

2005～2010年における新規流入移動と 国内移動からみた外国人の目的地選択

石川 義孝¹・竹下 修子²・花岡 和聖³

はじめに

本稿の目的は、2010年国勢調査における外国人の個票データを用いて、2005～2010年における外国人の目的地選択の特徴を明らかにするとともに、多変量解析によってそれを説明することである。さらに、その作業を通じ明らかになった知見と、2000年国勢調査の外国人の個票データを用いた、1995～2000年における知見(リャウ・石川 2007; 石川・リャウ 2007)との比較を行い、この10年間の変化を明らかにしたい。

以上のような検討を行うにあたって、考慮すべきは次の3点である。

第一に、わが国の総人口が2008年にピークに達し、人口減少が始まったことである。今後、減少幅が年ごとに大きくなり、現在かろうじて増加を続けている首都圏の都県でも、早晚減少が始まる。国立社会保障・人口問題研究所(2012)による長期推計によれば、2050年までに総人口が1億人を切ると予想されている。総人口の減少が、外国人の目的地選択に具体的にいかなる影響を与えるかは、今後詳しく検討される必要がある。しかし、例えば、少子高齢化の進展によって出生率と死亡率がともに低下し、自然増加率がゼロに近づくと、国際人口移動の流入超過が進むという議論がある(ヴァン・デ・カー 2002)。これを機械的に受け取れば、外国人の流入が顕著になっていくことになる。

第二に、長らく増加を続けてきた日本における外国人が、近年減少に転じたことである。わが国では、バブル景気に沸き労働力不足が顕著になった1980年代後半から、

1 京都大学大学院文学研究科

2 愛知学院大学文学部

3 東北大学災害科学国際研究所

外国人の流入が顕著になった。バブル景気は 1990 年代の初頭にはじけ、以降長く続く不況が始まった。にもかかわらず、外国人流入はやむことなく続き、外国人人口比率は上昇を続けた。しかし、2008 年秋のリーマン・ショックをきっかけとした世界的な経済危機の影響は、さすがに大きく(樋口 2010; Ishikawa 2011; Takenoshita 2013)、わが国における外国人総数は、減少に転じた(『在留外国人統計』によれば、2007 年に 215.3 万人→2012 年に 203.4 万人)。この減少傾向は、外国人人口の上位 4 国籍(中国、韓国・朝鮮、ブラジル、フィリピン)すべてにあてはまっているが、特にこの影響はブラジル人に大きい(同年次に 31.7 万人→19.1 万人)。その結果、長らくわが国において国籍別人口の第 3 位を占めてきたブラジル人が、2012 年にフィリピン人に抜かれ第 4 位に後退した。

第三に、外国人の流入の際の重要な一形態である国際結婚も、数年前から減少を続けていることである。国際結婚は、本稿に関する理論的見方の一つに深く関係している。『人口動態統計』によれば、夫婦のいずれかが日本人、他方が外国人という国際結婚の件数は、1980 年代から 2006 年(44,701 件)まではほぼ一貫して増加してきた。しかし、2007 年からは減少に転じ、2012 年には、ピーク時の 53%にあたる 23,657 件にまで減少している。この減少に関し、次のような 3 つの原因が考えられる(Takeshita forthcoming)。第一に、法務省が、2006 年に、例えば、歌手やダンサーに対する在留資格「興行」の発給を厳格化した。『在留外国人統計』によると、2004 年にはこの在留資格を持つ外国人は、過去最多の 137,820 人で、このうちもっとも多いのはフィリピン人で 82,741 人であった。しかし、2007 年には「興行」の在留資格を持つ人は 42,098 人、そのうちフィリピン人は 5,595 人となった。このようなフィリピン人女性の減少は、日本人男性との国際結婚件数の減少につながった。第二の要因は、偽装結婚を斡旋する悪質な国際結婚仲介業者の摘発が強化されたことである。2007 年に警察庁は偽装結婚の検挙に関する報告の公表を開始した。同年に逮捕された外国人の国籍では、中国が最大であり、それに韓国・朝鮮、フィリピンが次いでいた(警察庁 2007)。これら 3 国籍は、日本人との国際結婚の相手国として上位を占めている。第三に、アジア諸国の経済成長と、日本における 2008 年以降の不況である。日本における経済不調の結果として、若い日本人男性の所得上昇が不安定となった一方、アジ

アの各国での経済成長は、若いアジア人男性の経済的魅力を増した。その結果、アジアの女性は、日本人男性との結婚ではなく、自国における居心地のいいライフスタイルを維持しうるパートナーを見つけることが可能となった。

近年の日本を取り巻く以上のような3つの変化が、外国人の目的地選択に、何らかの影響を与えている可能性のある、過去10年間に於いて生じた重要な事態である。その具体的なインパクトを、以下で検討したい。

なお、前稿(リャウ・石川 2007)では、1995～2000年における日本への新規流入移動を分析するに際して、次のような3つの理論的見方を提示した。第一の見方は、新古典派的経済理論に基づいており、新規流入者は一般的に、労働市場条件が彼らの経済的目標(短期的な貨幣収益あるいは長期的なキャリア発展のいずれか)の達成のために好都合な目的地を好むとするものである。第二は、社会ネットワーク、エスニック・エンクレーブおよび社会資本に関する理論に基づいており、ホスト国における同一民族の集住が、様々の形で目的地選択パターンに影響するというものである。第三に、日本ならびに台湾やシンガポールのような他のアジアの国々の高度に限定的な入国管理政策のために、国際結婚が、相対的にみて経済的に貧弱な展望しか持てない地方を目的地として選択する一部の女性流入者にとっての重要な移動理由となっている、と想定する見方である。

以上の見方は、基本的に国内移動の説明にも準用できる(石川・リャウ 2007)。多変量解析の適用から得られた結果は、これらの見方が1995～2000年における外国人の目的地選択をうまく説明していることを示している。本稿でも、これらの見方が、2005～2010年における外国人の目的地選択にも、依然有効であることを想定している。

研究方法

本稿は、2010年国勢調査による外国人の個票データを用い、同年にわが国に在住している外国人の2005～2010年における彼らの新規流入および国内移動における目的地選択の特徴を明らかにするとともに、多変量解析による説明を試みる。そして、

1995～2000年における同様の目的地選択を検討したリャウ・石川(2007)および石川・リャウ(2007)の結果との比較を行う。なお、以下では、この両論文を簡単に前稿と呼ぶこともある。上記の2つの期間における目的地選択の比較をより客観的におこなうため、本稿では、これら両論文と同様の分析方法を用いる。すなわち、新規流入移動では、2005年に国外に居住し、47都道府県の中のいずれかを目的地とした選択する多項ロジットモデル、国内の都道府県間移動では、2005年当時在住の県において、残留するか転出するかを選択を行う二項ロジットモデルと、転出することを決めた潜在的移動者が他の46都道府県の中のいずれかを目的地として選択する多項ロジットモデルを組み合わせた、2段階のネステッド・ロジット・モデルを用いる。

データ

まず、外国人の目的地選択に関する個票データを得るため、本稿の第2著者である竹下が、2010年国勢調査における外国人の個票データの提供を求める総務省統計局との交渉を2013年2月に開始し、幸いそのデータを入手した。ちなみに、同年の『国勢調査報告』に記載されている外国人の総数は、1,648,037人である。この数から、親と同居している可能性の大きな14歳以下の人口149,744人を除外した15歳以上の該当者1,498,293人のうち、5年前の前住地が不明の者を除いた後、6つの類型別に示すと、「現住所」507,113人、「自市区町村内」149,931人、「自市内他区」35,306人、「県内他市区町村」63,300人、「他県」81,876人、「転入(国外から)」340,042人となる。

本稿における新規流入移動の対象は、この「転入(国外から)」の該当者のうち、①国籍が中国、韓国・朝鮮、ブラジル、フィリピンの上位4国籍のいずれか、かつ、②教育水準が、高校卒業未満、高校卒業、短大卒業、大学卒業のいずれか、という2つの条件を満たす外国人177,480人である。また、国内移動の分析は、目的地選択サブモデルと残留・出発選択サブモデルから構成され、前者のサブモデルの分析対象は5年前の常住地が「他県」で、かつ、上記の①と②の条件を満たす外国人51,095人、後者のサブモデルの分析対象は、5年前の常住地が「現住所」、「自市区町村内」、「自市内他区」、「県内他市区町村」のいずれかで、かつ、上記の①と②の条件を満たす外国人490,420人を加えた541,515人である。つまり、ここでの「残留」者は、5年前

と全く同じ住所にいた者と、5年間における同一県内移動者の両者からなっていることに、ご注意いただきたい。また、教育水準不詳や年齢不詳の外国人は、上記の数に含まれていない。なお、エスニシティに関する情報は、国勢調査における国籍に関する質問から得られるので、本稿では、「エスニシティ」と「国籍」を交換可能な用語として使用する。

