

# 札幌市の配偶関係別純移動率 2000 年－2005 年の推計

原 俊 彦

札幌市立大学デザイン学部

**抄録：**日本の人口移動統計としては住民基本台帳人口移動報告と国勢調査報告人口移動集計があるが、いずれも配偶関係別移動人口は集計されておらず、配偶関係ごとの人口移動率の相違は不明であった。そこで、札幌市の人口動態統計の男女初婚件数、離婚件数、再婚件数を、2000 年から 2005 年まで各歳コーホート（同一年出生集団）別に積算・集計し、5 歳年齢階級別累積件数を求め、これを元に配偶関係別純移動（転出入の差）率を推計した。

その結果、未婚の純移動率は男女とも若年層で転入超過だが、25-29 歳から 30-34 歳にかけての移動を境に、それより上の年齢層で転出超過に転じ、逆に有配偶では転出超過から転入超過にシフトする傾向があること、また離別では全年齢階級で転出超過となる一方、死別では男子が転出超過、女子は転入超過となるという興味深い特徴が明らかとなった。これらの傾向は分母に年齢別人口、各配偶関係別人口のいずれを取っても、また推計が比較的容易な未婚とそれ以外の配偶関係に分けた場合や、配偶関係不詳をいずれかに振り分けた場合も変わらないことが確認できた。

さらに、これらの累積初婚件数や純移動率を用いてコーホート未婚初婚率（未婚者を分母とした初婚率）を算定したところ、配偶関係別純移動率に差がないと仮定した場合より低い値となり、有配偶女性が市外に流出して未婚の女性が多く残るために未婚初婚率が低くなるのではないかと懸念は当たらないことが判明した。

**キーワード：**人口動態、移動率、配偶関係、国勢調査、人口推計、札幌市

## I. 研究の背景・目的・意義

わが国全体が本格的な人口減少社会を迎える中で、過疎地域はもとより大都市地域においても少子高齢化がどのように進行し、どのような影響をもたらすのかという問題が重要な研究課題となってきた。

このため、その先進地域である札幌市の超少子化をモデル化したいと考え、その人口学的特徴の抽出を試みた。結果、都道府県・政令指定都市データ（2005 年の国勢調査と人口動態調査）の分析から、性比（男子人口と女子人口の比、出生時は一般に  $105 \div 100 = 1.05$ ）と女子未婚初婚率（未婚者を分母とする初婚率、分母に有配偶者なども含む通常の初婚率より独身者の結婚動向をより良く反映する）の間に強い正の相関が見られることがわかった。

特に札幌市では 20-24 歳、25-29 歳の人口移動の男女差が、性比の低下を招き、これが女子の未婚初婚率を低く抑え、さらに未婚性比（男女未婚者のみの性比）のアンバランスを生み、結果的に晩婚化によるキャッチアップを妨げている可能性があることが明らかとなった（原 2008）<sup>1)</sup>。

そこで、この期間データにみられる相関が時系列でも観察されるか、1950 年から 2005 年までの札幌市の国勢調査を用い検証した。その結果、1955 年-1960 年の人口急増期をピークに 20-24 歳、25-29 歳の性比が急速に低下し、石油ショック後は長期低落傾向にあり、さらに 1990 年以降の経済停滞により非常に低い水準となって来たことが確認でき、時系列においても人口移動と性比、性比と女子未婚初婚率との間に相関があることが確認された（原 2009）<sup>2)</sup>。

しかし、この分析では、全体の人口と未婚者人口の間で純移動率（転入率と転出率の差）に差がないものと仮定しており、配偶関係が移動率に与える影響や結婚理由による移動の問題は扱っていない<sup>1)</sup>。このため結婚した女性が市外に流出し、市内に未婚の女性が多く残るため、結果的に未婚初婚率が低くなるのではないかという疑問が残ることとなった。

この点を明らかにするため、本稿<sup>2)</sup>では、電子化されたデータが得られた 2000 年-2005 年までの札幌市の男女各歳別初婚件数、離婚件数、再婚件数をコーホート（同一年出生集団）別に積算し、それらを集計して、5 歳年齢階級・コーホート別件数を求め、これを元に札幌市の

配偶関係別純移動率の推計を行い、問題となったコーホート未婚初婚率について、コーホート別累積初婚件数の実績値や未婚人口の純移動率を用いて再計算を行った。

したがって今回の分析の主要な目的は、札幌市の配偶関係別移動率を推計することにより、その相違が分母人口の変化として未婚初婚率の変動に影響を与えているかを検証することにある。

なお、わが国の主要な人口移動統計としては、各年の住民基本台帳人口移動報告と10年ごとの国勢調査報告人口移動集計があるが、いずれにおいても配偶関係別の移動人口数は表章されておらず、このため配偶関係別純移動率の推計も行われていない。

しかし、2006年の「第6回人口移動調査」(国立社会保障・人口問題研究所)<sup>3)</sup>によれば、現住地への移動理由として「住宅を主とする理由」(35.4%)、「職業上の理由」(12.8%)に次いで「結婚・離婚」(12.6%)が3番目に多く、配偶関係の変化もまた人口移動の主要な要因の一つであることが知られている。さらに「住宅を主とする理由」や「職業上の理由」が幅広い年齢層で挙げられるのに対し、「結婚・離婚」は家族形成期にあたる年齢に集中しており、25-29歳では男子の26.3%、女子の34.0%、30-34歳では男子の23.0%女子の31.3%が主な移動理由としている<sup>3)</sup>。

したがって「結婚・離婚」がとりわけ家族形成期の人口移動に少なからぬ影響を及ぼすことは容易に推察しうるが、全国の移動者を対象としたサンプル調査からは、この要因が実際に地域の純移動率にどの程度作用しているか計量的に把握しえず、この点からも、地域人口において、未婚・有配偶・離別・死別ごとに純移動率を推計することの意義は極めて大きい<sup>4)</sup>。

