1.515)	1.528	(1.052)	1.551	(1.25)	1.750	(2.372)	1.819
図書館数	-0.144	*	-0.078		0.037		-0.034		-0.013	
	(-2.299)	1.805	(-1.322)	1.721	(0.633)	1.767	(-0.561)	2.043	(-0.205)	2.023
都市公園数	-0.131	*	-0.127	*	0.016		-0.028		-0.054	
	(-2.471)	3.608	(-2.421)	3.703	(0.314)	3.707	(-0.599)	2.728	(-1.154)	3.467
サンプル数	675		675		675		450		450	
決定係数	0.7169		0.7426		0.7637		0.8393		0.8285	
自由度調整済	0.7126		0.7387		0.7601		0.8356		0.8246	
F値	168.1		191.5		214.6		229.3		212.1	
P値	< 2.2e-16		< 2.2e-16		< 2.2e-16		< 2.2e-16		< 2.2e-16	

カッコ内はt値, \*\*\*: 0.1%有意, \*\*: 1%有意, \*: 5%有意, t値右側の数字はVIF値

との相関の程度を表す VIF 指標値を付記している。VIF 指標値は 1.27~4.28 であり、一般に重共線性が疑われる VIF=10 という水準を下回っている。特に PCBI の VIF 値は 3.10~3.63 であり、重共線性の影響は強くないと見なすことができる。定数項、距離、人口、就業人口の係数はすべて 0.1%有意であり、符号も妥当であり安定している。図-4 には推定値をグラフ化している。

県民所得は、本研究の対象とする壮年の年齢層では負の係数を示しており、人口移動の支配的な要因とはならなかった。これは、20代や30-34歳のような世代の新規就業を伴うような移動には経済要因は正の影響を与えるが、本研究が対象とする年齢に至るまでに、そのような移動が終了しているためであると考えられる。

アメニティに関する変数は、平均気温と交通事故件数については 49 歳までの年齢層で妥当な符号の有意な係数が得られているが、50 歳以降では係数は有意でない。

次いで本研究の主題である PCBI の影響力を確認する。PCBI の回帰係数に注目すると、35-39 歳から 45-49 歳の 3 階級では回帰係数が正となり、高齢者の介護必要性が子世代の人口移動を引きつけるという関係は見られない。これは 35-39 歳時点で PCBI の高い地域は、子世代が 20 代の間に所得格差や就業機会などの経済要因によって人口を集め、その結果 PCBI の値が増加した地域であることが多い。一方

PCBI の低い地域は、後継ぎを含む子世代が流入しないことが指標の値を減少させた地域であり、本研究で確認したい因果関係の方向とは逆に、それまでの人口移動の結果として PCBI の値が決まっていると考えられる。

一方、50-54 歳、55-59 歳の 2 つの年齢層では回帰係数は負となった。これは到着地の PCBI 指標値が小さいほど、つまり到着地の高齢者を扶養すべき後継ぎの期待値に比べて実際の子世代の人口が不足しているほど、子世代はその地域へ多く移動を表している。

以上のように、高齢者の扶養の必要性が子世代の人口移動に有意な影響を与えているといえる。

#### (4) 出生コーホート別係数の推定結果

同じ年齢階級であっても、実際にはコーホート間で人口移動の傾向には差異があるため、35-39 歳、40-44 歳、45-49 歳の 3 年齢階級のモデルに対して出生コーホートごとにダミー変数を設け、PCBI 指標と県民所得の影響を分析する。その他の変数は先のモデルと同様にして回帰分析を行った。

その結果得られた PCBI 指標の回帰係数を表-3 に示す。これより、35-39 歳、40-44 歳、45-49 歳のいずれの年齢階級も、PCBI 指標の回帰係数は近年になるほど減少し、2000 年には負の値に転じている。これより、先の分析では PCBI 指標の影響が見られなかった年齢階級であっても、近年に

なると親の扶養必要性が子世代の人口移動に影響を与えるようになったことが確認できる。

## 5. 本研究の結論と課題

本研究では、藤井・大江による GBI 指標を長子である割合を加味して拡張した PCBI(長子人口バランス指標)を提案し、既存の人口関係統計データを組み合わせることにより都道府県別の値を計算して、高齢者となった親の扶養の必要性の定量化を行った。その後、壮年者の都道府県間移動のデータに修正重力モデルを当てはめ、50 歳以上の世代、および近年では 35 歳以上の年齢層において PCBI の影響が有意になっていることを確認した。

本モデルでは、PCBI の比率 (PCBI の対数の差) が 2 地域間の人口移動を比例的に拡大させるという単純な定式化になっているが、これを複雑化することは可能である。例えば、PCBI 値が 1 以下の地域は他地域に出た子供への呼び戻しの力が強くなるため、1 以上の地域とは別のパラメータを設定することが考えられる。また比較的近距离の地域間では危急の際にも数時間程度で移動できるため、扶養の必要性が人口移動につながらない可能性もあり、PCBI と地域間距離の交互作用を考慮してモデルを改善できる可能性がある。これらの改善は、今後の研究に委ねたいと考える。