利用するモデル

本稿で用いる多項ロジットモデルとネスティド・ロジット・モデルの定式については、リャウ・石川(2007: 279)および石川・リャウ(2007: 243)に示しているので、ここでは繰り返さない。両モデルにおける未知の係数の推定には、ニュートン・ラフソン法を使った。係数の有意性検定には、前稿同様、 t 比を使った。ここでのサンプルの規模がかなり大きいため、この t 比は帰無仮説のもとで標準正規分布すると考えられるので、少なくとも絶対値2.0以上の値が有意性判定の目安となる。また、モデルの適合度統計量としては、前稿同様、 ρ^2 値を用いる(リャウ・石川 2007: 279)。この統計量の最大値は1.0未満であり、例えば0.2という数値はかなり良好な適合度であることを示す

なお、国内移動の残留・出発選択と目的地選択を結ぶネストが、経験的にみて妥当であるかどうかは、前者のサブモデルに含まれている合成変数にかかる係数の推定値で判断する。この推定値が0.0から1.0の間であれば、ロジットモデルが仮定する効用最大化が妥当しているとみなせる。推定値が1.0の場合には、残留・出発選択と目的地選択が同時になされる、通常の多項ロジットモデルと同等となる。

また、説明変数のいくつかのサブセット(例えば、労働市場関連の変数群)の、他のサブセット(例えば、結婚機会を表現する変数群)に対する重要性を評価する手助けとして、変数のサブセットを最良の定式(次ページ参照)から順次除去し、 ρ^2 値の減少分を比較した場合、減少が大きいほど、削除されたサブセットの変数群が重要であったと判断することが可能である。削除されたサブセットのそれぞれに関して、 ρ^2 値の減少分を、「 ρ^2 値の限界的寄与」と呼ぶ。この寄与の具体的な程度は、「最大化法」と「固定係数法」という2つの方法によって知ることができる。なお、本文では以下、

各説明変数を〈 〉、そのサブセットを《 》で示す。

前稿との比較にさいしての留意点

本稿は、リャウ・石川(2007)および石川・リャウ(2007)と同様の分析的枠組みに基づいて、モデルの適用をおこない、その結果を前稿と比較することを通じて、近年の動きを把握することをめざしている。このため、従属変数と独立変数は、リャウ・石川(2007)および石川・リャウ(2007)と全く同様のものを用いる。しかし、これに関しては、次の3点に留意の必要がある。

第一に、前稿では、理論的に意味があり、統計的に有意な係数だけを持つ説明変数を含む定式を、モデルの「最良の定式」と定義していた。本稿では、比較をより単純に行うために、前稿の両論文で「最良の定式」に含まれている変数のみをモデルの推定に投入している。そして、有意でない係数を持つ変数も含んだ今回の独立変数群からなるモデルを、同じく「最良の定式」と呼んでいる。このやり方は、10年間の変化をより具体的に取り出しやすくなるというメリットを持つ一方、前稿においては有意でなかったが、今回新たに有意になっている独立変数の貢献を無視することになるというデメリットを併せ持っていることに、ご注意いただきたい。

第二に、本稿の独立変数については、前稿と全く同様のものを使用するが、2002年と2007年における日本標準産業分類改訂(政府統計政策統括官(統計基準担当)2007)により、産業大分類としての製造業とサービス業の内容が変更され、旧大分類に含まれていた中分類や小分類が新大分類から除外されることになった。その結果、産業大分類として掲載されている両部門の15歳以上就業者数のデータを、2000年と2010年の国勢調査で直接比較することができなくなった。そのため、本稿では、新産業分類における中分類や小分類単位の就業者数を、改訂後の新大分類に足しあわせて、両年次の製造業とサービス業の就業者数が比較できるようにした。要するに、本稿における製造業とサービス業の内容は、2000年国勢調査における大分類である。

第三に、リャウ・石川(2007)および石川・リャウ(2007)の対象はサンプルデータであったのに対し、本稿の対象は全数である。つまり、サンプルの規模は、本稿のほうがずっと大きいため、推定された係数の有意性を示す t 比は、今回のほうがかなり大

きく出やすい。そのため、本稿で得られた有意性を示す t 比を、前稿のそれと単純に比較することは、あまり意味がない。前稿と本稿の結果に関する具体的な違いは、係数の絶対値や符号の変化、適合度統計量 ρ^2 値の変化、 ρ^2 値の限界的寄与の変化などから、確認できよう。

新規流入移動の分析結果

新規流入外国人による目的地選択の分析結果を提示する前に、前稿と同じく、エスニシティ別と教育水準別に流入者の属性を検討し、さらに、世帯主の続き柄別に女性流入者の構成を検討しておきたい。

エスニシティによる差異

さて、2005年に国外に居住していたが、2010年の国勢調査時に日本国内に居住し、2005～2010年に国際人口移動をした、日本以外の国籍を持つ人を、本稿では新規流入者と呼ぶ。15歳以上の新規流入者 340,042 人のうち、ここで対象とするのは、韓国・朝鮮、中国、ブラジル、フィリピンの4国籍のいずれかを有し、在学中の流入者を除く、卒業した 197,231 人である(表1)。以下では、これらの上位4国籍を占め、日本に多くの流入者を送り出している韓国・朝鮮(卒業した新規流入者総数 264,953 人の 5.3%)、中国(52.8%)、ブラジル(6.1%)、フィリピン(10.3%)を卒業した新規流入者に焦点を当てる。なお、同じ条件を持つ外国人数を前稿と比較すると、中国が 5.8 万人の増加、ブラジルが 5.9 万人の減少となっている。

表1 新規流入移動者のエスニシティ別の目的地選択

エスニシティ	47都道府県 への流入者 総数 (人)	第1位の 目的地 (%)	第2位の 目的地 (%)	第3位の 目的地 (%)	第4位の 目的地 (%)	第5位の 目的地 (%)	上位5県の 合計比率 (%)	エントロ ピー (ビット)
新規流入者全体								
総数	340,042	東京 12.45	愛知 8.78	神奈川 5.94	埼玉 5.11	千葉 5.10	37.39	4.94
在学中の新規流入者								
総数	73,552	東京 20.10	福岡 6.33	大阪 6.27	神奈川 6.11	愛知 5.37	44.18	4.62
卒業した新規流入者								
総数	264,953	東京 10.35	愛知 9.72	神奈川 5.90	埼玉 5.13	千葉 5.09	36.19	4.96
韓国・朝鮮	14,168	東京 32.15	神奈川 9.16	大阪 8.26	埼玉 7.55	千葉 6.28	63.40	3.93
中国	139,868	愛知 8.33	東京 7.55	岐阜 5.45	千葉 5.32	埼玉 4.77	31.41	5.10
ブラジル	16,034	愛知 23.41	静岡 14.44	岐阜 6.40	三重 5.79	群馬 5.15	55.18	3.99
フィリピン	27,161	愛知 13.42	静岡 7.66	東京 7.15	神奈川 6.57	埼玉 5.81	40.61	4.80

注：表中の数字は、在学者であるいは卒業者であるのかについての項目が欠損値となっている人を除外している。

資料：2010年国勢調査の個票データ

4 国籍の新規流入者の主要目的地をみると、総数では、東京、愛知、神奈川、埼玉、千葉の順になり、愛知を除けば、東京大都市圏を構成する南関東の1都3県が上位を占めている。しかし、国籍別の主要目的地には違いが見られ、韓国・朝鮮では大阪が第3位に入っている。中国、ブラジル、フィリピンでは、愛知が第1位の目的地となっているし、ブラジルやフィリピンについては、他に静岡、岐阜、三重、群馬も見られる。あらためて述べるまでもなく、これらは製造業に強い諸県として有名であり、製造業雇用と外国人の新規流入の関係の強さをうかがわせる。

なお、表1に関する重要な地理学的関心は、新規流入外国人の目的地が、47都道府県の中の少数の県に集中する傾向が強いのか、あるいは多数の県に分散する傾向が強いのか、といった点である。この点を知るために、表中の右端の2列に上位5県の合計比率(%)とエントロピーを掲げた。エントロピー測度は、 $\sum p_i \log_2(1/p_i)$ と定義される。ここで、 p_i は移動者全体の中での i 番目の県の割合、 Σ は47都道府県に対してなされる。この測度は、目的地選択パターンの分散度を示す。ここでは目的地が47あるので、このエントロピー測度は、最小値0.0ビット(全移動者が一つの県に集中した場合)と最大値5.55ビット(移動者が47都道府県に全く均等に分散した場合)の範囲を動く。取り上げた4国籍の中では、韓国・朝鮮の集中が最も顕著で、ブラジルがそれに次ぐ。フィリピンは4国籍全体の傾向に近い一方、中国は目的地の分散が目立つ。前稿(リャウ・石川 2007: 268)との大きな違いは、中国からの新規流入者の目的地の分散が進んだことである(上位5県の合計比率 41.99%→31.41%: エントロピー 4.81→5.10)。

