

女性の就業と家計の居住地選択

—— 男女雇用機会均等法の影響を中心に* ——

安 部 由 起 子

本稿では、男女雇用機会均等法(以下、均等法)施行以降に、男女の居住パターンや女性の就業が、地域別にどのように変化したかを検証した。均等法世代をほぼ境にして、人口は首都圏に集中したが、平成不況時には首都圏への集中は停滞した。均等法後、正規雇用で働く大卒女性が大きく増えたのは東京であって、地方においてはそれのような女性の割合が均等法以前に比べて増え上昇しているとはいえない。そして、配偶関係別にみると、均等法の前後で正規雇用がそれほど増えていないというのが全体の傾向であったものの、地域別には、東京において有配偶女性の正規雇用は大きく増加している。

JEL Classification Codes: J16, J22, R23

はじめに

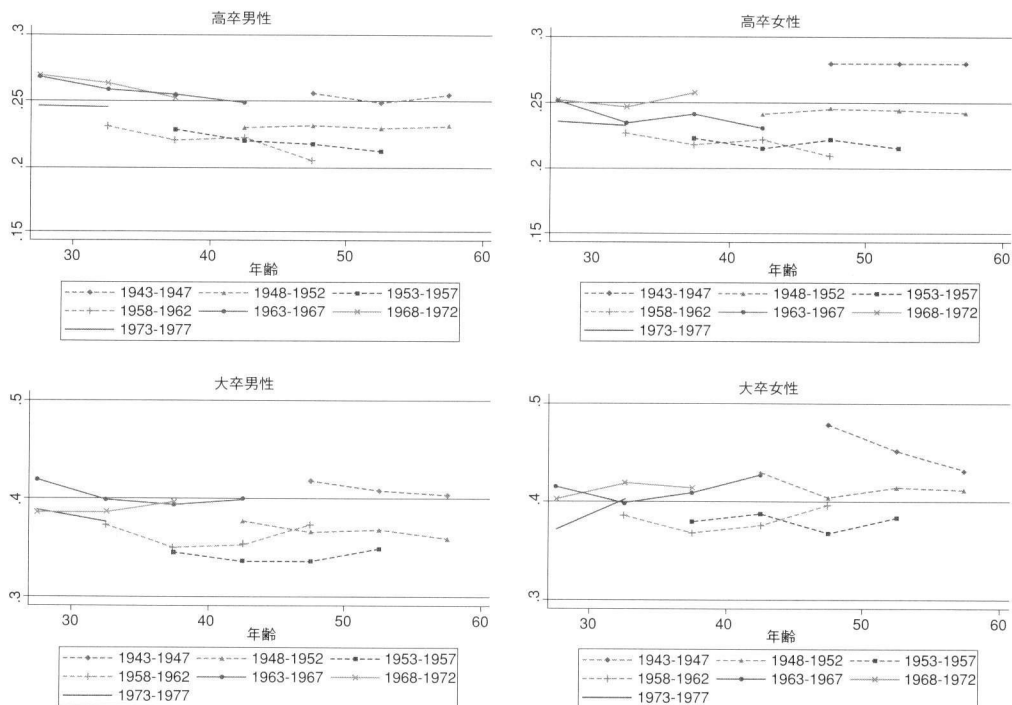
日本における人口移動・居住選択に関する既存研究は、学歴・コーホート別の動きにさほど着目してはなかったかもしれない¹⁾。図1は、就業構造基本調査(1992年-2007年)を用いて、5年きざみの生年コーホート×学歴別に、首都圏に居住する割合をみたものである。具体的には、男女×学歴(高卒・大卒以上)×生年別に、首都圏(埼玉・千葉・東京・神奈川の合計)に居住する割合を縦軸に、年齢階級を横軸にとって、その推移を描いている。最初に示されているコーホート(1943-47年生まれ、点線)は、終戦の直前から直後にかけて生まれた世代、その後は団塊世代(1948-52年生まれ、点線)と続いていく。首都圏について顕著なのは、男女雇用機会均等法(以下、均等法)が施行された1986年以降に学校を卒業した、いわゆる均等法世代のあたりから、高学歴者の首都圏への人口集中が起ころしはじめていることである²⁾。

均等法がどのように女性・男性の行動(就業、賃金、職業選択、学歴選択、結婚等)を変えたか、については、これまでいくらかの研究がなされてきたところである³⁾。これらの研究が示しているように、均等法は日本における人々の社会生活に、少なからぬ影響を与えたと考えら

れる。しかしその中で、均等法が居住地選択に与えたであろう影響については、多くは知られてはいない。図1に点線で示されているコーホートは、均等法前世代であり、実線で示されているコーホートはいわゆる均等法以降世代である。本稿では、均等法以降世代の居住地選択が、それ以前の世代のそれとどのように異なっているかを、データに基づき検証する。これは、Abe(2011a)において、日本全体について(地域別ではないかたちで)均等法の影響を検証した結果を、地域別の分析に拡張したものである。実際、均等法以後の女性の就業の推移には、地域別に大きな差がみられる。日本の戦後期においては大都市圏の女性就業率は低く、大都市圏以外(もっとも顕著には日本海側)でそれが高かったという傾向は、均等法以降に変化してきている。均等法は東京に居住して働く高学歴の若年女性の割合を高めた。

本稿は以下のように構成されている。次節では、均等法の概略とそれについての既存研究を紹介する。次に、コーホート別の居住パターン・就業状況の基本的傾向を地域別に示し、そのうえで回帰分析によって、図の上で確認された傾向の大きさを把握する。最後に結論と今後の課題をまとめる。

図1. 首都圏居住割合



注) 就業構造基本調査公表データ(1992, 1997, 2002, 2007年)から筆者推計。

縦軸は、日本全体の人口のうち首都圏4都県に居住する割合を示す。

男女雇用機会均等法とその影響

均等法のあらまし

男女雇用機会均等法は、1985年に成立し、1986年に施行された。その後、主要な改正が2回行なわれている。その1回目が、1997年に成立し1999年に施行(母性健康管理の義務化については1998年に施行)された改正であり、2回目は2006年に成立、2007年に施行となった改正である。

1986年施行の均等法では、募集・採用・配置・昇進において女性を差別しないことが努力義務となった。1999年施行の改正法では、募集・採用・配置・昇進における差別は禁止となり、またそれまで努力義務であった母性健康管理が義務化された。女性のみ・女性優遇は、施行当時では適法であったが、1999年施行の改正では原則禁止となり、また2007年施行の改正法では男女双方に対する差別的取扱いが禁止された。ただし、ポジティブアクションは、

1999年施行の改正法から規定され、2007年施行の改正法でも適法である。

1999年施行の改正ではセクシュアル・ハラスメントの防止に関する配慮義務が規定されたが、2007年にはこれが措置義務となった。2007年施行の改正では、間接差別の禁止が規定された。

このように均等法は、1986年の施行以来、強化されてきている。しかし以下本稿では、1986年の均等法施行が、それ以降に労働市場に入職した世代の女性にどのような影響を与えたか、という視点から分析を進め、2回にわたる均等法改正の影響を個別に考察することはしない。均等法世代に着目する理由は、均等法の恩恵をフルに受けることができるのは、均等法以降に労働市場に入職した女性達であろうと考えるからである⁴⁾。