## II. 研究方法

### 1. 使用データ

初婚件数と再婚件数については、厚生労働省のホームページ上で公開されている「厚生労働統計一覧」の「人口動態調査」の平成12(2000)年から平成17(2005)年まで、各年次の「中巻－婚姻」にある「各年時に結婚生活に入った夫・妻別」の「夫－妻の同居時の年齢(各歳)・都道府県(13大都市再掲)別」【初婚の夫】、【初婚の妻】、【再婚の夫】、【再婚の妻】から札幌市に該当するデータを抽出し集計した<sup>5)</sup>。

離婚件数についても同ホームページ上の「中巻－保管統計表(報告書非掲載表－離婚)」の「離婚件数、夫(妻)の届出時の年齢(各歳)・都道府県(13大都市再掲)別」

「一夫一」「一妻一」から該当するデータを抽出し集計した<sup>5)</sup>。

年齢階級別人口と配偶関係別人口については、平成12(2000)年<sup>6)</sup>と平成17(2005)年<sup>7)</sup>の国勢調査第1次基本集計の値(総数)を用いた。また純移動率の算定における、平成12(2000)年から平成17(2005)年の生残率(年齢別死亡率をもとに、元の人口が加齢とともに生き残る確率を計算したもの)の値としては国立社会保障・人口問題研究所の「日本の市区町村別将来推計人口 平成20年12月推計」<sup>8)</sup>における札幌市の仮定値を用いた。

### 2. 推計方法

#### (1) 国勢調査間の累積初婚数、累積再婚者数、累積離婚者数、累積死別者数

初婚件数、再婚件数、離婚件数については15歳から75歳までの各歳別件数(不詳は含まず。日本国籍のみ)を該当年次について求め<sup>9)</sup>、2000年を起点とする各歳別コーホートに並べ替え、さらに15歳から75歳まで5歳年齢階級別に積算し、国勢調査間の累積初婚数、累積再婚者数、累積離婚者数を求めた。なお国勢調査人口が10月1日現在をベースとしていることを考慮し、期首の2000年については12分の3、期末の2005年については12分の9を掛け補正した<sup>10)</sup>。

また累積死別者数は、男女有配偶者のセンサス間死亡者数を相互に反映するものと解釈し、次の式(括弧内は変数の該当年次と年齢。例として2000年時15-19歳から2005年時20-24歳を記載する。上位の年齢階級は同様のため省略)により推計した。なお、ここでは男女有配偶者の大部分は同一コーホートに所属するとともに、配偶関係による生残率の差は無視できるほど小さいものと、近似的に仮定している。

- A) 男子の累積死別者数(2000年時15-19歳から2005年時20-24歳)  $\div$  女子の有配偶死亡者数(2000年時15-19歳から2005年時20-24歳) = 女子有配偶人口(2000年時15-19歳)  $\times$  [1 - 女子生残率(2000年時15-19歳から2005年時20-24歳)]
- B) 女子の累積死別者数(2000年時15-19歳から2005年時20-24歳)  $\div$  男子の有配偶死亡者数(2000年時15-19歳から2005年時20-24歳) = 男子有配偶人口(2000年時15-19歳)  $\times$  [1 - 男子生残率(2000年時15-19歳から2005年時20-24歳)]

#### (2) 国勢調査間の純移動数

男女とも5歳年齢階級別純移動数は、国勢調査間の人口数の差を、生残率とその間の配偶関係の異動数で補正することにより求めた。具体的には以下の式(例は2000年時15-19歳から2005年時20-24歳)による。なお、こ

ここでは配偶関係による生残率の差は無視できるほど小さいと近似的に仮定している。また国勢調査間で配偶関係の異動が繰り返された場合（たとえば初婚の後、すぐに離婚しさらに再婚など）などは考慮していない。

- A) 全体の純移動数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) = 人口 (2005 年時 20-24 歳) - 人口 (2000 年時 15-19 歳) × 生残率 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳)
- B) 未婚者の純移動数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) = 未婚人口 (2005 年時 20-24 歳) - {未婚人口 (2000 年時 15-19 歳) - 累積初婚数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳)} × 生残率 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳)
- C) 有配偶者の純移動数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) = 有配偶人口 (2005 年時 20-24 歳) - {有配偶人口 (2000 年時 15-19 歳) + 累積初婚数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) - 累積離婚数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) + 累積再婚者数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) - 累積死別者数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳)} × 生残率 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳)
- D) 死別者の純移動数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) = 死別人口 (2005 年時 20-24 歳) - {死別人口 (2000 年時 15-19 歳) + 累積離婚数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) + 累積死別者数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳)} × 生残率 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳)
- E) 離別者の純移動数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) = 離別人口 (2005 年時 20-24 歳) - {離別人口 (2000 年時 15-19 歳) + 累積離婚数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) - 累積再婚者数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳)} × 生残率 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳)

なお、死別者の純移動数は、死別再婚者の分だけ減少すると考えられるが、入手した再婚データでは、それらを区別することができないため式には算入していない。同様の事情で離別者の式における累積再婚者数には死別再婚者が含まれている。したがって、その分だけ推計値が死別者の純移動数ではやや過大に、離別者の純移動数は過少となる点に注意を要する。

### (3) 配偶関係別純移動率 (分母：年齢別人口)

配偶関係別純移動率としては、まず、上記の各純移動数を分子にとり、分母をすべて年齢別人口とするものを算出した。これは全体の純移動率を各配偶関係別に分解したものと解釈できる。具体的には以下の式 (例：2000