教育水準による差異

日本への新規流入外国人による目的地選択は、エスニシティおよび教育水準の違いに応じて、異なっている。この点に関しては、前稿(リャウ・石川 2007: 271-275)で詳しく述べたので、同様の記述はここでは繰り返さない。教育水準別の該当者数の割合を、前稿の総数 272,308 人と今回の総数 237,172 人に関してみると、その構成比率は、高校卒業未満 22.6%→25.6%、高校卒業 41.9%→40.0%、短大卒業 9.0%→8.6%、大学卒業 26.5%→25.8%、と大きな変化はない。

表2 新規流入者のエスニシティ別・教育水準別の目的地選択パターン

エスニシティ と教育水準	47都道府 への流入者総 数(人)	第1位の 目的地	(%)	第2位の 目的地	(%)	第3位の 目的地	(%)	第4位の 目的地	(%)	第5位の 目的地	(%)	上位5県の 合計比率 (%)	エントロ ピー (ビット)
総数													
高校卒業未満	60,781	愛知	8.07	岐阜	7.25	茨城	6.23	北海道	4.71	静岡	3.99	30.26	5.18
高校卒業	94,855	愛知	11.23	静岡	6.24	東京	5.57	埼玉	4.73	岐阜	4.62	32.39	5.03
短大卒業	20,296	東京	13.33	愛知	10.44	神奈川	7.34	埼玉	6.80	千葉	6.04	43.95	4.71
大学卒業	61,240	東京	21.65	神奈川	10.42	愛知	7.27	千葉	6.87	埼玉	6.46	52.67	4.43
韓国・朝鮮													
高校卒業未満	336	大阪	12.50	東京	11.61	神奈川	8.33	宮城	7.74	埼玉	5.36	45.54	4.52
高校卒業	3,021	東京	19.83	大阪	9.70	埼玉	7.41	神奈川	7.18	千葉	5.99	50.12	4.38
短大卒業	1,633	東京	34.91	神奈川	9.19	埼玉	8.94	大阪	8.45	千葉	7.90	69.38	3.69
大学卒業	7,659	東京	35.87	神奈川	10.29	大阪	7.44	埼玉	7.35	千葉	6.37	67.32	3.73
中国													
高校卒業未満	48,559	岐阜	7.87	愛知	6.48	茨城	6.12	北海道	5.60	長野	3.87	29.94	5.20
高校卒業	49,407	愛知	9.46	岐阜	5.68	東京	4.83	千葉	4.60	埼玉	4.15	28.73	5.13
短大卒業	9,796	東京	11.96	愛知	10.32	埼玉	7.04	千葉	6.67	神奈川	6.56	42.56	4.79
大学卒業	19,223	東京	20.53	神奈川	11.34	千葉	11.29	埼玉	9.07	愛知	7.41	59.64	4.18
ブラジル													
高校卒業未満	3,742	愛知	22.69	静岡	18.95	岐阜	7.62	群馬	6.95	滋賀	5.67	61.87	3.77
高校卒業	8,438	愛知	22.55	静岡	14.83	岐阜	6.78	三重	5.90	福井	5.89	55.95	3.97
短大卒業	493	愛知	22.92	静岡	13.39	三重	7.51	岐阜	6.69	滋賀	4.87	55.38	4.03
大学卒業	1,437	愛知	21.71	静岡	11.34	神奈川	6.47	東京	6.12	埼玉	5.78	51.43	4.14
フィリピン													
高校卒業未満	3,013	愛知	12.68	静岡	9.13	岐阜	5.81	茨城	5.74	埼玉	5.58	38.93	4.83
高校卒業	12,867	愛知	12.90	静岡	8.80	広島	6.12	東京	6.12	神奈川	5.67	39.61	4.83
短大卒業	2,328	愛知	11.77	広島	7.90	東京	7.69	静岡	6.66	神奈川	6.19	40.21	4.77
大学卒業	5,528	愛知	10.33	神奈川	9.41	東京	8.25	静岡	6.78	埼玉	5.77	40.54	4.77

資料：2010年国勢調査の個票データ

教育水準の違いによる目的地選択のさいの分散度を、上位5県の合計比率とエントロピーから見ると、フィリピンは、高校卒業未満、高校卒業、短大卒業、大学卒業の4つのカテゴリーの間にわずかな差しかない。しかし、韓国・朝鮮と中国は、教育水準が低いほど分散し、高くなるにつれ集中する傾向が目立つ一方、ブラジルはその逆で、教育水準が低いほど集中し、高くなるにつれ分散する傾向がある。

世帯主との続き柄による差異

われわれは前稿(リャウ・石川 2007; 落合ほか 2007; Liaw et al. 2010)において、新規流入外国人(特に女性)が国際結婚を有力な入国戦略としているという見方の妥当性を確認した。さらに、東北地方への女性流入者の移動に関連する一要因として、直系家族制度による外国人花嫁需要の重要性についても、確認した。本稿でも、これが依然重要であるのか否かを検討するために、新規流入女性を世帯主との続き柄から、(1)「妻」(世帯主の妻)、(2)「嫁」(世帯主の息子の妻)、(3)その他、の3つに分類した(表3)。同一世帯の中に2人の既婚の息子が同居することは日本ではめったにないので、「嫁」となった新規流入者は、直系家族に加わった外国人花嫁である可能性がかなり高い。

表3 世帯主との続き柄別にみた女性新規流入者数

都道府県	人数				比率(%)			全国平均からのずれ(%)		
	妻	嫁	その他	総数	妻	嫁	その他	妻	嫁	その他
北海道	627	43	5,383	6,053	10.36	0.71	88.93	-20.64	-2.19	22.84
青森	151	51	832	1,034	14.60	4.93	80.46	-16.40	2.03	14.37
岩手	330	111	1,538	1,979	16.68	5.61	77.72	-14.33	2.71	11.62
宮城	717	115	1,822	2,654	27.02	4.33	68.65	-3.99	1.43	2.56
秋田	128	49	1,047	1,224	10.46	4.00	85.54	-20.55	1.10	19.45
山形	365	143	1,191	1,699	21.48	8.42	70.10	-9.52	5.51	4.01
福島	609	131	1,336	2,076	29.34	6.31	64.35	-1.67	3.41	-1.74
茨城	1,708	133	3,779	5,620	30.39	2.37	67.24	-0.61	-0.54	1.15
栃木	1,088	126	1,808	3,022	36.00	4.17	59.83	5.00	1.27	-6.27
群馬	1,316	129	2,216	3,661	35.95	3.52	60.53	4.94	0.62	-5.56
埼玉	4,346	336	4,565	9,247	47.00	3.63	49.37	16.00	0.73	-16.73
千葉	4,129	298	4,994	9,421	43.83	3.16	53.01	12.83	0.26	-13.08
東京	9,459	414	13,196	23,069	41.00	1.79	57.20	10.00	-1.11	-8.89
神奈川	5,789	306	4,633	10,728	53.96	2.85	43.19	22.96	-0.05	-22.91
新潟	779	197	1,857	2,833	27.50	6.95	65.55	-3.51	4.05	-0.54
富山	582	167	1,885	2,634	22.10	6.34	71.56	-8.91	3.44	5.47
石川	370	55	1,752	2,177	17.00	2.53	80.48	-14.01	-0.38	14.38
福井	383	75	1,932	2,390	16.03	3.14	80.84	-14.98	0.23	14.74
山梨	528	46	929	1,503	35.13	3.06	61.81	4.13	0.16	-4.28
長野	1,296	213	2,520	4,029	32.17	5.29	62.55	1.16	2.38	-3.55
岐阜	1,389	200	6,398	7,987	17.39	2.50	80.11	-13.61	-0.40	14.01
静岡	2,892	326	4,081	7,299	39.62	4.47	55.91	8.62	1.56	-10.18
愛知	6,351	475	10,311	17,137	37.06	2.77	60.17	6.06	-0.13	-5.93
三重	1,045	91	3,197	4,333	24.12	2.10	73.78	-6.89	-0.80	7.69
滋賀	810	102	1,601	2,513	32.23	4.06	63.71	1.23	1.16	-2.39
京都	853	68	2,424	3,345	25.50	2.03	72.47	-5.50	-0.87	6.37
大阪	2,982	185	4,838	8,005	37.25	2.31	60.44	6.25	-0.59	-5.66
兵庫	1,819	165	4,238	6,222	29.23	2.65	68.11	-1.77	-0.25	2.02
奈良	264	27	888	1,179	22.39	2.29	75.32	-8.61	-0.61	9.22
和歌山	197	30	466	693	28.43	4.33	67.24	-2.58	1.43	1.15
鳥取	172	35	915	1,122	15.33	3.12	81.55	-15.67	0.22	15.46
島根	280	51	1,294	1,625	17.23	3.14	79.63	-13.77	0.23	13.54
岡山	634	114	3,394	4,142	15.31	2.75	81.94	-15.70	-0.15	15.85
広島	1,183	111	3,795	5,089	23.25	2.18	74.57	-7.76	-0.72	8.48
山口	307	39	1,606	1,952	15.73	2.00	82.27	-15.28	-0.91	16.18
徳島	215	30	1,537	1,782	12.07	1.68	86.25	-18.94	-1.22	20.16
香川	278	31	1,442	1,751	15.88	1.77	82.35	-15.13	-1.13	16.26
愛媛	261	23	2,143	2,427	10.75	0.95	88.30	-20.25	-1.96	22.20
高知	129	15	527	671	19.23	2.24	78.54	-11.78	-0.67	12.45
福岡	1,419	116	3,828	5,363	26.46	2.16	71.38	-4.54	-0.74	5.28
佐賀	139	39	989	1,167	11.91	3.34	84.75	-19.09	0.44	18.65
長崎	206	23	1,657	1,886	10.92	1.22	87.86	-20.08	-1.68	21.76
熊本	453	74	1,684	2,211	20.49	3.35	76.16	-10.51	0.44	10.07
大分	319	27	2,714	3,060	10.42	0.88	88.69	-20.58	-2.02	22.60
宮崎	176	32	905	1,113	15.81	2.88	81.31	-15.19	-0.03	15.22
鹿児島	297	32	1,465	1,794	16.56	1.78	81.66	-14.45	-1.12	15.57
沖縄	247	22	397	666	37.09	3.30	59.61	6.08	0.40	-6.48
全国	60,017	5,621	127,949	193,587	31.00	2.90	66.09	0.00	0.00	0.00