均等法の影響

本節では均等法の主に就業選択に与えた影響

について、既存研究で知られていることをまとめる。既存研究は、日本全体としての傾向を取り上げており、地域別の傾向に着目したものは、筆者の知る限り、存在しない。

Abe(2011a)による主な結果は以下のようなものである。第1に、均等法は、40歳未満の高学歴(大卒以上)女性の正規雇用就業を増加させた。短大卒・高卒・中卒の女性については、均等法以降世代でそれ以前の世代と比べて正規雇用就業が増加したという事実はない。また、40歳を超える年齢層では、均等法前世代と均等法世代とで、正規雇用就業の上昇はわずかである。言い換えると、均等法以降の世代が40歳以上に達した年齢において、均等法以前の世代と比べて正規雇用が増加したとはいえない。したがって、長期的には均等法以降世代で正規雇用就業がそれ以前の世代よりも大きく増えたとはいえない。また、女性の非正規雇用の典型であるパート雇用は、均等法とは無関係に長期的に増加してきている⁵⁾。第2に、均等法以降の世代では晩婚化・未婚化が進んでいる。さらに、有配偶者と無配偶者に分けてみると、どちらについても、正規雇用就業が増えてはいない。したがって、大卒以上の女性全体でみて正規雇用が増えていくという傾向は、未婚者の割合が高まっていることによる部分が大きい。

Edwards and Sakai(2010)は、学歴と結婚選択の2つの変数の選択モデルを消費生活に関するパネル調査を用いて推計している。そして、均等法後は大卒が選択されるようになり、かつそのような大卒女性が30歳までに結婚する可能性が低下したと結論付けている。

居住パターンのコーホート別傾向

最初に、コーホート別の居住パターンがどのように変化してきたのかを確認しておこう。ここで注目するのは、生年×学歴別に定義されたコーホートの、首都圏への居住地割合である。このアプローチは、Abe and Tamada(2010)で、中卒および高卒の男性について行なわれた分析を、地域区分を変更し、かつ、性別と学歴を変更したものである。なお、以下では就業に関す

る地域別分析を行なうが、ここでの地域は居住の地域であり、職場の地域ではない⁶⁾。

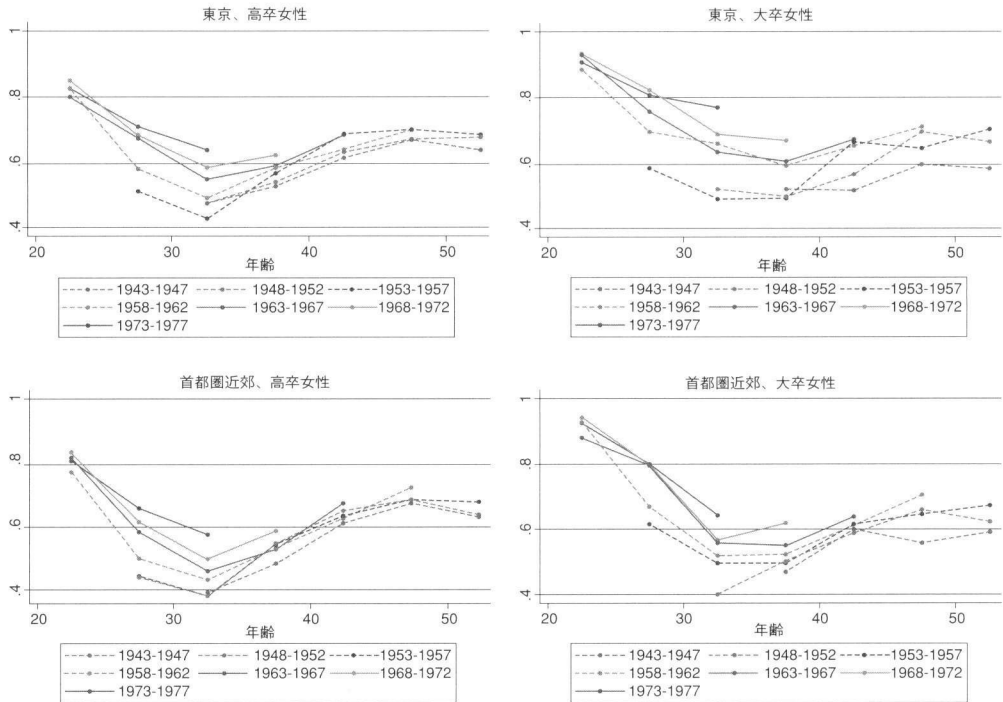
図1は、就業構造基本調査(1992-2007年)の集計データを用い、首都圏(東京、埼玉、千葉、神奈川の都県)に住む割合を、男女×コーホート別にプロットしている。図からわかることは、(1)大卒女性は高卒男性に比べ、首都圏に居住する割合が高い、(2)大卒・高卒ともに、均等法以前の世代については、首都圏への居住割合が低下していく傾向にあったが、均等法を境に首都圏への居住割合が高まった、の2点である⁷⁾。すなわち、ここで考察されている世代(1943-1977年生まれ)についていえば、首都圏への居住割合は一定方向に進んできたわけではなく、均等法世代付近が、転換のコーホートになっているということである⁸⁾。

大都市圏の居住割合については、コーホートサイズも影響するかもしれない。団塊世代の人口は、均等法世代よりも多く、その間の生年のコーホートは、均等法世代よりも人口が多い。このとき、たとえば大都市地域へ人口を引き付ける力が継続的に同程度働いたとしても、土地の有限性その他の理由により結果として大都市地域へ居住できる人口は限られることになれば、それが団塊世代以降の世代の大都市への居住割合を減らした可能性がある。

筆者の知る限り、男女別・学歴別に人口移動のパターンが異なったことは、既存研究では多くの指摘はなかった点である。たとえばNakajima and Tabuchi(2011)においては、地域間移動の情報をベースにして効用の比較を行なっているが、そこでは男女・学歴などが格段区別されず、代表的個人が想定されている。

夫婦の人口移動に関しては、移動に伴い、夫の所得の増減・妻の所得の増減がそれぞれどのようにになっているか、は注目を集める点のひとつである(Sandell 1977; Blackburn 2010)。それらの結果は、アメリカにおいては妻が tied mover であるという結果を報告している。日本においてはたとえば坂西(2007)は妻が tied mover であるという仮定を置いた分析を行なっている⁹⁾。妻の就業が家計にとって重要性を

図2. 女性就業率



増すと、妻は tied mover でなくなる可能性もあるが、均等法がこの側面に影響を与えうるとすれば、均等法が高学歴女性の正規雇用就業を高めたことを考え合わせて、高学歴女性が tied mover でなくなるといったかたちでの効果になるであろうと予想される。