年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) による。

- A) 全体の純移動率 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) = 純移動数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) ÷ 人口 (2000 年時 15-19 歳)
- B) 未婚純移動率 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) = 未婚者の純移動数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) ÷ 人口 (2000 年時 15-19 歳)
- C) 有配偶純移動率 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) = 有配偶者の純移動数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) ÷ 人口 (2000 年時 15-19 歳)
- D) 死別純移動率 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) = 死別者の純移動数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) ÷ 人口 (2000 年時 15-19 歳)
- E) 離別純移動率 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) = 離別者の純移動数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) ÷ 人口 (2000 年時 15-19 歳)

なお、上記 4 つの配偶関係別純移動率の総和と、全体の純移動率の差分を、配偶関係不詳の純移動という意味で不詳純移動率とした。

- F) 不詳純移動率 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) = 純移動率 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) - Σ 配偶関係別純移動率 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳)

### (4) 配偶関係別純移動率 (分母：配偶関係別人口)

今ひとつは配偶関係別純移動率として、分母に年齢別人口ではなく、各配偶関係別人口を取り算定した。これは各配偶関係別人口がどのような移動傾向を持つかを示すものである。具体的には以下の式 (例は 2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) による。

- A) 未婚者の純移動率 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) = 未婚者の純移動数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) ÷ 未婚人口 (2000 年時 15-19 歳)
- B) 有配偶者の純移動率 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) = 有配偶者の純移動数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) ÷ 有配偶人口 (2000 年時 15-19 歳)
- C) 死別者の純移動率 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) = 死別者の純移動数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) ÷ 死別人口 (2000 年時 15-19 歳)
- D) 離別者の純移動率 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) = 離別者の純移動数 (2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳) ÷ 離別人口 (2000 年時 15-19 歳)

この場合、2000 年時の各配偶関係別人口が分母となるため、若年層では未婚以外は、分母が 0 また極めて小さく、純移動率が計算できないか、極端に過大な値となる点に注意を要する。

### III. 結果

#### 1. 純移動率の分解

##### (1) 配偶関係別純移動率（分母：年齢別人口）

まず、全体の純移動率と、これを配偶関係別に分解した配偶関係別純移動率（分母：年齢別人口）を比較する（図 1）と、男女とも 15-19 歳から 20-24 歳（以下、2000 年時 15-19 歳から 2005 年時 20-24 歳を、このように略記をする。図内の表記は 15～19 → 20～24。以下同様）と、20-24 歳から 25-29 歳の純移動率は若年層の大部分が未婚者であるため、主として未婚純移動率を反映したものであることがわかる。しかし、このうち男子（図 1 a）の 20-24 歳から 25-29 歳の未婚純移動率がほぼ 0 であるのに対し、有配偶純移動率と離別純移動率は  $-0.02$  となっており、この年齢階級の純移動率が全体として  $-0.04$  と僅かに転出超過となっているのは、有配偶者や離別者など比較的早婚な男性人口の市外流出を反映したものであることがわかる。

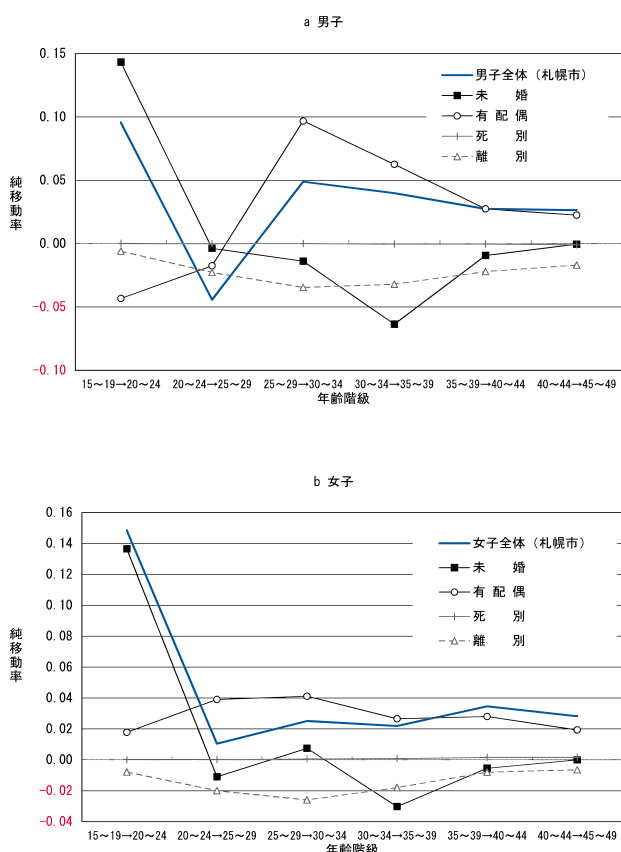


図 1 配偶関係別純移動率（分母：年齢別人口）

これに対し女子（図 1 b）の 20-24 歳から 25-29 歳は、未婚純移動率が  $-0.01$ 、離別純移動率が  $-0.02$  に対し、有配偶純移動率が  $0.04$  とプラスの値となっており、この年齢階級の純移動率が全体として  $0.01$  と僅かに転入超過となっているのは、比較的早婚な女子人口の転入傾向を反映したものであることがわかる。

また男子の 25-29 歳から 30-34 歳では、全体の純移動率がプラスで推移しているが、これは専ら有配偶純移動率の動きを反映したものであり、未婚純移動率は 30-34 歳から 35-39 歳の  $-0.06$  まで強い流出傾向を示している。女子の 25-29 歳から 30-34 歳より上の年齢階級でも男子ほど強くはないが有配偶純移動率がプラスであるのに対し、未婚純移動率は 30-34 歳から 35-39 歳の  $-0.03$  まで、強い流出傾向を示しており、高年齢では男女とも有配偶者の転入超過、未婚者の転出超過が観察される。

