

# アンペイド・ワークと教育 —生活時間の日加比較を中心に—

中西 規之 (東京工業大学大学院)

## 1. はじめに

アンペイド・ワークの問題は、これまで市場価値の計測による女性の地位向上を目的とした運動論として議論がなされてきた。1970年代にこの議論が登場した際には、当時多数派であった専業主婦の社会的地位が主要な議論の対象であった。しかし、既婚女性の有職率が半数を超えている現在、議論の中心は以下の二点に変化している。一つは、アンペイド・ワークの負担が、労働市場へのアクセスの妨げになっていること、もう一つは、少子高齢化による労働力の不足に対して、介護・育児の社会的コストをどのように負担するかということである(久場・竹信 1999)。本報告では、主に前者の問題に着目する。Becker(1985)は、アンペイド・ワークは、余暇活動などと比較すると"Effort Intensive"な行動であるために、同じ仕事時間でもアンペイド・ワークを行っている人は、行っていない人より生産性が低くなることを理論的に考察した。Beckerの理論は、アンペイド・ワークのジェンダー・バイアスが、労働市場における不平等につながっていることを意味している。

このような社会的不平等に対する平等の達成化手段として、フェミニズムは教育を重要な戦略的変数としてきた(天野 1988)。アメリカをはじめとした日本以外の先進国においては、女性の高学歴化に伴い、1970年代以降女性のフルタイム就業への進出が急速に進むとともに、女性のアンペイド・ワークの時間も急激に減少した(Gershuny and Robinson 1988)。これは、時間配分の経済理論では以下のように説明される。学校教育はペイドワークとアンペイド・ワークのいずれの生産性も高める。しかし、育児を除いたアンペイド・ワークと比較すると、ペイドワークの方が上昇する生産性の幅が大きいため、結果的に高学歴女性ほどペイドワークの時間が長く、アンペイド・ワークの時間が短くなる(Becker 1965, Leibovitz 1974)。さらにLeibovitz論文では、この傾向をクロスセクション・データから実証的に明らかにしている。

日本においても女性のアンペイド・ワークの時間は減少傾向にある(三矢・吉田 1997)が、女性の高学歴化が進んだにもかかわらず、その変化の幅はアメリカ・イギリスと比べると小さい。女性の高学歴化がペイドワークに与える影響についての研究は、多くの研究の蓄積がなされてきた。しかし、女性の高学歴化がアンペイドワークに与える影響についての、実証的な研究はほとんど行われていない。そこで本報告では、女性の教育とアンペイド・ワークとの関係と、それがペイドワークに与える影響について、主に日本及びカナダの生活時間調査の個票データの分析から明らかにする。分析に使用する生活時間調査は、調査設計が国際標準に基づいており、相互に比較可能なデータである。

以下に研究の構成を述べる。まず、アンペイド・ワークのジェンダーバイアスに関して、日本、カナダ、アメリカ、ソ連の4か国における20年の変化を比較することで、国際的な視点から明らかにする(→2)。前述のように、日本においては女性の高学歴化にも関わらず、ジェンダー・バイアスは小さくなっていない。そこで、日本とカナダのナショナルサンプルによる学歴・年齢別にみた女性の生活時間の集計結果について、クロスセクショナルな比較から概観する。それをふまえて、日本とカナダの個票データから学歴とアンペイド・ワークの関係についての分析を行い、女性の高学歴化とジェンダー・バイアスとの関係についての手が

かりを得る(→3) また、有職女性がアンペイド・ワークを負担している結果、男性と異なった働き方になっていることについて、フルタイム女性の既婚・未婚別の仕事時間および家事時間と、その関係についての分析から明らかにする(→4)。最後に、これまでの分析から、アンペイド・ワークおよびペイドワークの配分に関する課題について考察を行う(→5)。

## 2. ジェンダー・バイアスの国際比較とその変化

これまでの先行研究から、日本ではアンペイド・ワークのジェンダーによる違いが、他の国と比較して極端に大きいことが指摘されてきた(矢野 1995, United Nations 1995ほか)。しかし、この傾向はクロスセクショナルな国際比較から指摘されたものであり、異なる2時点間における国際比較の事例は少ない。

そこで、予備的な分析として日本、カナダ、アメリカ、ソ連の4か国を対象として、1965-72年と1986-92年の2時点において、仕事時間と家事時間の性別による比較を行った。ただし、ソ連はPskov、アメリカはJackson、日本は松山、1971年のカナダはHalifaxの1都市をサンプルとして行われた生活時間調査である。これらの都市は、Szalaiらによる生活時間の国際比較プロジェクトの基準に準じた、ある程度同質の都市である。なお、カナダの1992年はナショナルサンプルによる調査であるため、データの解釈は参考程度にとどめた。