就業のコホート別傾向

就業率

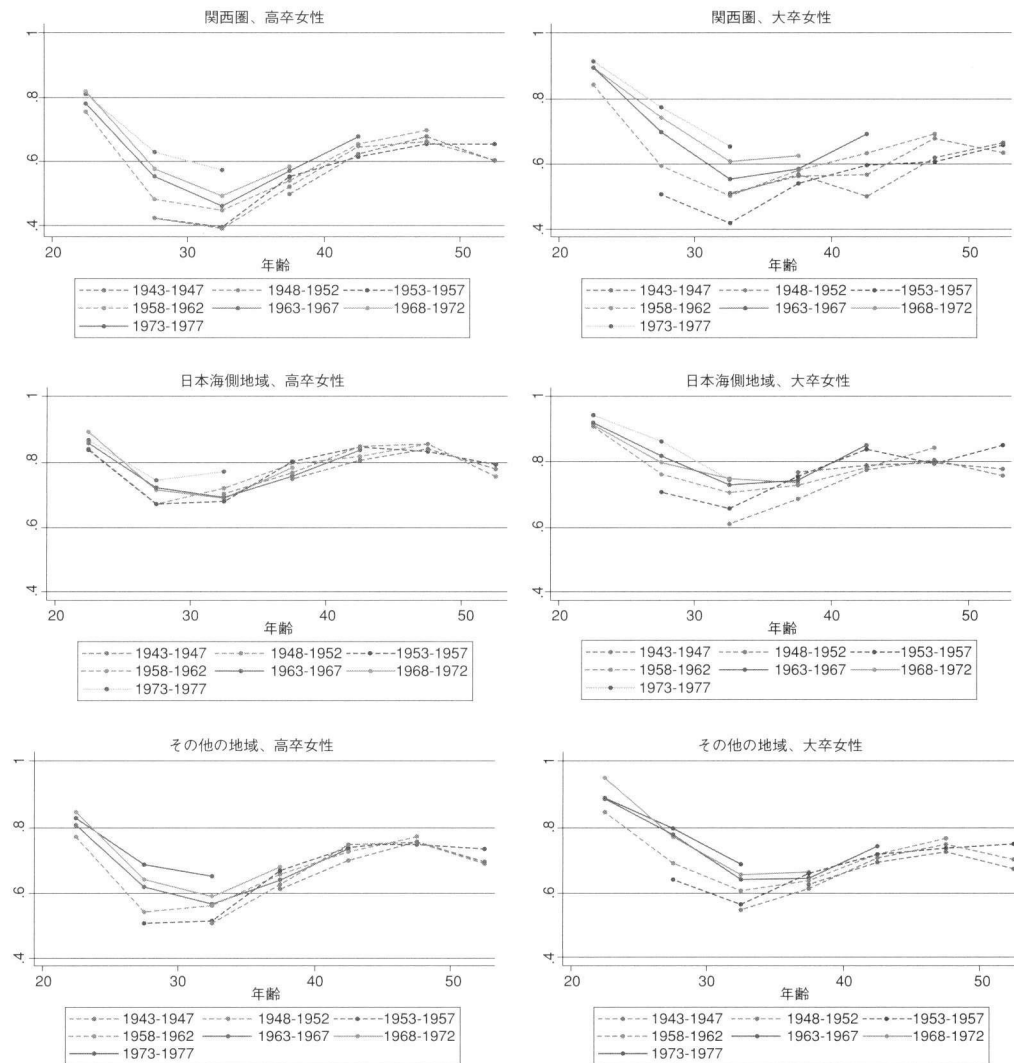
女性就業の地域差による分析によれば、就業率が高かったのは、大都市圏よりも地方圏、とりわけ日本海側地域であった(Abe 2011c)。しかし、40歳より若い年齢層については均等法以後、東京の就業率の上昇がみられ、2007年時点(クロスセクション)では、40歳より若い年齢層について、東京の女性の就業率は日本海側とほぼ同じレベルになっている。そしてこの傾向は、正規雇用就業率(正規雇用就業者数を人口で割ったもの)において特に顕著である。

以下では、日本全体の地域を以下のように区分した定義を多く用いる：(1)東京近郊(埼玉・

千葉・神奈川)、(2)東京、(3)日本海側(山形・新潟・富山・石川・福井・鳥取・島根)、(4)中部(岐阜・愛知・三重)、(5)関西(京都・大阪・兵庫)、(6)それ以外。この区分は、女性就業率の地域差を意識した、Abe(2011c)によって導入された区分である。首都圏については、東京と近郊(埼玉・千葉・神奈川)を分けて考えることは重要である。女性の就業パターンは、東京と近郊とは異なるからである(Abe 2011b)。また個票データを用いた以下の分析では、学歴について、大卒および大学院卒の学歴を「大卒」と表記し、また高卒、高専卒、短大卒の学歴をひとつの学歴区分に統一している¹⁰⁾。

図2は、就業構造基本調査(1982-2007年)の個票データを用い、東京・東京近郊・関西・日本海側・日本海側を除く大都市圏以外の地域について、就業率をコホート別にプロットしたものである。これから、どの地域においても大卒女性について、40歳未満の年齢で顕著に均等法以降世代の就業率の上昇がみられる反面、40歳を超える年齢での上昇は、東京を除いて

図 2. 女性就業率(続き)



注) 就業構造基本調査個票データ(1982, 1987, 1992, 1997, 2002, 2007年)から筆者集計.

限定的であることが示されている¹¹⁾。以下では、45歳未満の年齢について詳しく検討する。

就業率はすべての就業形態を含んでいるが、正規雇用就業率をプロットしたものが図3-1である。この場合には、東京での均等法以降の上昇が特に顕著であることがわかる。これには、均等法が主に都市圏での雇用に対する影響が強かった可能性がある。たとえば、地方でも東京でも存在している、教員・看護師・公務員などの、従来から女性がキャリアを積むことの多かった職種について、均等法により大きな変化が

生じたことはないかもしれない。また、均等法以前から正規雇用の割合が高かった地方では、上昇の余地が少なかったという説明も可能であろう。

配偶関係別の正規雇用就業率

次に、配偶関係別に正規雇用就業率を見たものが図3-2(有配偶)および、図3-3(無配偶)である。日本全体で地域を限定せずに見た場合には、有配偶者の正規雇用就業率は均等法以降も上昇していないこと、大卒以外では無配偶者の

図 3-1. 正規雇用就業率(配偶関係計)

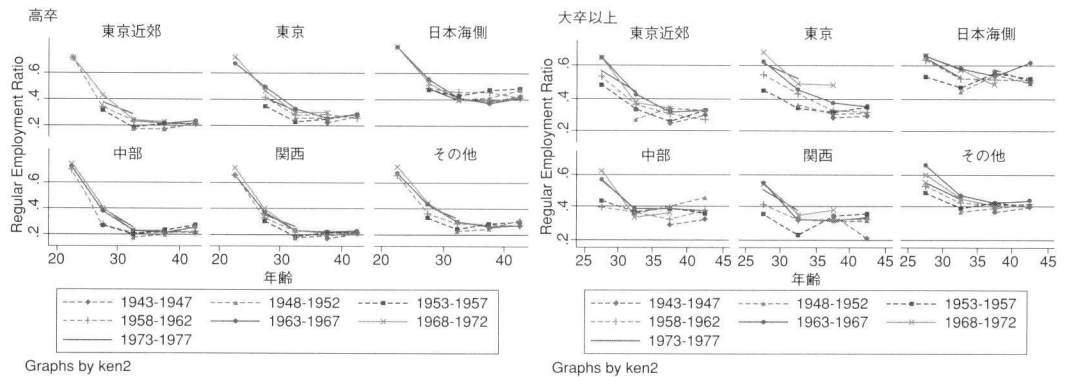


図 3-2. 正規雇用就業率(有配偶)