なお、離別純移動率は男女とも全年齢階級で転出超過となっており、いずれも有配偶率が高まり、その結果として離別率も高まる 25-29 歳から 30-34 歳で転出超過が最も高くなっている。これに対し死別の純移動率は、分母を年齢別人口とした場合、該当するケースが極めて限定されるため、男女とも全年齢階級で 1 %未満となっている。

##### (2) 未婚者と既婚者

同様の結果を、生残率と累積初婚数だけから推計できる未婚者の純移動率と、その値に配偶関係不詳の純移動率を加え、全体の純移動率から引いた値である、既婚者（有配偶、離別、死別）の純移動率の二つに分解し観察すると（図 2）、男女とも 15-19 歳から 20-24 歳、20-24 歳から 25-29 歳の純移動率は未婚者の動き（転入超過）を反映したものであるのに対し、家族形成期の 25-29 歳から 30-34 歳以降の年齢階層では既婚者（有配偶者が多数を占める）の動き（転入超過）を反映したものであることが確認できる（未婚者は転出超過）。

#### 2. 配偶関係不詳の影響

##### (1) 配偶関係不詳を未婚者に算入

2005 年の国勢調査では 30 歳後半から配偶関係不詳者が非常に多く、この影響が推計結果に影響している可能性も考えられる<sup>(5)</sup>。

そこで、まず、2005 年のすべて配偶関係不詳者を未婚者に加え、同様の計算を行った（図 3）。この結果、男女とも 30-34 歳から 35-39 歳以上で未婚純移動率が転入超過に転じたが、男女の性比と女子未婚初婚率の関係で焦点となった 25-29 歳から 30-34 歳の既婚純移動率は、男女とも転入超過のままであり、既婚（実質的には有配偶者）の転出超過とはならないことが確認できた。