1965-72年、1986-92年の2時点とも、日本におけるアンペイドワークのジェンダー・バイアスは4か国で最も大きい。これは、男性の家事時間がきわめて短いことによるものであり、この傾向はこれまでの先行研究と一致している。しかし、女性についてみると、1965-72年時点では家事時間が他の3か国と比較して特に長いというわけではなかったのが、1986-92年の時点では日本女性の家事時間は特に長い傾向がみられる。これは、日本以外の3か国では、女性の時間配分が大きく変化したのに対して、日本の女性は時間配分の変化が小さかったからである。特に、アメリカ・カナダにおいては、女性の家事時間が大幅に減少し、仕事時間が増加した。特にアメリカでその傾向は著しい。日本の女性も家事時間が減少し、仕事時間が増加したが、アメリカ・カナダのドラスティックな変化と比較するとその幅は小さい。女性の変化とは対照的に、男性の仕事時間・家事時間の変化は4か国とも小さく、この20年において、日本以外の3か国で男女の時間の使い方が近づいているのは、女性の変化によるものが大きいといえる。

## 3. 教育とアンペイド・ワーク

まず、学歴別のアンペイド・ワークに費やした時間を、クロスセクショナルな比較からみることにしよう。ただし、高学歴者の比率は年齢が低いほど高いと考えられるため、単純に学歴別の時間配分をみると、年齢の影響が含まれてしまう。そこで、総務庁が行っている「社会生活基本調査」の1991年の学歴別・年齢別の集計結果から、日本女性の学歴別の仕事時間および育児・介護・買い物を除いた家事時間をみることにしよう。さらに、この20年でアンペイド・ワークのジェンダー・バイアスが小さくなった先進国の事例として、カナダの女性を対象とした比較も併せて行う。カナダの集計結果は、前節で用いた1992年のナショナルサンプルによる生活時間調査を、「社会生活基本調査」と比較できるように行動分類を変えて再集計したものである。

家事時間についてみると、日本では25-29歳において短大・大卒が高卒より家事時間が短くなっているが、

30代、40代、50代では、学歴による家事時間の違いはほとんどない。一方、カナダでは、25～29歳、30代、40代、50代のいずれの年齢層でも、高学歴女性ほど家事時間が短くなっている。特に、25～29歳でその差は著しい。

仕事時間においては、家事時間と正負を逆にした傾向になっている。日本では、25～29歳において高学歴女性ほど仕事時間が長くなっているが、30代、40代、50代では、高校卒がもっとも仕事時間が長い。カナダでは、25～29歳、30代、40代で、高学歴女性ほど仕事時間が長い。以上の集計結果から、カナダでは高学歴女性ほど仕事時間が長く、家事時間が短い、日本においては、30歳以上ではそのような関係はみられないということが、大まかな傾向としていえそうである。

しかし、以上の傾向を厳密な形で検討するためには、個人を単位としたマイクロ・データを用いた分析が必要である。そこで、家事時間の規定要因について、個票データから重回帰分析を行う。使用データは、日本は1991年に松山で行われた生活時間調査、カナダは1992年に全国サンプルによって行われた生活時間調査である。対象サンプルは、既婚女性とし、平日サンプルを用いる。平日サンプルをもちいるのは、日常生活のパターンは平日にもっともよく反映されること、サンプル数が多く、重回帰分析を行うにあたり、安定した結果が期待できることからである。

重回帰分析の従属変数は、「食事の支度・後かたづけ」「屋内・屋外の掃除」「洗濯・繕い物」の合計時間とした。独立変数には、末子年齢（ダミー変数）、本人年齢、学歴（ダミー変数）を使用した。これは、ライフステージ、年齢をコントロールしたときの学歴の影響をみるためである。なお、末子年齢は「6歳以下」「12歳以下」「18歳以下」「19歳以上」「子どもなし」にカテゴリ化し、基準を「子どもなし」世帯に、学歴変数は、「大学・大学院卒」「短大・高専・専門学校卒」「高校卒」「小・中学校卒」にカテゴリ化し、基準を「高校卒」にした。このモデルを、「モデル1」とする。

「モデル1」の分析結果から大きな特徴として挙げられるのが、カナダでは世帯人数が大きな影響を与えているのに対して、日本では、世帯人数は影響を与えていないことである。一方、末子年齢に着目すると、日本のほうが偏回帰係数が大きくなっている。カナダは家事時間の平均が158分、日本は家事時間の平均が232分と、カナダの方が家事時間そのものが短く、カナダにおいては家事時間がこなすべき家事量そのものを反映している。一方、日本においては、家事時間はこなすべき家事量そのものよりも、既婚女性のライフスタイルそのものが子どもの年齢によって強く規定されていることを反映している。このことは、日本において特に「子ども中心主義」が強いことをも示唆している。