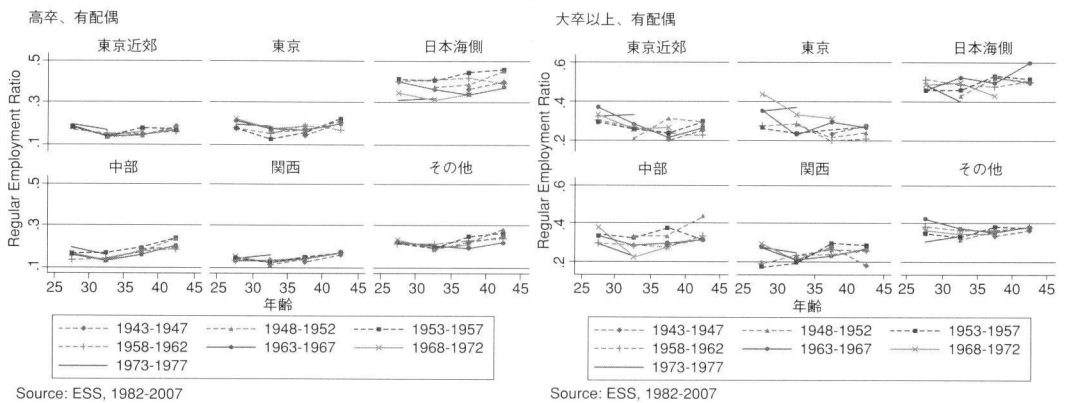
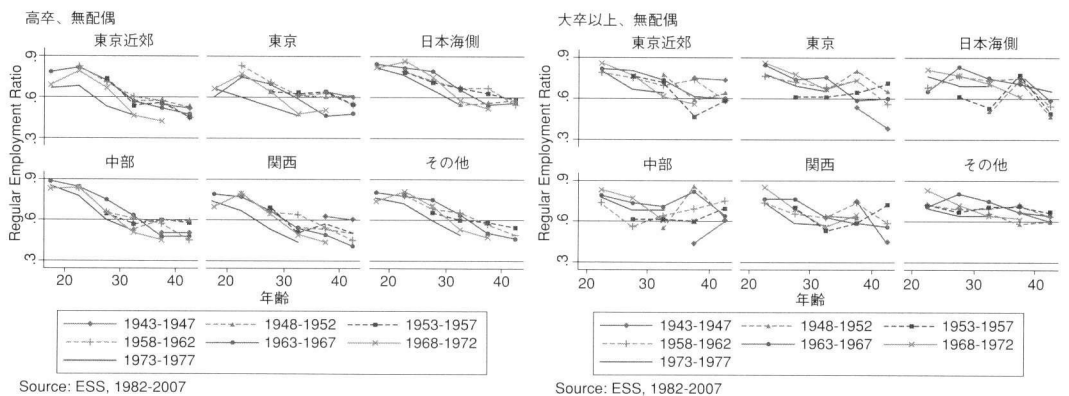


図 3-3. 正規雇用就業率(無配偶)



注) 就業構造基本調査個票データ(1982, 1987, 1992, 1997, 2002, 2007年)から筆者推計。

正規雇用就業率はむしろ低下していることが指摘されているが(Abe 2011a), ここでの目的は、地域別にはどのようなパターンがあるかをみるものである。ここでも45歳未満に分析を限定している。

配偶関係別にコーホート間で比較をすること

については、一定の留保が必要である。生年の異なるコーホートの有配偶者を比較するといっても、コーホート間で配偶である割合は変化しており、その選択が内生的であることから、そのような比較はセレクション・バイアスを含む。以下の結果の解釈には、この点に留意が必

要である。

有配偶でも、東京での均等法以降世代の正規雇用就業率の上昇はみられるが、大都市地域以外ではむしろ低下傾向がみられる。もっとも、この後者の傾向は有配偶者の行動の変化(有配偶女性が働かない傾向が高まった)というよりも、晩婚化・未婚化がすすむなかで、有配偶女性がより正規雇用就業をしない女性に限定される傾向が強まったことを反映している可能性もある。

無配偶では、コーホート別の違いは以下のようによまとめられる。まず大卒については、均等法前後の世代で、正規雇用就業率に大きな差は見られない。高卒無配偶女性については、均等法後では、地域別に集計すると、正規雇用の低下が顕著である。高卒についての傾向は、Abe (2011a)で指摘された、高卒の無配偶女性の正規雇用が低下しているということが、地域別に集計しても見られることを示している。先進国共通の現象として、エンプロイアビリティの高い女性のほうが結婚する性向が高まっていることも指摘されているが(Juhn and Murphy 1997; Burtless 1999)、高卒女性の傾向はそれと似たことを示しているかもしれない。

以上をまとめると、東京は、正規雇用への性向が強い女性を吸収したと解釈できよう。とりわけ大卒女性については、東京で有配偶女性の正規雇用が均等法後以降に高まっているが、それ以外の地域においては均等法世代の上昇は特にみられない。無配偶女性については、均等法前後で大きく違いはない。

回帰分析

以下では、前節までにグラフの上で確認された傾向を、回帰分析によって数量的に検証する。以下の回帰分析は、グラフで示されているセル(居住割合については年齢階級×学歴、就業については、年齢階級×6地域×学歴)を単位とする、グループ別データの回帰分析である。回帰式は、ウエイト付き最小二乗法を用い、ウエイトは、セルに含まれるサンプル数を用いる。

首都圏居住割合

首都圏居住割合の回帰分析の結果が表1に示されている。表1-1は3大都市圏に居住する割合、表1-2は首都圏に居住する割合を被説明変数としている。説明変数は、コーホートダミーと年齢である。

一般に、均等法施行時期(1986年)頃は、首都圏の魅力が上昇しており、バブル期にそれがさらに上昇した。その後バブル崩壊から首都圏の魅力は低下するが、2000年頃にはそれはまた上昇し始める(Nakajima and Tabuchi 2011)。このことと整合的に、バブル期に学校を卒業した世代は、首都圏に居住する割合が高いことは、たとえば、1943-47グループをベースグループとして、1963-67年以降に生まれたコーホートが首都圏(もしくは、より広くは、大都市圏)に住む割合が高まっていることからわかる。

このことには2つの要因が関係していると考えられる。図1から見て取れることは、そもそも大卒女性は、高卒女性と比較しても、または大卒男性と比較しても、首都圏に住む割合が高いということである。これは均等法以前からそうである。高卒女性が首都圏に居住するようになったのは、主に景気に反応した結果と思われる。そのため、バブル崩壊後はまた、首都圏への居住割合が低下し、均等法前世代の水準まで低下している(1973年以降生まれのコーホート)¹²⁾。

就業率、正規雇用就業率

女性全体の就業率の回帰分析の結果が表2-1(大卒女性)、表2-2(高卒・短大卒女性)に示されている。サンプルは45歳未満の女性である。この分析から、この年齢層では、就業率が均等法以降のコーホートについて上昇していることがわかる。これはどの地域でもおおむね成り立っている。

女性全体の正規雇用就業率の回帰分析の結果が表2-3(大卒女性)、表2-4(高卒・短大卒女性)に示されている。サンプルは45歳未満の女性である。正規雇用就業率は、就業率と異なり、均等法後のコーホートで上昇している傾向は、

表 1-1. 3 大都市圏居住割合

	(1) 大卒男性	(2) 大卒女性	(3) 高卒男性	(4) 高卒女性
1948-52 年生まれダミー	-0.039*** (0.007)	-0.018 (0.009)	-0.041*** (0.004)	-0.043*** (0.003)
1953-57 年生まれダミー	-0.075*** (0.007)	-0.051*** (0.009)	-0.074*** (0.005)	-0.088*** (0.003)
1958-62 年生まれダミー	-0.054*** (0.007)	-0.050*** (0.009)	-0.071*** (0.005)	-0.082*** (0.004)
1963-67 年生まれダミー	-0.017 (0.008)	-0.012 (0.010)	-0.022** (0.006)	-0.048*** (0.004)
1968-72 年生まれダミー	-0.024* (0.009)	-0.015 (0.011)	-0.012 (0.006)	-0.031*** (0.005)
1973-77 年生まれダミー	-0.033** (0.010)	-0.031* (0.012)	-0.039*** (0.007)	-0.054*** (0.006)
1978-82 年生まれダミー	-0.027* (0.012)	-0.022 (0.013)	-0.086*** (0.009)	-0.084*** (0.008)
年齢	-0.009** (0.003)	0.003 (0.003)	-0.012*** (0.002)	-0.005** (0.002)
定数項	0.682*** (0.017)	0.649*** (0.020)	0.547*** (0.013)	0.529*** (0.009)
N	25	25	25	25