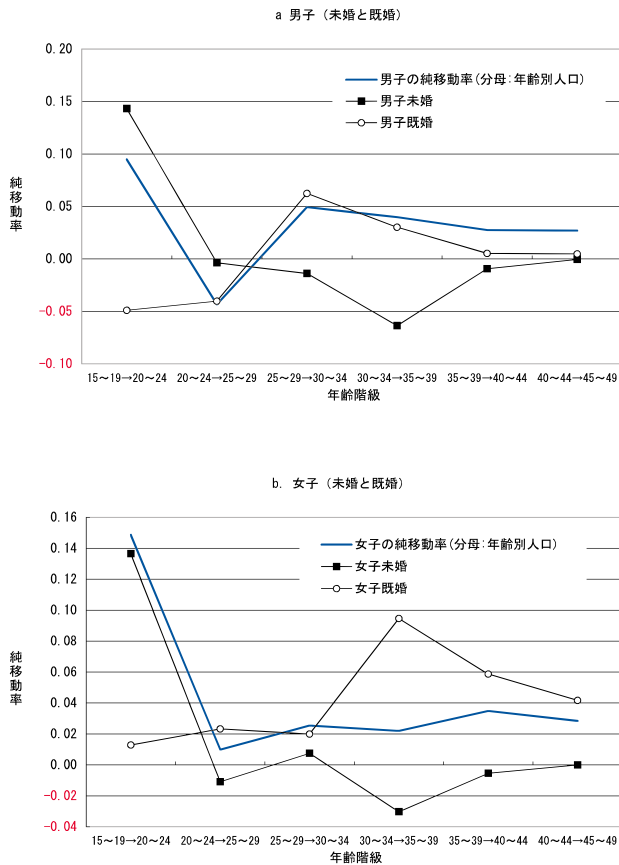


図 2 未婚者と既婚者の純移動率

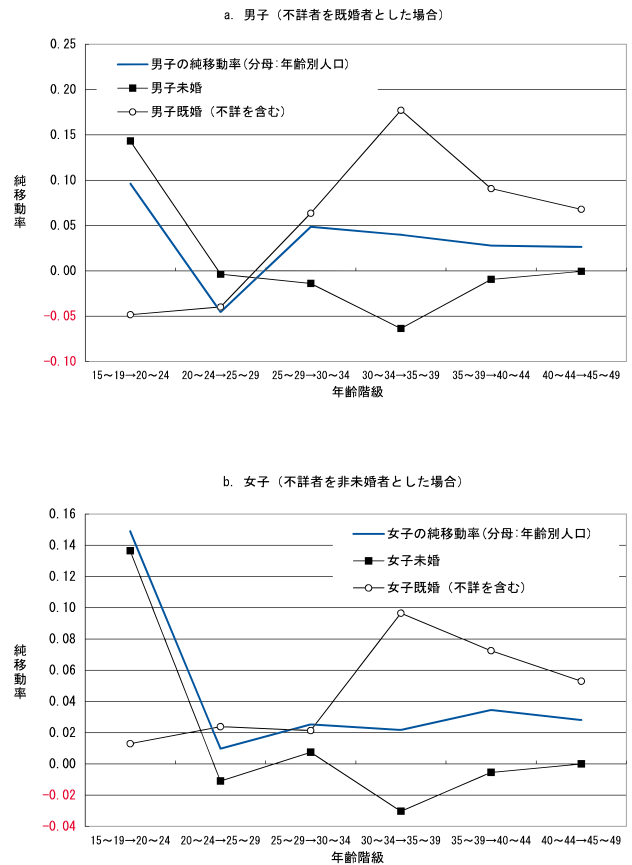


図 4 配偶関係不詳を既婚者に算入

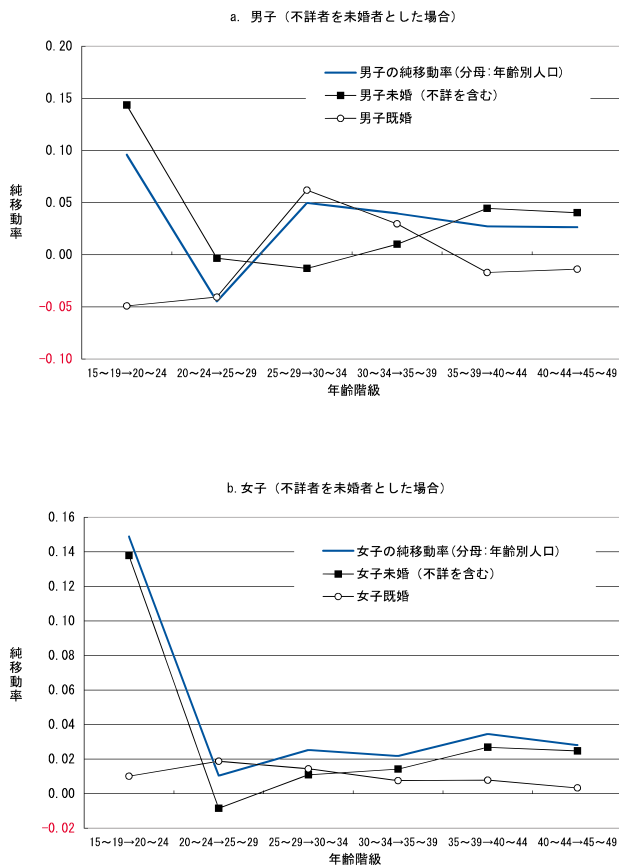


図 3 配偶関係不詳を未婚者に算入

## (2) 配偶関係不詳を既婚に算入

逆の仮定として、2005 年のすべて配偶関係不詳者を既婚者に加えて同様の計算を行った(図 4)。この場合には、全体の純移動率から未婚純移動率を引いた(不詳純移動率を含む)の場合(図 2)に比べ、家族形成期以降の年齢階層で、既婚者(実質的には有配偶者)の転入超過、未婚者は転出超過となる傾向がさらに強まることが確認できる。

## 3. 分母を配偶関係別人口とした場合

次に分母を年齢別人口ではなく、各配偶関係別人口にした純移動率を計算した(表 1)。これは各配偶関係別人口がどのような移動傾向を持つかを示すものと解釈できる。なお、すでに述べたように、2000 年時の配偶関係別人口が分母となるため、若年層では未婚以外、意味をなさない<sup>(6)</sup>。

まず未婚男子の純移動率をみると、15-19 歳から 20-24 歳(表中の表記は 20~24。以下同様)までが転入超過、25-29 歳から 30-34 歳以降では転出超過となっており、55-59 歳から 60-64 歳の定年退職年齢で一時的に転入超過となるものの、そこから上の年齢では再び転出超過となり、さらに 70-74 歳から 75-79 歳の後期高齢者で、再度、転入超過となっていることがわかる。これに対し女



表1 性・年齢5歳階級・配偶関係別純移動率（分母：各配偶関係別人口）

年齢階級	男子全体	未婚	有配偶	死別	離別	年齢階級	女子全体	未婚	有配偶	死別	離別
0～4						0～4					
5～9	0.02	0.02				5～9	0.02	0.02			
10～14	0.03	0.03				10～14	0.03	0.03			
15～19	0.14	0.13				15～19	0.15	0.14			
20～24	0.09	0.14	-8.77	4.34	-34.84	20～24	0.15	0.14	2.33	4.67	-13.18
25～29	-0.04	-0.00	-0.26	-0.22	-10.78	25～29	0.01	-0.01	0.38	0.87	-2.91
30～34	0.05	-0.02	0.31	0.46	-3.03	30～34	0.03	0.01	0.11	0.72	-0.96
35～39	0.04	-0.16	0.11	-0.54	-1.29	35～39	0.02	-0.09	0.04	0.40	-0.36
40～44	0.03	-0.04	0.04	-0.16	-0.65	40～44	0.03	-0.03	0.04	0.31	-0.12
45～49	0.03	-0.00	0.03	-0.29	-0.42	45～49	0.03	-0.00	0.03	0.16	-0.08
50～54	0.02	-0.01	0.02	0.03	-0.25	50～54	0.02	-0.01	0.01	0.26	-0.04
55～59	0.03	-0.00	0.02	-0.12	-0.12	55～59	0.02	0.01	0.01	0.20	-0.03
60～64	0.05	0.02	0.06	-0.21	-0.03	60～64	0.03	0.01	0.02	0.09	0.00
65～69	0.03	-0.02	0.03	-0.10	0.00	65～69	0.03	0.02	0.00	0.14	-0.03
70～74	0.03	-0.02	0.03	-0.06	-0.04	70～74	0.03	0.01	-0.01	0.13	-0.04
75～79	0.02	0.01	0.03	-0.07	-0.03	75～79	0.04	0.04	0.01	0.08	-0.00
80～84	0.03	0.04	0.06	-0.15	-0.02	80～84	0.05	0.02	0.13	0.01	-0.01
85～	0.43	0.28	0.36	0.76	0.34	85～	0.71	0.54	0.62	0.75	0.44

註：表中，年齢階級は2005年時。例：25～29は2000年時20～24歳から2005年時25～29歳

子の未婚者も15-19歳から20-24歳までが転入超過で、20-24歳から25-29歳が転出超過だが、問題の25-29歳から30-34歳ではわずかに転入超過、そして、それより上の年齢では45-49歳から50-54歳まで転出超過となる。ただし、それ以上の高齢層では、男性の場合より一貫した転入超過傾向が見られる。