資料：2010年国勢調査の個票データ

1995～2000年と比べ、今回は、全国で「妻」は27.3%、「嫁」は24.7%減少している。

この分類によれば、「妻」の占める比率は全国平均で31.00%であるが、これを大きく上回っているのは、埼玉・千葉・東京・神奈川であり、南関東において日本人男性と外国人女性の国際結婚が多く発生していることがわかる。また、新規流入女性のわずか2.90%だけが「嫁」に該当しているが、このことは、直系家族制度を維持するための外国人花嫁への需要が、日本全体としてはさほど重要でないことを示唆していよ

う。しかし、表3の、東北地方6県の新規流入女性にしめる「嫁」の割合は、青森4.93%、岩手5.61%、宮城4.33%、秋田4.00%、山形8.42%、福島6.31%と、6県すべてで全国平均より高い。東北地方に隣接する新潟ではこの割合が6.95%であり、これも全国平均よりはるかに高い。この知見は、直系家族制度を維持したいという望みが、外国人労働者にとっての仕事が比較的乏しい農村部・周辺部に、外国人女性が向かう一つの原因となっていることを物語るものである。

目的地選択モデルの推定結果

以下、多項ロジットモデルの適用結果を提示した後、前稿との差異について言及したい。表4に掲げた最良の定式に含まれる変数の係数はすべて有意となっており、われわれが提示した3つの理論的見方すべての妥当性を示している。

雇用成長に関連する変数に関しては、次のような指摘が可能である。製造業、サー

表4 新規流入移動の目的地選択モデルの推定結果

説明変数	最良の定式		ρ^2 値の限界的寄与	
	係数	t比	最大化法	固定係数法
1 雇用成長			0.0140	0.0172
製造業雇用増加率*ブラジル	0.076	27.2		
製造業雇用増加率*フィリピン	0.056	27.9		
サービス業雇用増加率*韓国・朝鮮	0.153	52.7		
サービス業雇用増加率*中国	0.133	132.8		
サービス業雇用増加率*フィリピン	0.175	68.2		
2 所得水準			0.0052	0.0072
所得水準*高卒未満	-0.242	-29.1		
所得水準*高卒	0.018	2.6		
所得水準*短大または大学卒業	0.405	65.2		
3 都道府県規模			0.0063	0.0525
雇用規模の対数	0.313	113.1		
4 同一民族集住			0.0114	0.0122
民族的類似度*韓国・朝鮮	0.049	48.8		
民族的類似度*中国	-0.021	-19.9		
民族的類似度*ブラジル	0.113	132.9		
民族的類似度*50歳以上	0.018	11.6		
5 結婚機会			0.0022	0.0027
結婚機会*中国*妻	0.050	53.0		
結婚機会*フィリピン*妻	0.076	41.0		
直系家族地方*嫁	0.377	8.2		
ρ^2 値	0.0976			

ビス業ともに、新規外国人の流入に明らかに有意な貢献をしている。製造業はブラジルとフィリピン、サービス業は韓国・朝鮮と中国とフィリピンからの流入者を強く引きつけている。ただし、両産業のt比を比べると、前者より後者の説明力がずっと大きいことがわかる。

所得水準関連の変数の係数をみると、高卒未満では負、高卒と短大または大卒では正、と符号が異なっているが、いずれも有意な貢献をしている。この知見は、教育水準の高い流入者は所得水準の高い県に、それが低い流入者は所得水準が低い県に吸引される傾向にあることを意味しており、新規流入者の教育水準と目的地の所得水準が結びついて、影響を与えていることがわかる。とりわけ、＜所得水準*短大または大学卒＞の t 比は65.2と大きく、高学歴の流入者が所得水準の高い大都市圏を指向している傾向が顕著である。

また、目的地都道府県の規模を表現する＜雇用規模の対数＞の t 比が113.1と目立っており、説明力がかなり大きいことがわかる。

さらに、同一民族集住に関する変数では、＜民族的類似度*韓国・朝鮮＞、＜民族的類似度*ブラジル＞、＜民族的類似度*50歳以上＞の3つの変数が正の有意な係数を有しており、同一民族集住の吸引力の大きさをうかがわせる。特にブラジル人の t 比は表4中で最大であり、ブラジルからの流入者にとっての目的地選択に際して、同胞人口の存在がきわめて重要な様子を知ることができる。一方、中国のみが負の係数を有していることは注目されるが、これは日本国内において中国人人口が増え、従来人口が比較的少なかった県への移動が顕著になっていることを、おそらく反映する知見と言えよう。

結婚機会に関連する変数に関しては、＜結婚機会*中国*妻＞と＜結婚機会*フィリピン*妻＞が正の係数を持ち、かつ、その t 比の大きさが注目される。これら両国からの新規流入者の目的地選択に、結婚機会が強い影響を与えていることがわかる。また、＜直系家族地方*嫁＞も有意な正の係数を示しており、直系家族制度の目立つ東北地方が「嫁」となる新規流入者へのかなり強力なプル効果を持っていることが、確認された。

関連する変数群のそれぞれの貢献度を知るために、表4の ρ^2 値の限界的寄与に目を向けよう。最大化法と固定係数法では、寄与の大きさの順番に若干のずれがあるが、《雇用成長》や《所得水準》といった労働市場関連の変数群の説明力が最大であり、《同一民族集住》がそれに次ぎ、《結婚機会》の説明力は最小であることを指摘できる。全体的に述べると、ここで示した多変量解析の結果は、新規流入外国人による目的地

選択は確かに、本稿で採用した3つの理論的見方に基づいた、実質的な意味のある流儀で、労働市場関連の諸条件、同一民族人口の分布、および結婚機会の空間的分布の選択的効果の影響を受けていること、さらに、これらの理論的見方の中では、労働市場関連の諸条件が最も重要で、結婚機会が最も重要性が低いこと、を物語っている。

以上の2005～2010年に関する結果を、1995～2000年に関する前稿の結果と比較すると、以下のような点を指摘できよう。全体的にみるなら、今回の結果において有意な貢献をしている変数は前稿とある程度似ており、その意味では、外国人の新規流入者の目的地選択は大きく変化したとは言えない。しかし、今回、以下のような変化が見られた。

第一に、前稿では製造業の雇用増加率の役割が特にブラジル人に関して目だったが、今回はフィリピン人についても同程度に妥当するようになった。その一方、今回、サービス業が製造業の貢献をかなり凌いでいることが大きく注目され、特に中国人にそれが当てはまっている。ちなみに、表4の〈製造業雇用増加率*ブラジル〉と〈製造業雇用増加率*フィリピン〉を《製造業雇用成長》、〈サービス業雇用増加率*韓国・朝鮮〉と〈サービス業雇用増加率*中国〉と〈サービス業雇用増加率*フィリピン〉を《サービス業雇用成長》にまとめて、両者の ρ^2 値の限界的寄与を求めると、最大化法では前者が0.0007、後者が0.0126、固定係数法では前者が0.0010、後者が0.0150であり、サービス業の貢献が顕著である。