注) 括弧内は標準誤差。

*は5%, **は1%, ***は0.1%でそれぞれ有意であることを示す。

サンプルは、20-54 歳。

コーホートダミーのベースグループは 1942-1947 年生まれ。

出所) 就業構造基本調査公表データ(1992, 1997, 2002, 2007 年)より筆者集計。

表 1-2. 首都圏居住割合

	(1) 大卒男性	(2) 大卒女性	(3) 高卒男性	(4) 高卒女性
1948-52 年生まれダミー	-0.043*** (0.008)	-0.039* (0.014)	-0.025*** (0.003)	-0.038*** (0.003)
1953-57 年生まれダミー	-0.072*** (0.008)	-0.072*** (0.014)	-0.039*** (0.004)	-0.064*** (0.004)
1958-62 年生まれダミー	-0.053*** (0.009)	-0.068*** (0.015)	-0.043*** (0.004)	-0.066*** (0.004)
1963-67 年生まれダミー	-0.015 (0.010)	-0.034 (0.016)	-0.010 (0.005)	-0.047*** (0.005)
1968-72 年生まれダミー	-0.029* (0.010)	-0.033 (0.017)	-0.008 (0.005)	-0.036*** (0.005)
1973-77 年生まれダミー	-0.038** (0.012)	-0.056** (0.018)	-0.026*** (0.006)	-0.054*** (0.006)
1978-82 年生まれダミー	-0.039* (0.014)	-0.057* (0.020)	-0.059*** (0.008)	-0.065*** (0.009)
年齢	-0.005 (0.004)	0.004 (0.005)	-0.008*** (0.002)	-0.004 (0.002)
定数項	0.435*** (0.020)	0.431*** (0.032)	0.298*** (0.010)	0.301*** (0.011)
サンプル数	25	25	25	25

注) 括弧内は標準誤差。

*は5%, **は1%, ***は0.1%でそれぞれ有意であることを示す。

サンプルは、20-54 歳。

コーホートダミーのベースグループは 1942-1947 年生まれ。

出所) 就業構造基本調査公表データ(1992, 1997, 2002, 2007 年)より筆者集計。

配偶関係別正規雇用就業率

配偶関係別の正規雇用就業率を被説明変数とする回帰分析結果が、表 3-1(大卒有配偶)、表 3-2(大卒無配偶)、表 3-3(高卒または短大卒、有配偶)に示されている。サンプルは 45 歳未満の女性である。これから、大卒女性について均等法以後に正規雇用就業率が大きく上昇したのは、東京に居住する有配偶者に限られることがわかる。中部圏については、有配偶に限ると、上昇の傾向はほとんどみられない(中部圏無配偶大卒については、推計値の値は正で大きい、統計的には有意でない)。均等法後以降のコーホートのダミーについて、いくつかの係数はマイナスになっており、均等法後に正規雇用がむしろ低下している傾向がある場合すらある。これは、大都市圏以外においてより多くみられる傾向である。とり

わけ、高卒・短大卒有配偶については、日本海側地域の係数が大きなマイナスの値をとっている。

結論

本稿では、就業構造基本調査のデータを用い、均等法後の女性の居住パターンと就業状況について実証分析を行なった。主な結論は以下のとおりである。第 1 に、均等法世代をほぼ境にして、高学歴女性を含め、人口は首都圏に集中するようになった。第 2 に、均等法後高学歴女性は、40 歳未満まで正規雇用就業の割合が高まったものの、40 歳を超えるとその傾向は弱まっていたが、これは日本全体

東京に居住する大卒女性についてのみ顕著でありかつ統計的にも有意である。中部圏も、推計値自体は大きい(大卒および、高卒または短大卒)が、大卒については統計的にも有意ではない。

についてみられる現象であって、この傾向は地域別に異なっている。具体的には、均等法以降に正規雇用で働く大卒女性が大きく増えたのは東京であって、地方においてはそれが増えてい

表 2-1. 就業率の回帰分析：大卒女性

被説明変数：E-P ratio

	(1) 首都圏近郊	(2) 東京都	(3) 日本海側	(4) 中部	(5) 関西	(6) その他
1943-47 年生まれダミー	-0.036 (0.038)	-0.114* (0.044)	0.007 (0.039)	-0.093 (0.068)	-0.055 (0.045)	-0.017 (0.038)
1948-52 年生まれダミー	-0.046 (0.028)	-0.106** (0.033)	-0.049 (0.027)	0.006 (0.046)	-0.017 (0.031)	-0.025 (0.025)
1953-57 年生まれダミー	-0.026 (0.025)	-0.094** (0.028)	-0.004 (0.022)	0.008 (0.037)	-0.060* (0.026)	-0.014 (0.021)
1963-67 年生まれダミー	0.058* (0.024)	0.019 (0.027)	0.041 (0.022)	0.044 (0.035)	0.056 (0.026)	0.043 (0.020)
1968-72 年生まれダミー	0.094** (0.025)	0.085* (0.029)	0.036 (0.022)	0.071 (0.037)	0.097** (0.027)	0.052* (0.022)
1973-77 年生まれダミー	0.128*** (0.028)	0.122** (0.032)	0.080** (0.024)	0.101* (0.039)	0.154*** (0.029)	0.091** (0.023)
年齢ダミー：30-34 歳	-0.193*** (0.020)	-0.085** (0.023)	-0.081*** (0.018)	-0.144*** (0.029)	-0.116*** (0.021)	-0.113*** (0.017)
年齢ダミー：35-39 歳	-0.169*** (0.022)	-0.114*** (0.025)	-0.038 (0.019)	-0.072* (0.032)	-0.050 (0.023)	-0.075** (0.019)
年齢ダミー：40-44 歳	-0.069* (0.024)	-0.031 (0.027)	0.050* (0.022)	0.019 (0.037)	0.005 (0.026)	0.011 (0.021)
定数項	0.690*** (0.022)	0.710*** (0.025)	0.763*** (0.019)	0.682*** (0.032)	0.617*** (0.023)	0.708*** (0.019)
サンプル数	22	22	22	22	22	22
R-sq	0.945	0.919	0.850	0.785	0.903	0.891