これに対し有配偶者の純移動率は、男子が15-19歳から20-24歳、20-24歳から25-29歳で転出超過であり、ここでも早婚型の男子は札幌市外に転出する傾向が強いことがわかる。逆に25-29歳から30-34歳以上の男子有配偶者は高齢層まで一貫して転入超過であり、家族形成のタイミングにより、転出入傾向に差があることが確認できる。この転出超過から転入超過にシフトして行くという基本的傾向は、先に示した分母を年齢別人口とした場合と同じである。これに対し、女子では有配偶者の純移動率は20-24歳から25-29歳以上のすべての年齢層（70-74歳から75-79歳を除く）で転入超過であり、この結果も、先に示した分母を年齢別人口とした場合と、ほぼ同じである。

ここでも興味深いのは離別者の純移動率で、男女とも全年齢階層で転出超過であり、離別者は市外に流出する傾向がある。これに対し、分母を年齢別人口とした場合は該当件数が少なく転出入傾向が不明であった死別者の純移動率は、分母を死別人口に限定すると、男女で全く逆の傾向を示しており、男子は全般的に転出超過、女子

は転入超過となっていることがわかった。

#### 4. コーホート未婚初婚率

最後に問題となったコーホート未婚初婚率について、ここで算出した未婚純移動率（分母を未婚人口）並びに人口動態統計から求めた累積初婚件数の実績値を用いて再計算を行った（図5）。

図中、推計値Aは、未婚者の純移動率が全体の純移動率と同じであると仮定した場合のコーホート未婚初婚率であり、2000年の未婚者から推計した2005年の未婚者数と、国勢調査の実際の値の差を累積初婚件数と解釈し、これを2000年の未婚者数で除したものである。

これに対し、推計値Bは全体の純移動率の代わりに、今回、算出した未婚者の純移動率を用いたものである。また推計値Cは上記の方法とは異なり、今回、算出した累積初婚件数を2000年の未婚者数で除したものである。

この結果から明らかなように、実際の値により近いと解釈できる推計B、推計Cより、問題の25-29歳から30-34歳以上で、推計Aは男女とも、むしろ過大である。したがって、結婚した女性が市外に流出し、未婚の女性が多く残るために、推計Aの未婚初婚率が実際の値より低くなるのではないかという懸念は、当たらないことが判明した。

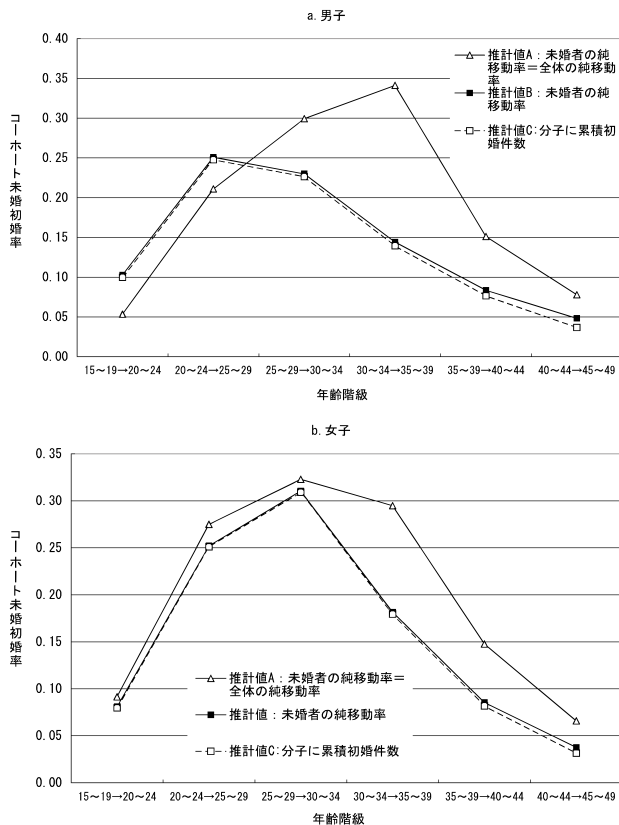


図5 コーホート未婚初婚率の比較

#### IV. 考察

本稿では電子化された資料が得られた2000年から2005年までについて、札幌市の人口動態統計の男女初婚件数、離婚件数、再婚件数を、各歳コーホート別に積算し、それらを集計して5歳年齢階級・コーホート別件数を求め、これを元に札幌市の配偶関係別純移動率の推計を試み、問題となったコーホート未婚初婚率について、コーホート別累積初婚件数の実績値や未婚人口の純移動率を用いて再計算を行った。

その結果、札幌市の場合、男女とも未婚者の純移動率は15-19歳から20-24歳、20-24歳から25-29歳までは転入超過であり、問題の25-29歳から30-34歳も含め、それ以降では転出超過となる傾向があることが確認できた。つまり大学などの高等教育機関の集積から高校卒業・大学進学までの年齢（男女ともほぼ全員未婚者）では転入が転出を上回るが、卒業・就職の段階以降となると、地元での雇用機会の不足などから未婚者は転出超過にシフトして行くことが確認された。

つまり高い未婚者割合から連想される、独身者が集まる街という札幌市のイメージが、実際の未婚純移動率と合致するのは25-29歳までであり、それより上の年齢では未婚者はむしろ転出超過となっていることが判明した。これは、札幌市はコンビニエンス・ストアなどが多

く独身者が住みやすい街であり、これが未婚化・晩婚化傾向を助長しているのではないかという通説とは、逆の移動傾向である。

一方、有配偶者の純移動率は男女で異なる。男子では若年で転出超過、25-29歳から30-34歳より上の年齢層では転入超過であり、同じ男子でも家族形成のタイミング（ただし若年の有配偶者が早婚であることは間違いなが、高年齢の有配偶者については不明）により転出入傾向に差がある。この差がどのような要因によるかはさらに分析が必要だが、若年男子が家族形成し市内にとどまることは経済面からも難しいのではないと思われる。