第二に、前稿では正の係数を持っていたにもかかわらず、今回、〈所得水準*高卒未満〉と〈民族的類似度*中国〉の2変数の係数が負に転じた。特に後者の変数の符号の変化は、従来は同胞人口が少なかった県への中国人の移動が、今回多くなったことを意味しており、目的地選択の多様化を示唆していると考えたい。これは、表1および表2に関して前述した点と符合する知見と考えていいであろう。

第三に、《結婚機会》の限界的寄与自体は、前稿と大きな変化はないが、世帯主との続柄からみると、変化が異なっている。すなわち、〈結婚機会*中国*妻〉と〈結婚機会*フィリピン*妻〉の2変数については係数の絶対値が大きくなっているのに対し、〈直系家族地方*嫁〉の変数のそれは減少している。特に後者は、1.606→0.377と変化が大きい。この知見は、東北6県での国際結婚の件数が2007年

から減少し、2005～2010年の期間ではほぼ半減したことを反映していよう。

第四に、最良の定式の ρ^2 値は、前稿では0.1701であったのが、今回は0.0976、とかなり後退している。その理由として、この10年間で新たに重要となってきた変数を投入をしていない可能性が、もちろん考えられる。しかし、表4の最良の定式で取り上げられている変数やそのサブセットという観点から検討すると、『所得水準』の説明力の後退を一つの原因として指摘できよう。すなわち、このサブセットの限界的寄与は、前稿(リャウ・石川 2007: 283)と比較すると、最大化法で0.0093→0.0052、固定係数法で0.0303→0.0072、と変化しているからである。

国内移動の分析結果

各都道府県からの主要目的地

まず、国内移動における目的地選択サブモデルへの多項ロジットモデルの適用結果を提示する前に、表5に基づいて、国内移動の分析の被説明変数にあたる目的地として選択された主要な都道府県を確認しておきたい。同表から、以下のような諸点を確認しうる。第一に、目的地の上位5都府県の大部分は、規模の大きな雇用機会を有する県である。第二に、第1位の転出先として登場している東京、愛知、大阪、福岡は、それぞれの後背地にあたる複数の県からの転出者の有力な受け皿となっている。第三に、三大都市圏の郊外部に位置する県も、しばしば上位5県の目的地に含まれている。第四に、目的地の上位5県に岐阜、静岡、三重、滋賀も登場しているが、これは製造業という経済的基盤の強さによるものであることが推察される。

なお、表5にある上位5県の合計比率やエントロピーの数値から、目的地の分散度に目を向けると、三大都市圏ではおおむね前者が60.0%以上、後者が4.0以下の数値が目立ち、雇用機会の多さを反映し、圏内を移動する事例が多いこと物語っている。対照的に、北海道や東北、北陸、中国、四国、九州といった国土の周辺部に位置する多くの諸県では上位5県の合計比率が60.0%以下、エントロピーが4.0以上の数値が支配的であり、目的地の分散が目立つ。これは、隣接県や同一地方ブロック内の広域中心都市を有する県への、比較的近距离の移動のみならず、三大都市圏の都府県を指

表5 各都道府県からみた主要目的地

都道府県	転出者数 (人)	第1位 転出県	比率 (%)	第2位 転出県	比率 (%)	第3位 転出県	比率 (%)	第4位 転出県	比率 (%)	第5位 転出県	比率 (%)	上位5県 の比率の 合計(%)	エントロ ピー (ビット)
北海道	458	東京	15.72	埼玉	12.45	千葉	10.70	神奈川	9.17	大阪	7.86	55.90	4.23
青森	194	東京	16.49	神奈川	10.31	愛知	9.79	千葉	8.25	埼玉	8.25	53.09	4.02
岩手	268	東京	12.31	埼玉	11.19	神奈川	10.82	宮城	8.96	愛知	7.84	51.12	4.13
宮城	659	東京	17.75	神奈川	11.68	愛知	8.95	埼玉	8.35	千葉	5.77	52.50	4.25
秋田	157	東京	15.29	群馬	8.92	宮城	8.92	埼玉	8.28	愛知	7.64	49.04	4.20
山形	238	東京	13.87	埼玉	10.50	神奈川	9.66	宮城	8.40	愛知	7.98	50.42	4.32
福島	473	東京	16.07	埼玉	12.68	栃木	8.25	愛知	7.82	神奈川	7.40	52.22	4.07
茨城	1,285	千葉	14.71	栃木	14.47	埼玉	13.70	東京	13.15	神奈川	7.47	63.50	3.96
栃木	867	群馬	24.57	茨城	15.22	埼玉	14.76	東京	11.07	神奈川	7.38	73.01	3.49
群馬	941	埼玉	28.37	栃木	13.28	東京	10.52	愛知	6.91	茨城	5.95	65.04	3.68
埼玉	3,481	東京	36.83	千葉	14.36	神奈川	10.17	群馬	9.05	茨城	4.45	74.86	3.38
千葉	3,175	東京	40.72	埼玉	13.35	神奈川	11.28	茨城	6.55	愛知	4.00	75.91	3.29
東京	10,058	埼玉	29.78	神奈川	21.32	千葉	19.71	大阪	3.64	茨城	3.14	77.58	3.31
神奈川	3,768	東京	39.07	埼玉	10.99	千葉	10.93	静岡	5.33	愛知	4.56	70.89	3.49
新潟	435	東京	18.62	埼玉	12.87	千葉	9.20	神奈川	8.74	愛知	6.90	56.32	4.09
富山	338	愛知	15.09	石川	11.24	岐阜	9.17	埼玉	7.10	群馬	6.51	49.11	4.20
石川	357	富山	12.32	愛知	11.76	大阪	8.96	東京	8.68	福井	7.56	49.30	4.31
福井	336	愛知	20.24	石川	8.33	大阪	7.44	東京	6.85	静岡	6.55	49.40	4.13
山梨	415	東京	16.39	静岡	16.14	埼玉	9.16	神奈川	8.19	愛知	7.71	57.59	3.97
長野	1,270	愛知	17.87	東京	8.27	静岡	7.80	群馬	7.72	神奈川	7.24	48.90	4.31
岐阜	1,294	愛知	46.91	三重	6.72	静岡	6.41	滋賀	4.33	大阪	3.17	67.54	3.30
静岡	1,838	愛知	28.94	神奈川	9.14	東京	7.73	埼玉	5.60	千葉	5.06	56.47	4.02
愛知	3,493	岐阜	16.32	静岡	14.14	三重	10.11	東京	7.79	神奈川	5.81	54.17	4.26
三重	1,042	愛知	34.84	静岡	8.06	岐阜	7.49	大阪	6.72	滋賀	5.28	62.38	3.81
滋賀	777	愛知	15.57	大阪	14.67	京都	12.48	岐阜	8.24	三重	8.24	59.20	4.07
京都	1,475	大阪	27.73	滋賀	12.47	兵庫	10.10	東京	8.88	愛知	5.90	65.08	3.89
大阪	4,032	兵庫	23.49	東京	12.28	愛知	7.49	京都	7.19	奈良	6.23	56.67	4.20
兵庫	1,956	大阪	38.04	東京	9.92	神奈川	6.08	京都	5.37	愛知	4.91	64.31	3.77
奈良	381	大阪	41.99	京都	9.45	兵庫	8.14	愛知	6.04	三重	5.77	71.39	3.38
和歌山	175	大阪	33.14	兵庫	12.00	京都	7.43	三重	6.29	愛知	4.57	63.43	3.71
鳥取	127	島根	12.60	岡山	11.81	大阪	9.45	東京	9.45	愛知	8.66	51.97	4.12
島根	190	広島	14.21	東京	13.68	大阪	7.37	愛知	6.84	埼玉	6.32	48.42	4.24
岡山	539	兵庫	14.66	大阪	12.62	広島	11.87	東京	7.42	愛知	7.42	53.99	4.27
広島	836	大阪	9.93	東京	8.85	岡山	8.61	愛知	8.01	神奈川	6.58	41.99	4.65
山口	420	福岡	23.33	広島	17.14	東京	8.57	愛知	5.48	大阪	5.48	60.00	3.98
徳島	104	大阪	20.19	香川	12.50	千葉	8.65	兵庫	6.73	三重	5.77	53.85	4.10
香川	232	大阪	13.36	東京	9.05	愛媛	8.62	岡山	7.76	兵庫	6.47	45.26	4.30
愛媛	142	大阪	11.27	広島	11.27	神奈川	7.75	東京	7.75	千葉	7.04	45.07	4.31
高知	122	千葉	12.30	大阪	12.30	大阪	9.84	兵庫	7.38	香川	7.38	49.18	4.32
福岡	1,303	東京	14.35	神奈川	10.36	愛知	8.98	大阪	6.91	埼玉	5.83	46.43	4.49
佐賀	118	福岡	38.14	愛知	7.63	神奈川	6.78	茨城	5.93	長崎	5.08	63.56	3.62
長崎	308	福岡	21.10	東京	11.69	愛知	8.12	神奈川	7.47	大阪	6.82	55.19	4.17
熊本	219	福岡	22.83	大阪	8.22	愛知	7.31	埼玉	7.31	鹿児島	6.39	52.05	4.27
大分	290	福岡	16.90	神奈川	8.97	東京	8.97	大阪	8.28	愛知	8.28	51.38	4.33
宮崎	131	福岡	12.98	東京	8.40	鹿児島	8.40	愛知	7.63	熊本	7.63	45.04	4.23
鹿児島	187	大阪	9.09	東京	9.09	茨城	6.42	千葉	6.42	愛知	6.42	37.43	4.57
沖縄	191	東京	16.23	愛知	10.47	岐阜	8.38	大阪	8.38	神奈川	7.85	51.31	4.14