注) *は5%, **は1%, ***は0.1%でそれぞれ有意であることを示す。

サンプルは、25-44 歳。

コーホートダミーのベースグループは1958-1962 年生まれ。

年齢ダミーのベースグループは25-29 歳。

出所) 就業構造基本調査個票(1982 年, 1987 年, 1992 年, 1997 年, 2002 年, 2007 年)より筆者推計。

表 2-2. 就業率の回帰分析：高卒・短大卒女性

被説明変数：E-P ratio

	(1) 首都圏近郊	(2) 東京都	(3) 日本海側	(4) 中部	(5) 関西	(6) その他
1943-47 年生まれダミー	-0.041 (0.029)	-0.053 (0.030)	-0.028 (0.022)	-0.022 (0.029)	-0.044 (0.023)	-0.039 (0.027)
1948-52 年生まれダミー	-0.025 (0.023)	-0.033 (0.024)	0.003 (0.016)	0.016 (0.022)	-0.029 (0.018)	-0.014 (0.020)
1953-57 年生まれダミー	-0.027 (0.023)	-0.043 (0.024)	-0.001 (0.015)	0.002 (0.021)	-0.039* (0.018)	-0.017 (0.019)
1963-67 年生まれダミー	0.041 (0.021)	0.035 (0.022)	0.005 (0.015)	0.016 (0.019)	0.032 (0.017)	0.018 (0.018)
1968-72 年生まれダミー	0.081** (0.022)	0.072** (0.023)	0.018 (0.016)	0.060* (0.020)	0.063** (0.017)	0.057* (0.020)
1973-77 年生まれダミー	0.113*** (0.026)	0.095** (0.028)	0.049* (0.018)	0.098*** (0.024)	0.110*** (0.020)	0.094*** (0.023)
年齢ダミー：25-29 歳	-0.231*** (0.023)	-0.176*** (0.023)	-0.156*** (0.016)	-0.270*** (0.021)	-0.237*** (0.017)	-0.201*** (0.020)
年齢ダミー：30-34 歳	-0.326*** (0.022)	-0.268*** (0.023)	-0.149*** (0.016)	-0.275*** (0.020)	-0.303*** (0.017)	-0.229*** (0.020)
年齢ダミー：35-39 歳	-0.228*** (0.023)	-0.199*** (0.024)	-0.070*** (0.016)	-0.146*** (0.021)	-0.192*** (0.018)	-0.123*** (0.021)
年齢ダミー：40-44 歳	-0.097** (0.025)	-0.103** (0.026)	-0.012 (0.017)	-0.043 (0.023)	-0.078** (0.019)	-0.030 (0.022)
定数項	0.750*** (0.022)	0.775*** (0.022)	0.847*** (0.015)	0.787*** (0.020)	0.740*** (0.017)	0.770*** (0.019)
サンプル数	26	26	26	26	26	26
R-sq	0.962	0.944	0.930	0.959	0.974	0.946

注) *は5%, **は1%, ***は0.1%でそれぞれ有意であることを示す。

サンプルは、20-44 歳。

コーホートダミーのベースグループは1958-1962 年生まれ。

年齢ダミーのベースグループは20-24 歳。

出所) 就業構造基本調査個票(1982 年, 1987 年, 1992 年, 1997 年, 2002 年, 2007 年)より筆者推計。

表 2-3. 正規雇用就業率の回帰分析：大卒女性

被説明変数：正規雇用就業率

	(1) 首都圏近郊	(2) 東京都	(3) 日本海側	(4) 中部	(5) 関西	(6) その他
1943-47 年生まれダミー	-0.028 (0.050)	-0.052 (0.039)	0.011 (0.057)	-0.024 (0.068)	-0.032 (0.059)	-0.027 (0.042)
1948-52 年生まれダミー	0.002 (0.037)	-0.034 (0.030)	-0.029 (0.039)	0.079 (0.046)	0.002 (0.040)	-0.026 (0.029)
1953-57 年生まれダミー	-0.021 (0.032)	-0.040 (0.025)	-0.022 (0.031)	0.028 (0.037)	-0.017 (0.034)	-0.017 (0.023)
1963-67 年生まれダミー	0.058 (0.031)	0.049 (0.024)	0.053 (0.031)	0.064 (0.035)	0.041 (0.033)	0.051* (0.023)
1968-72 年生まれダミー	0.062 (0.032)	0.131*** (0.026)	0.018 (0.032)	0.074 (0.037)	0.072 (0.035)	0.031 (0.024)
1973-77 年生まれダミー	0.057 (0.037)	0.097** (0.029)	0.013 (0.034)	0.079 (0.039)	0.073 (0.038)	0.013 (0.026)
年齢ダミー：30-34 歳	-0.202*** (0.026)	-0.135*** (0.020)	-0.100** (0.025)	-0.169*** (0.029)	-0.152*** (0.027)	-0.124*** (0.019)
年齢ダミー：35-39 歳	-0.260*** (0.028)	-0.193*** (0.022)	-0.097** (0.028)	-0.151*** (0.032)	-0.122** (0.030)	-0.143*** (0.021)
年齢ダミー：40-44 歳	-0.238*** (0.031)	-0.197*** (0.024)	-0.084* (0.031)	-0.132** (0.036)	-0.126** (0.034)	-0.132*** (0.023)
定数項	0.546*** (0.029)	0.533*** (0.022)	0.613*** (0.028)	0.481*** (0.032)	0.449*** (0.030)	0.553*** (0.021)
サンプル数	22	22	22	22	22	22
R-sq	0.929	0.953	0.716	0.815	0.829	0.886

注) *は5%, **は1%, ***は0.1%でそれぞれ有意であることを示す。

サンプルは、25-44 歳。

コーホートダミーのベースグループは 1958-1962 年生まれ。

年齢ダミーのベースグループは 25-29 歳。

出所) 就業構造基本調査個票(1982 年, 1987 年, 1992 年, 1997 年, 2002 年, 2007 年)より筆者推計。

表 2-4. 正規雇用就業率の回帰分析：高卒・短大卒女性

被説明変数：正規雇用就業率

	(1) 首都圏近郊	(2) 東京都	(3) 日本海側	(4) 中部	(5) 関西	(6) その他
1943-47 年生まれダミー	-0.021 (0.026)	-0.034 (0.033)	-0.031 (0.035)	-0.011 (0.029)	-0.027 (0.023)	-0.017 (0.030)
1948-52 年生まれダミー	-0.028 (0.021)	-0.027 (0.027)	-0.002 (0.026)	0.004 (0.021)	-0.025 (0.018)	-0.011 (0.023)
1953-57 年生まれダミー	-0.020 (0.020)	-0.045 (0.027)	0.015 (0.024)	0.010 (0.021)	-0.021 (0.018)	-0.010 (0.022)
1963-67 年生まれダミー	0.028 (0.019)	0.011 (0.025)	-0.008 (0.023)	0.031 (0.019)	0.016 (0.017)	0.016 (0.021)
1968-72 年生まれダミー	0.041 (0.020)	0.022 (0.026)	0.002 (0.025)	0.060** (0.020)	0.041* (0.018)	0.047 (0.022)
1973-77 年生まれダミー	0.003 (0.023)	-0.043 (0.031)	-0.031 (0.028)	0.064* (0.023)	0.006 (0.020)	0.023 (0.025)
年齢ダミー：25-29 歳	-0.296*** (0.020)	-0.246*** (0.026)	-0.238*** (0.026)	-0.365*** (0.020)	-0.299*** (0.018)	-0.269*** (0.023)
年齢ダミー：30-34 歳	-0.449*** (0.020)	-0.391*** (0.026)	-0.334*** (0.025)	-0.489*** (0.020)	-0.431*** (0.017)	-0.389*** (0.022)
年齢ダミー：35-39 歳	-0.463*** (0.021)	-0.407*** (0.027)	-0.333*** (0.026)	-0.476*** (0.021)	-0.440*** (0.018)	-0.391*** (0.023)
年齢ダミー：40-44 歳	-0.439*** (0.022)	-0.382*** (0.029)	-0.304*** (0.028)	-0.434*** (0.023)	-0.414*** (0.020)	-0.360*** (0.025)
定数項	0.663*** (0.020)	0.678*** (0.025)	0.747*** (0.025)	0.676*** (0.020)	0.642*** (0.017)	0.655*** (0.022)
サンプル数	26	26	26	26	26	26
R-sq	0.984	0.964	0.939	0.984	0.986	0.969