これに対し、女子有配偶者は、札幌市の場合、すべての年齢階層で転入超過であり、東京都を初め他の大都市圏では一般的とされる、結婚や家族形成に伴う大都市近郊地域への転出傾向はみられないことが確認された。なお、男子とは異なり女子では若年の有配偶者も転入超過であるのは、結婚年齢の差（通常、男子の方が年上）を反映しているものと思われる。

離別者の純移動率は男女とも全年齢で転出超過であり、札幌市の高い離別割合から連想される、道内や本州から離別者が集まっているのではないかという、従来からの通説とは全く逆の傾向が確認できる。

これが他の大都市圏と比べ特異であるかどうかは、今後、比較検討する必要があるが、経済状況が困難なケースが多い（特に女性）とされる離別者の場合、経済面からも札幌市内にとどまることが難しいのではないかと推測される。

一方、死別者の純移動率は、男子が転出超過、女子は転入超過であるという興味深い傾向も明らかになった。これも他の地域との比較が必要であるが、死別者の場合は呼び寄せ効果が男女で逆に作用するといった可能性が考えられる。

つまり、一般に女子の高齢単独世帯が多く見られることから、単独で日常生活を送る上で男女の自活力に相違があるのではないかと推測される。この場合、男子は配偶者と死別後、市外に住む家族と同居するか、施設などに移動するため転出超過となる。一方、女子は、そのまま単身世帯として残るか、市内に住む家族とともに暮らす傾向があるのではないかと考えられる。

なお、これらの結果は分母に年齢別人口、各配偶関係別人口のいずれを取った場合でも、また比較的推計が容易な未婚者とそれ以外の既婚者に分けて行った場合や、配偶関係不詳をいずれかに振り分けた場合も基本的に変わらないことが確認できた。

さらに、今回、算定した未婚者の純移動率や累積初婚

件数を用いて、年齢5歳階級別コーホート未婚初婚率を算定したところ、いずれも元の推計値より低めとなった。したがって、結婚した有配偶女性が市外に流出し未婚の女性が多く残るために、未婚初婚率が低くなるのではないかと疑問はあたらず、少なくとも直近の2000年から2005年までについては、純移動率の配偶関係別相違から未婚女子の相対的過剰が発生するといったことはなかったことが確認できた。

確かに隣接する石狩市や北広島市の住宅地域への結婚移動は一定程度あると思われるが、首都圏地域とは、異なり未だに市内周辺部に十分過ぎるほどの宅地供給余力があること、また道外他地域に対し、過去、一度も転出超過となったことがないことを考慮すれば、この結果は2000年以前にも当てはまるものと思われる。

## V. むすびにかえて ― 今後の課題

本稿の主目的は、女子の未婚者と既婚者の純移動率を推計し、その相違が分母人口の変化として未婚初婚率の変動に影響を与えているかを検証することにあつた。しかし、札幌市民の人口移動というより広い視点から分析結果をみると、地方自治や街づくり、都市計画、家族社会学、地域福祉学など多様な分野に関係する側面があるのではないと思われる。

たとえば、未婚者の移動という点で、札幌市は男女とも大学卒業年齢までは転入超過であるが、就業・家族形成期以降は男女とも転出超過であり、従来イメージとは大きく異なる。このことは、札幌市が就業機会や住環境などの点で、未婚者にとって必ずしも暮らし良い街ではないのではないかと、あるいは、どのような条件が満たされれば、未婚者の転出超過を抑えることが可能となるのかといった、街づくりを進める上での重要な課題に繋がると思われる。一方、有配偶者の移動は男子は30-34歳より上で女子はすべての年齢階級で転入超過となっているが、これをもって家族形成にとり良好な環境が実現している証拠といえるかについては、なお疑問が残る。というのも、若年男子、男女の離別者など他の既婚者グループは転出超過であり、前者と後者の間には経済格差の存在が推測しうるからである。また、この相違が住宅価格や交通の利便性などの住環境とも関係するとすれば、市内の居住分布にも現れるはずである。したがって、この点についてはさらに空間分布を分析することで、都市計画画面でも有用な知見が得られるのではないかとと思われる。また死別者の移動は男子は転出超過、女子が転入超過となっているが、この点についても今後より詳細な分析を行うことで、家族社会学・地域福祉学などに関連し

た知見が得られるのではないかと考える。

もっとも本稿で推計した配偶関係別純移動率は、電子化された人口動態統計資料が得られた、直近の国勢調査間のみであり、ここで確認された傾向が過去も含め安定的なものであるかは、分析対象期間を拡大する方向で、今後、検証して行く必要がある。

また、ここで確認された札幌市の配偶関係別純移動率の諸傾向が、他の地域人口、とりわけ他の政令指定都市と比較し特異なものであるかも、興味深い問題であり、さらに検証を要する課題である。

これとも関連し、今後、市内周辺部の宅地供給余力、住宅取得価格、通勤パターンなどと、有配偶純移動率の関係など、配偶関係別純移動率と社会経済的要因との関連を分析し、そのメカニズムを解明したいと考えている。

さらに、これらの諸点をより確実に究明するには、配偶関係別純移動率を推計ではなく実数で計算し、その精度を検証するとともに、さらに転入率、転出率に分解し、各々への影響要因を特定する必要がある。わが国の人口移動統計で、これが可能なデータは10年ごとの国勢調査報告人口移動集計しかないが、2010年度には、この実施が予定されている。すでに述べたように、従来、この集計においては、配偶関係別の移動人口数は表章されていないが、文部科学省などの公的研究助成を申請・受託することにより、特別集計を申請することは可能であり、今後、そのための準備を進めて行くことも検討している。