注：表の右端のエントロピーは、2005年の居住県以外の46都道府県に関し算出される。

資料：2010年国勢調査の個票データ

向する遠距離の移動も見られるからと推察される。

目的地選択サブモデルの推定結果

ついで、外国人の都道府県間移動データに、多項ロジットモデルとしての目的地選択サブモデルを適用した結果を示した表6をご覧ください。まず、用意した各変

数ごとの貢献に目を向けたい。

まず、労働市場関連の変数のうち雇用増加率に関しては、＜製造業雇用増加率＊ブ

表 6 国内移動の目的地選択サブモデルの推定結果

説明変数	最良の定式		ρ^2 値の限界的寄与	
	係数	t比	最大化法	固定係数法
1 雇用成長			0.0241	0.0351
製造業雇用増加率＊ブラジル	0.092	22.0		
製造業雇用増加率＊フィリピン	0.050	9.0		
サービス業雇用増加率＊韓国・朝鮮	0.127	33.1		
サービス業雇用増加率＊中国	0.288	80.8		
サービス業雇用増加率＊フィリピン	0.177	28.3		
2 所得水準			0.0000	0.0001
所得水準＊高卒	0.046	2.5		
所得水準＊短大または大学卒	0.015	0.7		
3 同一民族集住			0.0156	0.0382
民族的類似性＊韓国・朝鮮	0.057	33.0		
民族的類似性＊中国	0.110	42.3		
民族的類似性＊ブラジル	0.099	64.7		
民族的類似性＊フィリピン	0.084	17.7		
民族的類似性＊短大卒	-0.006	-2.2		
民族的類似性＊大学卒	-0.001	-0.6		
4 結婚機会			0.0000	0.0000
直系家族地方＊嫁	0.012	0.1		
5 都道府県規模			0.0029	0.0410
雇用規模の対数	0.279	33.6		
6 新規流入者との競合			0.0004	0.0032
新規流入者比率＊高卒以下卒	-0.063	-12.6		
7 空間的分離度			0.0909	0.1053
距離＊短大以下卒	-0.725	-81.5		
距離＊大学卒	-0.569	-61.5		
隣接性	0.636	39.0		
ρ^2 値	0.3004			

ラジル＞、＜製造業雇用増加率＊フィリピン＞、＜サービス業雇用増加率＊韓国・朝鮮＞、＜サービス業雇用増加率＊中国＞、＜サービス業雇用増加率＊フィリピン＞の5変数の有意な貢献からわかるように、エスニシティごとに特定の産業部門との結びつきが強い。ブラジル人とフィリピン人は製造業、韓国・朝鮮人、中国人、フィリピン人はサービス業の成長している目的地へ移動する傾向がある。ブラジル人と製造業との強い結びつきは、従来からよく知られている。しかし、ここでさらに注目されるのは、t比の絶対値が製造業よりサービス業ですっと大きくなっている点である。特に＜サービス業雇用増加率＊中国＞のt比は80.8を示し、表6の19変数の中では絶対値が第2位の大きさとなっている。つまり、中国人の国内移動は、サービス業に牽引される部分が顕著といえる。

それに対し、所得水準の吸引力は、高校卒という教育水準と結びついた変数のみ、

有意となっているが、その t 比は小さく説明力は弱い。＜所得水準＊短大または大学卒＞の変数は、有意な貢献をしていない。概して、所得水準は、新規流入外国人の目的地選択に対し、限定的な説明力しか持っていない。

同一民族集住は、本稿での対象である4国籍すべてについて有意な働きをしている。この中で、1990年の入管法改正以降に急増し、日本での滞在年数の比較的短いブラジル人に関して、同一民族集住の説明力が最も顕著に現れていることは納得できる。また、教育水準との交互作用項では、＜民族的類似性＊短大卒＞と＜民族的類似性＊大学卒＞が負の係数を持っているが、前者の変数はかろうじて有意となっているにすぎず、貢献は微弱と言わざるを得ない。後者はあいにく有意ではない。

結婚機会に関して、国際結婚による「嫁」としての東北地方への流入を示す＜直系家族地方＊嫁＞の変数は、 t 比が無視しうるほど小さく、有意な貢献は認められない。

目的地都道府県の規模を反映した＜雇用規模の対数＞の変数は、 t 比が33.6と大きく、説明力の大きさがおおいに注目される。

さらに、新規流入者との競合が都道府県間移動に与える影響をみると、＜新規流入者比率＊高卒以下卒＞の変数が有意となっている（ t 比は-12.6）。この知見は、目的地選択という局面では、競合が教育年数の比較的短い外国人に関してのみ実質的に作用していること、がわかる。

また、空間的分離度の要因としては、＜距離＊短大卒以下＞と＜距離＊大学卒＞の2変数が絶対値のきわめて大きな t 比を持っており、距離減衰傾向が明瞭である。この要因は流入者の教育水準の差異によって発着地間の距離の影響度が異なっており、大学卒より短大卒以下の外国人の係数値ならびに t 比の絶対値が大きいことから、教育年数の少ない人ほど、一般的に、距離の短い移動を好む傾向があることがわかる。これは、教育水準が高いほど、それを利用して広範囲の労働市場において有利な職を探し求めることが可能となるのに対し、それが低い外国人ほど、そのような便益に浴することが相対的に難しくなることを示唆していよう。また、＜隣接性＞変数の有意な貢献も明らかであり、短距離移動の一典型である隣接県への移動が、外国人による都道府県間移動における重要な一角を形成している様相がうかがえる。

説明変数の7つのサブセットの相対的重要性を評価するために、表6に最大化法と

固定係数法による ρ^2 値の限界的寄与の数値も掲げた。その順位をみると、2つの方法でさほど違いがなく、最大化法では、《雇用成長》が2位、《都道府県規模》が4位となっているのに対し、固定係数法では、《雇用成長》と《都道府県規模》の順位が入れ替わっていることが注目される程度で、寄与の程度はむしろよく似ていると言っている。これは、同表に掲げたほとんどの説明変数の間での重複が少ないことを示唆している。とりわけ注目されるのは、《空間的分離度》という地理的要因の貢献の大きさである。すなわち、《空間的分離度》の限界的寄与は最大化法で0.0909、固定係数法で0.1053となっており、7つのサブセットの間でいずれでも圧倒的に第1位である。

労働市場関連要因に関しては、《雇用機会》の限界的寄与が《所得水準》よりもずっと大きく、《所得水準》の働きはかなり小さい。ただし、《所得水準》の説明力の弱さは、＜雇用規模の対数＞との高い相関の影響を受けていることに起因している可能性を否定できない。なぜなら、この変数を除外して係数の再推定を行うと、係数と t 比のいずれも大きくなるのみならず、＜所得水準＊短大または大学卒＞変数の係数が＜所得水準＊高卒＞よりずっと大きくなり、学歴の高い外国人ほど所得水準の高い目的地を選択するという、納得しうる解釈を与えることが可能だからである。

また、《同一民族集住》の限界的寄与は、最大化法と固定係数法のいずれでも3位となっており、重要な貢献をしている。さらに、《新規流入者との競合》は2つの方法のいずれでも5位であり、重要性は低い。《結婚機会》の限界的寄与の数値は、最大化法と固定係数法の双方で0.0000となっており、この要因の説明力は無いと考えるを得ない。つまり、2005～2010年における国内移動の目的地選択の説明力という点では、労働市場関連の諸条件と民族的類似性の2要因がほぼ拮抗した大きさを示している一方、結婚機会の要因は無視しうるほどに小さい。

国内移動の目的地選択サブモデルに関して、2005～2010年を対象とした今回の結果を、1995～2000年を対象とした前稿（石川・リャウ 2007）の結果と比較した場合に注目されるのは、以下の点である。