注) *は5%, **は1%, ***は0.1%でそれぞれ有意であることを示す。

サンプルは、20-44 歳。

コーホートダミーのベースグループは 1958-1962 年生まれ。

年齢ダミーのベースグループは 20-24 歳。

出所) 就業構造基本調査個票(1982 年, 1987 年, 1992 年, 1997 年, 2002 年, 2007 年)より筆者推計。

表 3-1. 配偶関係別正規雇用就業率の回帰分析：大卒有配偶女性

被説明変数：正規雇用就業率

	(1) 首都圏近郊	(2) 東京都	(3) 日本海側	(4) 中部	(5) 関西	(6) その他
1943-47 年生まれダミー	-0.023 (0.037)	0.030 (0.035)	0.001 (0.049)	-0.004 (0.039)	-0.024 (0.039)	-0.027 (0.022)
1948-52 年生まれダミー	0.029 (0.028)	0.017 (0.027)	-0.015 (0.034)	0.078* (0.028)	0.017 (0.027)	-0.020 (0.015)
1953-57 年生まれダミー	0.014 (0.025)	0.020 (0.024)	0.003 (0.028)	0.042 (0.023)	0.010 (0.023)	-0.009 (0.013)
1963-67 年生まれダミー	0.024 (0.026)	0.042 (0.025)	0.035 (0.029)	0.007 (0.023)	0.011 (0.024)	0.009 (0.013)
1968-72 年生まれダミー	0.026 (0.028)	0.105** (0.028)	-0.019 (0.032)	-0.007 (0.025)	0.029 (0.027)	-0.018 (0.015)
1973-77 年生まれダミー	0.069 (0.034)	0.116** (0.033)	-0.055 (0.037)	-0.036 (0.029)	0.054 (0.032)	-0.041* (0.017)
年齢ダミー：30-34 歳	-0.058* (0.025)	-0.032 (0.025)	-0.014 (0.028)	-0.064* (0.022)	-0.018 (0.023)	-0.017 (0.013)
年齢ダミー：35-39 歳	-0.062* (0.026)	-0.055* (0.025)	-0.001 (0.030)	-0.036 (0.023)	0.034 (0.024)	-0.009 (0.014)
年齢ダミー：40-44 歳	-0.043 (0.028)	-0.044 (0.027)	0.032 (0.032)	-0.013 (0.025)	0.035 (0.026)	0.010 (0.015)
定数項	0.297*** (0.027)	0.272*** (0.025)	0.488*** (0.029)	0.331*** (0.022)	0.220*** (0.024)	0.378*** (0.014)
サンプル数	22	22	22	22	22	22
R-sq	0.548	0.745	0.522	0.721	0.456	0.634

注) *は5%, **は1%, ***は0.1%でそれぞれ有意であることを示す。

サンプルは、25-44 歳。

コーホートダミーのベースグループは 1958-1962 年生まれ。

年齢ダミーのベースグループは 25-29 歳。

出所) 就業構造基本調査個票(1982 年, 1987 年, 1992 年, 1997 年, 2002 年, 2007 年)より筆者推計。

表 3-2. 配偶関係別正規雇用就業率の回帰分析：大卒無配偶女性

被説明変数：正規雇用就業率

	(1) 首都圏近郊	(2) 東京都	(3) 日本海側	(4) 中部	(5) 関西	(6) その他
1943-47 年生まれダミー	0.130 (0.082)	-0.188 (0.091)	0.033 (0.104)	-0.138 (0.185)	0.012 (0.105)	-0.003 (0.074)
1948-52 年生まれダミー	0.033 (0.055)	0.015 (0.061)	-0.094 (0.072)	0.043 (0.096)	0.001 (0.066)	-0.036 (0.045)
1953-57 年生まれダミー	-0.038 (0.038)	-0.054 (0.044)	-0.098 (0.048)	-0.001 (0.067)	-0.001 (0.051)	-0.002 (0.031)
1963-67 年生まれダミー	0.017 (0.031)	0.011 (0.038)	0.050 (0.043)	0.097 (0.057)	0.018 (0.044)	0.057 (0.027)
1968-72 年生まれダミー	-0.046 (0.031)	0.030 (0.038)	-0.009 (0.041)	0.075 (0.055)	-0.023 (0.043)	-0.019 (0.027)
1973-77 年生まれダミー	-0.103** (0.032)	-0.026 (0.040)	-0.053 (0.040)	0.049 (0.054)	-0.087 (0.043)	-0.064* (0.027)
年齢ダミー：30-34 歳	-0.076** (0.022)	-0.042 (0.028)	-0.041 (0.028)	-0.040 (0.039)	-0.070* (0.031)	-0.026 (0.019)
年齢ダミー：35-39 歳	-0.172*** (0.031)	-0.029 (0.037)	-0.044 (0.039)	-0.011 (0.052)	-0.042 (0.040)	-0.059* (0.025)
年齢ダミー：40-44 歳	-0.186*** (0.038)	-0.091 (0.044)	-0.177** (0.047)	-0.004 (0.068)	-0.095 (0.048)	-0.093* (0.031)
定数項	0.790*** (0.027)	0.723*** (0.032)	0.762*** (0.035)	0.635*** (0.047)	0.690*** (0.036)	0.715*** (0.023)
サンプル数	22	22	22	22	22	22
R-sq	0.826	0.593	0.731	0.365	0.539	0.734

注) サンプルは、25-44 歳。

コーホートダミーのベースグループは 1958-1962 年生まれ。

年齢ダミーのベースグループは 25-29 歳。

表 3-3. 配偶関係別正規雇用就業率の回帰分析：高卒・短大卒有配偶女性

被説明変数：正規雇用就業率						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	首都圏近郊	東京都	日本海側	中部	関西	その他
1943-47 年生まれダミー	0.004 (0.010)	-0.006 (0.016)	-0.037 (0.020)	0.004 (0.012)	-0.020* (0.008)	-0.004 (0.015)
1948-52 年生まれダミー	-0.003 (0.008)	0.008 (0.013)	-0.003 (0.015)	0.018 (0.009)	-0.007 (0.007)	0.002 (0.012)
1953-57 年生まれダミー	0.008 (0.008)	-0.003 (0.013)	0.023 (0.014)	0.033** (0.009)	-0.001 (0.007)	0.009 (0.012)
1963-67 年生まれダミー	-0.001 (0.009)	0.012 (0.013)	-0.042* (0.015)	0.001 (0.009)	-0.000 (0.007)	-0.014 (0.012)
1968-72 年生まれダミー	0.005 (0.009)	0.026 (0.015)	-0.069*** (0.017)	0.009 (0.010)	-0.002 (0.007)	-0.005 (0.014)
1973-77 年生まれダミー	0.019 (0.012)	0.028 (0.020)	-0.088*** (0.021)	0.029* (0.013)	0.019 (0.009)	0.008 (0.017)
年齢ダミー：25-29 歳	-0.027 (0.015)	-0.020 (0.025)	-0.031 (0.027)	-0.050** (0.016)	-0.016 (0.012)	-0.014 (0.021)
年齢ダミー：30-34 歳	-0.063*** (0.014)	-0.056* (0.024)	-0.047 (0.026)	-0.068*** (0.015)	-0.028* (0.011)	-0.031 (0.021)
年齢ダミー：35-39 歳	-0.051** (0.015)	-0.043 (0.024)	-0.036 (0.026)	-0.034* (0.016)	-0.011 (0.011)	-0.006 (0.021)
年齢ダミー：40-44 歳	-0.027 (0.015)	0.000 (0.025)	-0.010 (0.027)	0.005 (0.016)	0.015 (0.012)	0.025 (0.021)
定数項	0.200*** (0.014)	0.205*** (0.024)	0.442*** (0.026)	0.201*** (0.015)	0.157*** (0.011)	0.230*** (0.021)
サンプル数	26	26	26	26	26	26
R-sq	0.781	0.703	0.832	0.884	0.806	0.707