本研究の結果を踏まえて、今後の壮年者の人口移動を考えれば、親の扶養の必要性が人口移動に与える影響は、回帰係数の絶対値が経年的に増大していることと、少子化により PCBI の値が経年的に減少し続けていることの影響が重なり、ますます支配的な要因となっていくと考えられる。

また、今後は高齢者となる親の居住する場所が以前と変わっていくことにも注意が必要である。高度成長期に大量に流入した若年期の団塊の世代は、その時点では地方圏の高齢化を加速させ大都市圏の高齢化を抑えてきた。しかしその団塊の世代も加齢し着々と高齢者となっている。彼らが 65 歳以上となるのは 2012 年以降であり、今まさに大都市圏で高齢化の進行が加速しつつある。今後は、高齢者となった親を扶養・介護するために、大都市圏に多くの子世代は引き寄せられ、子世代の大都市圏への一極集中の原因となる恐れがある。

つまり、これまで地方圏出身の後継ぎは、経済要因に恵まれた大都市圏での居住を望みながら、本論文で示したような親の扶養・介護の必要性のため地方圏へ移動していた。よって扶養・介護の必要性は、地方圏に人口を牽引し、大都市圏への一極集中を弱める方向に作用してきたといえる。しかし、これからは大都市圏に親をもつ子世代が増えるため、人口が大都市圏にブロックされて地方圏への人口移動が起きにくくなると予想される。地方圏の立場に立てば、高齢者の人口ストックがある今の間に子世代を帰還させ、次なる子世代を牽引するためのストックを確保しなければ、「未来はない」ということになる。

表-3 出生コーホート別の PCBI 指標の回帰係数

35-39歳		40-44歳		45-49歳	
1940年代前半 出生コーホート (1980年)	1.388	1930年代後半 出生コーホート (1980年)	1.776	1930年代前半 出生コーホート (1980年)	2.475
1950年代前半 出生コーホート (1990年)	0.244	1940年代後半 出生コーホート (1990年)	0.305	1940年代前半 出生コーホート (1990年)	0.026
1960年代前半 出生コーホート (2000年)	-1.243	1950年代後半 出生コーホート (2000年)	-0.562	1950年代前半 出生コーホート (2000年)	-0.588

なお、本研究では後継ぎを、親の扶養や介護をするべき者として捉えてきた。しかし「後を継ぐ」という行為には、親の世話をするという意味の他に、家屋、土地などの資産や農林水産業、自営業などの経済的基盤を引き継ぐという意味もある。経済的に恵まれない低所得世帯においてはこのような「親の基盤の継承」目的での移動が多いと考えられ、長引く不況の影響によりその実数は増加していく傾向にあると考えられる。

このような移動者の真の移動理由については、本研究のようなマクロな立場からの分析には限界がある。引き続きミクロな移動者アンケート調査のようなアプローチを用いて、その実情を把握する努力が必要であると考えられる。

<謝辞>本研究は東北大学研究所間連携プロジェクトの支援を得ている。計算作業について、東北大学大学院博士前期課程(現在都市再生機構)の西村大氏の協力を得た。記して感謝の意を表します。

### 【参考文献】

- 1) 伊藤薫 (2008), 「経済学における国内長距離人口移動の分析方法と留意点 (下)」, *Review of Economics and Information Studies* (岐阜聖徳学園大学経済情報学部紀要), Vol.9, No. 1・2, pp.91-122
- 2) 江崎雄治・山口泰史・松山 薫 (2007), 「山形県庄内地域出身者の U ターン移動」, 石川義孝編著『人口減少と地域—地理学のアプローチ—』京都大学学術出版会, pp.171-190
- 3) 中澤克佳 (2011), 「介護移住の実証分析」*経済政策ジャーナル* Vol.8(1), pp.2-19
- 4) 藤井多希子・大江守之 (2005), 「世代間バランスからみた東京大都市圏の人口構造分析」, 日本建築学会計画系論文集 No.593
- 5) 藤井多希子・大江守之 (2006), 「東京大都市圏郊外地域における世代交代に関する研究—GBI を用いたコーホート間比較分析 (1980 年～2020 年)—」, 日本建築学会計画系論文集 No.605
- 6) 藤井多希子 (2008), 「東京大都市圏ミクロレベルの世代交代と市街地特性—1950～70 年代コーホートを対象とした GBI 分析—」, 日本建築学会計画系論文集 No.633
- 7) 宍戸邦章 (2006), 「高齢期における社会的ネットワークの「多様性」—JGSS-2003 データを用いた「相談」ネットワークの分析—」, 日本版 *General Social Surveys* 研究論文集 No.5, pp.119-134
- 8) 伊藤達也 (1984), 「年齢構造の変化と家族制度からみた戦後の人口移動の推移」*人口問題研究* 第 172 号