第一に、《空間的分離度》の説明力の圧倒的な大きさは、前稿と同様、本稿においても確認された。第二に、《雇用成長》の貢献が拡大し、 ρ^2 値の限界的寄与の数値

が上昇している（最大化法：0.0125 → 0.0241、固定係数法：0.0170 → 0.0351）。上昇のかなりの部分が、サービス業雇用増加率の説明力の増大に起因している。つまり、外国人の国内での目的地選択は、今や、製造業ではなくサービス業によって、強く牽引されている。ちなみに、表6の＜製造業雇用増加率＊ブラジル＞と＜製造業雇用増加率＊フィリピン＞を《製造業雇用成長》、＜サービス業雇用増加率＊韓国・朝鮮＞と＜サービス業雇用増加率＊中国＞と＜サービス業雇用増加率＊フィリピン＞を《サービス業雇用成長》にまとめて、両者の ρ^2 値の限界的寄与を求めると、最大化法では前者が0.0014、後者が0.0217、固定係数法では前者が0.0020、後者が0.0325であり、サービス業の貢献の大きさがわかる。第三に、係数の絶対値やサブセットの限界的寄与の数値からみると、《同一民族集住》の貢献が前稿より拡大している。第四に、国内移動の目的地選択サブモデルに関しては、適合度を示す ρ^2 値が、前回の0.2887から今回の0.3004への上昇していることが注目される。国内移動の目的地選択についてのこのような適合度の上昇は、上記の第二および第三の点に起因する所が多い。

残留・出発選択サブモデルの推定結果

潜在的移動者による、2005年時点での常住県に残留するか、あるいは出発するか、という二項選択への二項ロジットモデルの適用結果を示したのが表7である。その主な知見をまとめれば、以下のようになる。

まず、＜合成変数＞にかかる係数は0.013であり、0.0と1.0の間におさまっている。これは、外国人の目的地選択が2つのレベルで行われており、その分析手法としてネスティド・ロジット・モデルが適切であったことを意味している。ただし、あいにく t 比は有意となっていない。この知見は、日本の残余地域の魅力度に対し、相対的に高い近接性を持つ県に住んでいる潜在的な外国人移動者は、そこからの転出する傾向がほとんどなかったことを物語っている。

表7には、外国人の個人属性と2005年の常住県の場所属性に関する説明変数が、それぞれ表の上半分と下半分に掲載されている。ここでいう個人属性とは、国勢調査の調査票に挙げられている調査項目から判明する年齢、性別、教育水準、国籍、配偶関係、世帯主との続き柄などを表す変数であり、場所属性とは、そうした個人単位の

表 7 国内移動の残留・出発選択サブモデルの推定結果

説明変数	最良の定式		ρ^2 値の限界的寄与	
	係数	t比	最大化法	固定係数法
定数	-3.740	-138.4		
A 個人属性				
A1 教育水準			0.0012	0.0286
短大卒	0.106	1.5		
大学卒	1.024	19.4		
A2 性別			0.0007	0.0008
男性	0.156	14.9		
A3 年齢			0.0387	0.0424
15～19歳	0.916	17.6		
20～24歳	1.165	47.5		
25～29歳	1.597	90.9		
30～34歳	1.458	87.1		
35～39歳	1.093	63.3		
40～44歳	0.694	37.1		
45～49歳	0.418	20.4		
A4 エスニシティ			0.0032	0.0158
中国	0.338	13.6		
ブラジル	0.880	17.3		
フィリピン	-0.316	-15.0		
A5 世帯主との続き柄			0.0003	0.0004
嫁	-0.473	-10.0		
B 場所属性(交互作用項を含む)				
B1 雇用機会			0.0000	0.0003
製造業雇用増加率*ブラジル	-0.016	-3.1		
B2 所得水準			0.0001	0.0018
所得水準*短大卒	0.097	4.0		
所得水準*大学卒	-0.014	-0.7		
B3 同一民族集住			0.0052	0.0115
民族的類似性*韓国・朝鮮	-0.033	-23.2		
民族的類似性*中国	-0.009	-4.7		
民族的類似性*ブラジル	-0.050	-28.7		
民族的類似性*大学卒	-0.011	-5.4		
B4 結婚機会			0.0005	0.0006
結婚機会*ブラジル*妻	-0.037	-10.4		
直系家族地方*嫁	-1.452	-5.7		
B5 都道府県規模			0.0002	0.0028
雇用規模の対数	0.061	8.0		
B6 新規流入者との競合			0.0001	0.0009
新規流入者比率	0.022	5.1		
B7 システムの残余部分の吸引力			0.0000	0.0000
合成変数	0.013	0.9		
ρ^2 値	0.1178			

データを県別に合計したデータや、それとは別の統計から用意した雇用、所得水準、同一民族の集中度などを表す変数である。

表7に明らかなように、概して個人属性の変数が場所属性の変数より、絶対値の大きなt比を持っている。ちなみに、絶対値が10.0を越すt比は、表7の上半分に掲げた個人属性に関して13変数あるのに対し、下半分に掲げた場所属性に関しては3変数のみである。つまり、残留・出発選択が外国人の個人属性に強く規定されていることがわかる。個別の変数の貢献を検討すると、まず教育水準に関する〈大学卒〉は、

t 比が19.4と大きく、それ以外の教育水準を持つ外国人よりも転出傾向が顕著である。これに対し、＜短大卒＞は有意な貢献をしていない。また、性別でみると、＜男性＞は女子より移動傾向が高い。

年齢階級別の選択性をみると、15～49歳の年齢では外国人が出発を促される傾向が強い。係数と t 比が、＜15～19歳＞から上昇し、＜25～29歳＞でピークを示し、それより年齢が高くなると一律に低下し、移動傾向が弱まっていく。とりわけ20歳から44歳までの年齢階級に関する t 比がいずれも35.0以上の値を有し、表7における他の変数を圧倒している点が注目される。

エスニシティも残留・出発という選択に有意に作用しているが、韓国・朝鮮人に比べて、ブラジル人と中国人の出発傾向はより高い一方、フィリピン人の出発傾向はより低い。

世帯主との続き柄に関しては、＜嫁＞の変数が有意な負の係数を持ち、この個人属性が比較的強い引き留め効果を持ち、2005年時点の常住県にとどまった公算が大きいことを示している。

次に、表7の場所属性に関する説明変数の貢献に目を向けよう。まず、労働市場関連の変数については、＜製造業雇用成長率＊ブラジル＞と＜所得水準＊大学卒＞の2変数だけが出発を引き止める効果を持っている一方、＜所得水準＊短大卒＞はその逆の効果を持っている。とはいえ、＜所得水準＊大学卒＞の係数は有意となっていない。さらに、有意な貢献が確認できる2変数でさえ t 比は小さく、2005年当時在住していた県における残留あるいは出発という選択には、さして重要な影響を与えていない。

それに対し、民族的類似性の引き留め効果は、エスニシティに関しても強く選択的に作用していることが明らかになった。これは、当該の4変数がすべて負の係数を持つことから、確認できる。この効果は、特にブラジル人（ t 比が-28.7）と韓国・朝鮮人（ t 比が-23.2）に強い。

結婚機会関連の変数に関しては、＜結婚機会＊ブラジル＊妻＞と＜直系家族地方＊嫁＞の2変数ともに、有意となっている。結婚は、2005年当時に居住していた県に引き留める役割を果たしていることを確認できる。

また、＜雇用規模の対数＞の変数が正の有意な係数を持っているため、規模が大きい県が外国人をとどめるのではなく、むしろ彼らの転出を促す効果があることがわかる。また、＜新規流入者比率＞の変数も正の有意な係数を持っているので、国外からの外国人の新規流入が、雇用機会などをめぐる競争を避けて、それまでの居住県から転出していく傾向を示唆している。

次に、国内移動の目的地選択サブモデルと同様、説明変数のサブセットの相対的な説明力およびその重複度を検討するために、最大化法と係数固定法という2つの方法による ρ^2 値の限界的寄与を示した表7の右端の2列をご覧いただきたい。それによると、前稿（石川・リャウ 2007: 255–257）と同様、説明力の複雑な重複のために、説明変数のサブセットの順位に違いがあり、その違いは、前述した目的地選択サブモデルよりも残留・出発サブモデルのほうが目立っている。そのため、ここでは、とりあえず、限界的寄与のより大きな数値が目立つ固定係数法の結果に基づいた記述を試みたい。