注) * は 5%, ** は 1%, *** は 0.1% でそれぞれ有意であることを示す。

サンプルは、20-44 歳。

コーホートダミーのベースグループは 1958-1962 年生まれ。

年齢ダミーのベースグループは 20-24 歳。

出所) 就業構造基本調査個票(1982 年, 1987 年, 1992 年, 1997 年, 2002 年, 2007 年)より筆者推計。

るとはいえない。そして、配偶関係別では、均等法の前後で正規雇用がそれほど増えていないというのが全体の傾向であったものの(Abe 2011a), 地域別には、東京において有配偶女性の正規雇用は大きく増加している。本稿で示されたことは、男女雇用機会均等法後の女性の就業の変化には地域差があり、とりわけ東京において女性の正規雇用就業の増加が大きいということであった。このことは、従来から東京に住む可能性の高かった属性の女性の就業率が上がったことでも、あるいは正規雇用就業をする女性が東京へ移動することによっても生じうる。本稿では地域間移動についての詳しい分析をすることはできなかったが、今後の課題としたい¹³⁾。さらに、国勢調査等の他のデータでも本稿で得られた結論が観察されるかどうかの検討も、今後の課題である。

(北海道大学大学院経済学研究科)

注

* この研究では、統計法 33 条 2 の規定により利用を許可された、就業構造基本調査の個票データを使用している。この研究は、日本学術振興会科学研究費(基盤研究 C, 課題番号 23530261)から助成を受けている。中島賢太郎氏および一橋大学での研究会参加者からは貴重なコメントをいただいた。感謝申し上げたい。残る誤りは筆者のものである。

1) 日本での地域間移動に関する実証分析として、たとえば Shioji(2001), 坂西(2007), Nakajima and Tabuchi(2011)等がある。

2) ただし、均等法特有の効果と、均等法と時期を同じくして生じた(もしくは進行した)他の要因の影響とを区別することは容易ではない。このことは、均等法が女性の就業や学歴選択、結婚等に与えた影響に関する実証分析においてもつねに問題になる。たとえば、経済のグローバル化は均等法が施行されたのちに進行し、グローバル化が労働市場に与える影響があるとすれば、均等法の影響とグローバル化の影響を区別することは、容易ではない。「失われた 10 年」と呼ばれる景気停滞が労働市場に与えた効果と均等法の影響とを識別することについても、同種の問題が存在する。

3) Edwards and Pasquale(2003), Abe(2010, 2011a), Edwards and Sakai(2010)等。

4) 無論, 均等法自体は男女の差別の禁止を規定していることから, 均等法以前に入職した世代に影響が及ぶ可能性もある。しかしながら, 職業生活のスタート時点から均等法を前提としてきた世代とそうでない世代に学歴選択や職業訓練のうえて違いがある可能性もありうるため, 均等法以降に入職した世代に着目することとした。

5) 均等法は労働市場における男女の均等を意図しているが, パート雇用は女性が大多数を占めており, 均等法による影響は限定的と考えられる。

6) これは就業構造基本調査で調査されている地域が, 居住地域であることによる。

7) 図1は居住割合を示しているため, どの程度の地域間移動をとまなっているかは, これだけからはわからない。

8) Abe and Tamada(2010)では, この転換点にあたるコーホートを“turning-point cohort”と呼んでいる。そこでは中卒男性について, 高賃金地域(最低賃金のランクが1990年時点でAであった, 東京都・神奈川県・大阪府)への人口割合は1943-1957年生まれのコーホートまで低下し続けていたものの, 1958年生まれ以降のコーホートから上昇に転じたことを示した。さらに, 高卒男性についても類似の傾向が見られることを指摘している。

9) 一方Abe(2011b)は, 妻の就業状況は, 首都圏内といった範囲においては夫の就業状況よりも家計の居住地選択への影響が強い可能性を指摘している。

10) このような区分を用いる主な理由は, 就業構造基本調査では学歴の変数が調査年によって変化しており, コーホートの就業を継続的にたどるためには, 大きなくくりで学歴をとらえる必要があるためである。

11) 中部地域は図2では表示していない。

12) 米国の1980年代のデータをもちいた研究では, 低学歴者のほうが高学歴者よりも地域間移動は少ないとされている(Bound and Holzer 2000)。上記の結果は, 日本においては低学歴者でも労働需要に反応しての移動の度合いが強いことを示唆している。

13) 40歳を超える年齢でも, 地域間移動と就業が密接に関係している可能性もある。たとえば図2によれば, 均等法以前の世代についても, 就業志向の高い大卒女性が, 均等法後に東京に移動した可能性もある。

引用文献

- 坂西明子(2007)「性別にみた就業活動空間と通勤交通行動」『応用地域学研究』12, pp. 95-108.
- Abe, Y. (2010) “Equal Employment Opportunity Law and the Gender Wage Gap in Japan: A Cohort Analysis,” *Journal of Asian Economics*, Vol. 21, No. 2, pp. 142-155.
- Abe, Y. (2011a) “The Equal Employment Opportunity Law and Labor Force Behavior of Women in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 25, No. 1, pp. 39-55.
- Abe, Y. (2011b) “Family Labor Supply, Commuting Time, and Residential Decisions: The Case of the Tokyo Metropolitan Area,” *Journal of Housing Economics*, Vol. 20, No. 1, pp. 49-63.
- Abe, Y. (2011c) Regional Variations in Labor Force Behavior of Women in Japan (mimeo, Hokkaido University).
- Abe, Y. and K. Tamada (2010) “Regional Patterns of Employment Changes of Less-educated Men in Japan: 1990-2007,” *Japan and the World Economy*, Vol. 22, No. 2, pp. 69-79.
- Blackburn, M. L. (2010) “Internal Migration and the Earnings of Married Couples in the United States,” *Journal of Economic Geography*, Vol. 10, No. 1, pp. 87-111.
- Bound, J. and H. J. Holzer (2000) “Demand Shifts, Population Adjustments, and Labor Market Outcomes during the 1980s,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 18, No. 1, pp. 20-54.
- Burtless, G. (1999) “Effects of Growing Wage Disparities and Changing Family Composition on the U. S. Income Distribution,” *European Economic Review*, Vol. 43, No. 4-6, pp. 853-865.
- Edwards, L. N. and M. K. Pasquale (2003) “Women’s Higher Education in Japan: Family Background, Economic Factors, and the Equal Employment Opportunity Law,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 17, No. 1, pp. 1-32.
- Edwards, L. N. and T. Sakai (2010) Education and Marriage Decisions of Japanese Women and the Role of the Equal Employment Opportunity Law (mimeo, Graduate Center, City University of New York).
- Juhn, C. and K. M. Murphy (1997) “Wage Inequality and Family Labor Supply,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 1, pp. 72-97.
- Nakajima, K. and T. Tabuchi (2011) “Estimating Interregional Utility Differentials,” *Journal of Regional Science*, Vol. 51, No. 1, pp. 31-46.
- Sandell, S. H. (1977) “Women and the Economics of Family Migration,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 59, No. 4, pp. 406-414.
- Shioji, E. (2001) “Composition Effect of Migration and Regional Growth in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 15, No. 1, pp. 29-49.