**謝辞：**本研究は平成19年度-21年度科学研究費補助金基盤研究C(課題番号19530448)「札幌市の少子化：政令指定都市の出生力のシステム・ダイナミック・モデル構築」の一部をなすものである。データの収集・加工において竹中健(北海道大学大学院)氏の協力を得た。また第61回日本人口学会(2008年6月関西大学千里山キャンパス)や人口学会東日本部会を通じ、貴重な意見、コメントを頂いた。末尾ながら改めて謝意を表す。

## 註

- (1) 時系列で性比と女子の未婚初婚率の相関を分析する場合、未婚初婚率の分子は期間とは異なりコーホート・センサス間で発生する初婚件数となる。しかし、長期にわたり過去の人口動態統計からこれを求めるのは困難であるため、次式により、性・年齢5歳階級別人口の変動率と未婚人口からセンサス間未婚初婚率を推計した。  
$$\{\text{未婚人口}(a, t) \times (\text{人口}(a+5, t+5) \div \text{人口}(a, t)) - \text{未婚人口}(a+5, t+5)\} \div \text{未婚人口}(a, t) = \text{センサス間未婚初婚率}(a \rightarrow a+5, t \rightarrow t+5)$$
ただし、 $a$ は年齢階級、 $t$ は年次。

この推計では全体の人口と未婚人口の間では死亡率や純移動率に差はないものと仮定し、5年後の未婚人口を



推計、これと実際の国勢調査結果に現れた未婚人口数との差をコーホート・センサス間で発生した初婚件数と解釈する。このため配偶関係により死亡率や純移動率に差がある場合は未婚初婚率が過少または過大となる可能性がある点に注意する必要がある。

- (2) 本稿は 2009 年度第 1 回人口学会東日本部会（2009 年 9 月、札幌市立大学サテライトキャンパス）において「札幌市の配偶関係別純移動率 2000 年－2005 年の推計」として報告した内容に加筆・修正を加え論文化したものである。
- (3) 札幌市の「平成 18 年度札幌市人口移動実態調査」の、第 34 表(転入)、第 35 表(転出)「区内移動世帯の移動理由、移動主因者の年齢別世帯の状況」<sup>11)</sup>によれば、結婚・離婚による移動は転入世帯数 890 件中 186 件(20.9%)、年齢別では 25-29 歳の 37.9%、30-34 歳の 32.2%、転出世帯数 947 件中 160 件(16.9%)となっており、年齢別では 25-29 歳の 36.3%、30-34 歳の 26.3%を占める。したがって世帯単位のため男女別に分解できないが、札幌市の場合も、配偶関係の異動が転出入に影響していることが確認できる。
- (4) 配偶関係別純移動率は各配偶関係別人口の移動傾向を説明するものではあるが、結婚・離婚などの配偶関係の変化が移動に及ぼす影響を直接示すものではない点に注意する必要がある。たとえば有配偶純移動率には、その年その年齢で新たに結婚した者以外の有配偶者（過去からの非異動者、離別死別からの再婚者など）も含まれる。したがって、初婚、再婚、離婚、死別などのライフイベントが個々人の移動にどのような影響を与えるかについては個票を使ったマイクロレベルの分析が不可欠である。
- (5) 札幌市の配偶関係不詳割合は、15 歳以上の人口全体では 2000 年の男女とも 1.4%から 2005 年の男子 2.4%、女子 2.1%へと倍近くに増加している。とりわけ有配偶割合が高まる 30 歳以上で不詳率の上昇が目立ち、もっとも高い 35 歳－39 歳では男子 2.2%女子 1.4%から、男子 7.1%女子 4.4%へと 3 倍以上となっている。
- (6) このため表 1 には掲載していない。しかし、表中、男子 20-24 歳の、有配偶－8.77、死別 4.34、離別 34.84、女子 20-24 歳の、有配偶 2.33、死別 4.67、離別 13.18 などの

異常に大きな純移動率は、2000 年の分母人口が男子 15-19 歳の有配偶者 292 人、死別者 3 人、離別者 1 人、女子 15-19 歳の有配偶者 440 人、死別者 3 人、離別者 34 人と極端に少ないことによる。

### 参考文献

- 1) 原俊彦：札幌市の少子化：日本の政令指定都市の中で見た人口学的特徴。人口学研究 43：21-35, 11 月, 2008
- 2) 原俊彦：札幌市の少子化：人口移動と性比の変化。人口学研究 45：21-33, 11 月, 2009
- 3) 国立社会保障・人口問題研究所：第 6 回人口移動調査(2006 年社会保障・人口問題基本調査)－日本における近年の人口移動。調査研究報告資料第 25 号。東京：国立社会保障・人口問題研究所, pp 28-29, 2009
- 4) 厚生労働省：「厚生労働統計一覧：人口動態調査／人口動態統計－中巻－婚姻」(2009)。http://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/index.html
- 5) 厚生労働省：「厚生労働統計一覧：人口動態調査／人口動態統計－中巻－保管統計表(報告書非掲載表－離婚)」(2009)。http://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/index.html
- 6) (財)統計情報研究開発センター：平成 12 (2000) 国勢調査 第 1 次基本集計 00 全国／01 北海道 CD-ROM. (2002)
- 7) (財)統計情報研究開発センター：平成 17 (2005) 国勢調査 第 1 次基本集計 00 全国／01 北海道 CD-ROM. (2007)
- 8) 国立社会保障・人口問題研究所：日本の市区町村別将来推計人口－平成 17 (2005)－47 (2035) 年 平成 20 年 12 月推計。人口問題研究資料第 321 号。東京：国立社会保障・人口問題研究所, CD-ROM. (2009)
- 9) 前掲 4) 及び 5)。
- 10) 前掲 6) 及び 7)。
- 11) 札幌市：「平成 18 年度札幌市の人口移動－転入・転出及び通勤・通学人口のうごき：移動世帯の実態－平成 18 年度－第 34 表・第 35 表」(2009)。http://www.city.sapporo.jp/toukei/kanko/ido.html