《年齢》、《教育水準》、《エスニシティ》、という個人属性に関するサブセットの限界的寄与が、それぞれ0.0424、0.0286、0.0158であり、これらが大きな説明力を持っていることがわかる。他の個人属性である《性別》と《世帯主との続き柄》は、重要性が低い。場所属性に関するサブセットでは、《同一民族集住》の数値が0.0115であり、それに《都道府県規模》の0.0028が次ぐ。それに対し、《雇用機会》、《所得水準》という労働市場関連の2つのサブセットや、《結婚機会》の限界的寄与の数値は小さく、説明力は無視しうるほど小さい。総じて、 ρ^2 値の限界的寄与という点から見ても、外国人にとっての残留か出発かという選択に関しては、個人属性が2005年時点の常住県の属性よりずっと大きな影響力を持っている、と言える。なお、《システムの残余部分の吸引力》の固定係数法による限界的寄与が0.0000となっている（最大化法による寄与も0.0000）。しかし、この残留・出発選択サブモデルの適合度統計量 ρ^2 値は0.1178であり、この値は奇しくも前稿（石川・リャウ 2007）と全く同じである。これは、ここでの残留・出発選択サブモデルが意味ある結果となっている有力な一証左と考えることができる。

さて、今回の結果を、1995～2000年を対象とした前稿（石川・リャウ 2007）の結果

と比較したさいに注目されるのは、以下の点である。

第一に、個人属性が場所属性よりかなり大きな説明力を示しているのは、前稿と同様である。個人属性の中では、《年齢》のサブセットに含まれる7変数の係数がすべて、絶対値が大きくなっているうえ、固定係数法による《年齢》の限界的寄与も0.0231から0.0424に増大している。対照的に、《エスニシティ》の限界的寄与は、0.0527から0.0158に減少している。第二に、《都道府県規模》を示す＜雇用規模の対数＞の変数の係数が、前稿の負から今回は正に変わった。これは、規模の大きな県にとどまるのではなく、そこから転出する傾向が見られるようになったことを意味しているが、具体的には大都市圏の中心市がある都府県から、外国人が郊外に居住地を移す動きの強まりを想定できるように思われる。ちなみに、千葉ほか(2007)は、1995～2000年の時期において既に、東京特別区部からの韓国・朝鮮人や中国人、および大阪市からの韓国・朝鮮人による郊外への転出傾向が見られことを指摘している。また、江・山下(2005)は、東京の郊外に位置する自治体の公営住宅団地における中国人の集住化について報告している。本稿での知見は、こうした動向が近年一層進展していることをうかがわせる。

結 び

本稿の目的は、2010年の国勢調査の外国人個票データを用いて、2005～2010年における外国人による新規流入移動と国内移動の目的地選択を分析し、同様の分析方法を用いた前稿との比較を行うことであった。明らかになった主な知見は、以下のようにとまとめることができる。

第一に、前稿において想定した3つの理論的見方—労働市場関連の諸条件、同一民族人口の集住、結婚機会の空間的分布—に対応する変数群の経験的妥当性の程度は、今回もおおよそ類似している。これらの見方に対応する要因の説明力という点では、新規流入移動に関しては、労働市場関連要因が最大で、同一民族集住要因がこれに次ぎ、結婚機会要因は最小である。一方、国内移動に関しては、前二者の説明力がほぼ拮抗しており、結婚機会要因の貢献は無視しうるほどに小さい。第二に、新規流入移

動と国内移動のいずれについても、今回、サービス業の吸引力が製造業よりもずっと大きいことが明らかになった。わが国在住の外国人に関する既往研究では、特に日系ブラジル人と製造業雇用の強い結びつきが大きな注目を浴びてきたが、この知見はその見解の見直しを迫るものである。第三に、外国人の目的地選択が多様になり、分散が進んでいること、あるいは、大都市圏内における郊外化が進展していることを示唆する知見がいくつか得られた。ただし、目的地選択に際して、同一民族人口の集住が依然として大きな吸引力を持っている。

さて、本稿の冒頭で述べた近年の3つの状況の変化のうち、日本の総人口の減少の開始や経済危機に伴う外国人人口の減少は、本稿で行った多変量解析という枠組みの中では、一見するところ、目的地選択にはっきりとした影響を与えていない。一方、国際結婚件数の減少は、直系家族制度の目立つ東北への、外国人女性の「嫁」としての流入を示す変数の説明力の後退につながっているという知見が得られた。とはいえ、2008年から始まった経済危機のインパクトという点に関して述べるなら、本稿で分析した国勢調査における目的地選択に関する質問では、2005年から2010年の常住地の違いから移動を行ったとみなし、この5年間に1度だけの移動をしたと想定している。しかし、経済危機の影響をうけて、実際には、複数回の移動や国際移動と国内移動にまたがる複雑な移動をした外国人が少なくないと予想される。こうした事例については、本稿で採用した方法では、あいにく十分に解明することができない。そのため、外国人人口の減少が、外国人の目的地選択に顕著な影響を与えなかった、と結論することはできない。この点に関しては、本稿で用いた以外の、多様な方法による今後の研究が望まれる。

ところで、日本における人口減少の開始という事態は、本稿では、説明変数として分析の枠組みに明示的に取り込まれてはいない。人口減は大きな地域差を伴いつつ進展しており、この問題は年を追うごとに深刻化していくと予想されている。そのため、本稿での知見を、人口減少関連の諸問題の軽減や緩和のために政策的に活用することが可能なように思われる。しかし、この点をめぐる詳細については、今後の課題としたい。

本稿で使用した2010年国勢調査における外国人の個票データを提供いただいた総務省統計局に、厚くお礼申し上げたい。また、本稿の作成にあたり、モデルの推定方法や分析結果に関する有益なコメントをいただいたカナダ、マクマスター大学のKao Lee Liaw 名誉教授にも、深く感謝申し上げたい。本稿は、日本学術振興会科学研究費基盤研究(C)「定量的・定性的分析を併用した日本の国際結婚カップルをめぐる家族形成の包括的検討」(代表者：竹下修子・愛知学院大学教授、課題番号：24530676)による研究成果の一部である。

文 献

- 石川義孝・リャウ, K.-L. 2007. わが国在住外国人による都道府県間移動からみた目的地選択. 石川義孝編『人口減少と地域—地理学的アプローチ—』227-259. 京都大学学術出版会.
- ヴァン・デ・カー, D. J., 福田亘孝訳 2002. 先進諸国における「第二の人口転換」. 人口問題研究 58(1): 22-56.
- 落合恵美子・リャウ, K.-L.・石川義孝 2007. 日本への外国人流入からみた国際移動の女性化—国際結婚を中心に—. 石川義孝編『人口減少と地域—地理学的アプローチ—』291-319. 京都大学学術出版会.
- 警察庁刑事局組織犯罪対策部 国際捜査管理官 2007. 来日外国人犯罪の検挙状況.
(<http://www.npa.go.jp/soshikihanzai/kokusaisaousa/kokusai>) (最終閲覧日：2013年11月29日).
- 江衛・山下清海 2005. 公共住宅団地における華人ニューカマーの集住化—埼玉県川口芝園団地の事例—. 人文地理学研究 29: 33-58.
- 政府統計政策統括官(統計基準担当) 2007. 日本標準産業分類
(<http://www.stat.go.jp/index/seido/sangyo/>) (最終閲覧日：2013年11月21日).
- 国立社会保障・人口問題研究所 2012. 日本の将来推計人口(平成24年1月推計)—平成23(2011)年～平成22(2010)年—. (<http://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/newest04/sh2401top.html>) (最終閲覧日：2013年11月30日).
- 千葉立也・石川義孝・リャウ, K.-L. 2007. 日本に在住する外国人の国内移動にみられる地域性. 石川義孝編『人口減少と地域—地理学的アプローチ—』197-225. 京都大学学術出版会.
- 樋口直人 2010. 経済危機と在日ブラジル人—何が大量失業・帰国をもたらしたのか—. 大原社会科学研究所雑誌 622: 50-66.
- リャウ, K.-L.・石川義孝 2007. 日本への流入外国人による目的地選択. 石川義孝編『人口減少と地域—地理学的アプローチ—』261-289. 京都大学学術出版会.
- Ishikawa, Y. 2011. Impact of the economic crisis on human mobility in Japan: a preliminary note. *Belgian Journal of Geography* 2011 (3-4): 129-147.
- Liaw, K.-L., Ochiai, E. and Ishikawa, Y. 2010. Feminization of immigration in Japan: Marital and job opportunities, In *Asian cross-border marriage migration: Demographic patterns and social issues*, eds. W.-S. Yang and M. C.-W. Lu, 49-86. Amsterdam University Press.
- Takenoshita, H. 2013. Labour market flexibilisation and the disadvantages of immigrant

employment: Japanese-Brazilian immigrants in Japan. *Journal of Ethnic and Migration Studies* 39(7): 1177-1195. Doi: 10.1080/1369183X.2013.778140.

Takeshita, S. forthcoming, Intermarriage and Japanese identity. In *Creating social cohesion in an interdependent world: The experiences of Australia and Japan*, eds. E. Healy and D. Aranachalam.