次に、学歴変数の家事時間に与える影響をみてみよう。日本においては、有意水準を10%にしても、「大学・大学院卒」「短大・高専・専門学校卒」とも影響を与えていない。対照的に、カナダでは「大学・大学院卒」「短大・高専卒」とも、有意水準1%で負の影響を与えている。「小・中学校卒」については、日本、カナダとも有意水準を10%にしても影響は認められない。

さらに、「モデル1」に「世帯収入」を加えたモデルを「モデル2」とし、「仕事時間」を加えたモデルを「モデル3」として、これらについても分析を行った。世帯収入については、日本においてはまったく影響を与えていないが、カナダでは強い負の影響を与えている。仕事時間については、日本、カナダとも有意水準1%で負の影響を与えており、偏回帰係数もほとんど同じ値であった。また、モデル3においては、学歴ダミーの偏回帰係数がモデル1と比較して小さくなっている。これは、学歴変数が仕事時間に正の影響を

与え、その結果として家事時間に対して負の影響を与えていることを示唆している。カナダにおいては、世帯収入も同様の効果を持っている。カナダでは、高学歴女性ほどよく働き、高い収入を得て、その分家事時間を合理化している様子が見える。

以上をまとめると、次のようなことがいえる。日本では、高等教育が家事時間に影響を与えないが、カナダでは高等教育は家事時間に対して負の影響を与える。対照的に、日本では末子の年齢が家事時間に大きな影響を与えるが、カナダでは末子の年齢が家事時間に与える影響は日本のそれと比較すると小さい。この結果から考えられるのは、カナダでは学校教育によって獲得した人的資本に基づいて、ペイドワークとアンペイドワークの時間配分がなされているのに対して、日本ではライフステージによってアンペイドワークへの時間配分が強く規定されていることである。その原因の一つとして考えられるのが、フルタイム雇用において被雇用者が最適な仕事時間を選択することが難しいということである。そこで、4節ではフルタイム雇用女性を対象にして、働き方とアンペイド・ワークの関係について分析を行う。

#### 4. 女性の働き方とアンペイド・ワーク

日本の高学歴女性の就業行動を阻んでいる要因として、フルタイム就業の職場では残業が常態になっており仕事時間が長いこと、女性の家事負担が大きいことにより、仕事と家事の両立が困難であることがあげられる。そこで、仕事と家事の両立について、生活時間調査の個票データを用いてみることにしよう。使用データは、日本は1991年松山で行われた生活時間調査、カナダは2.3節で用いた、1992年にナショナルサンプルで行われた生活時間調査である。

まず、フルタイム就業女性について平日における仕事時間の分布を既婚・未婚別にみてみよう（以下、本節では「フルタイム既婚女性」「フルタイム未婚女性」は「既婚女性」「未婚女性」と表記）。なお、比較の際に、フルタイム就業男性も比較対象として加えた（以下、本節では「フルタイム男性」は「男性」と表記）。この3者の分布は、日本とカナダで大きく異なっている。カナダでは、既婚女性、未婚女性、男性の3者とも、「7~8.5時間」にピークがある分布になっており、分布の形も似たような形になっている。特に、既婚女性と未婚女性は分布形がほぼ一致していると言ってもよいほど似通っている。一方、日本では、既婚女性、未婚女性ではピークはともに「7~8.5時間」にあるが、既婚女性は左寄りに重心がある分布、未婚女性は右寄りに重心がある分布になっている。さらに、既婚男性は、「8.5~10時間」にピークがあり、未婚女性よりさらに長時間労働に偏った分布になっているために、この3者はまったく異なった分布になっている。

次に、既婚女性、未婚女性それぞれについて、仕事時間別に家事時間をみてみよう。仕事時間に関わらず、既婚者では日本の方が家事時間が長く、未婚者では日本の方が家事時間が短い。したがって、日本の女性は結婚しているかどうかで家事負担の差が大きい。具体的には、日本において、仕事時間が「7~8.5時間」の場合、既婚者の方が、家事時間が約2時間長い。これは、カナダの1時間と比較してもかなり大きい数字である。「8.5時間超」の場合でも、既婚者の方が、家事時間が約10分長い。

この傾向を確認するために、仕事時間と、既婚/未婚ダミーの2変数を用いて重回帰分析を行った。日本、カナダとも仕事時間は有意水準1%で負の影響を、既婚/未婚ダミーは有意水準1%で正の影響を与えている。2変数の偏回帰係数を比較すると、仕事時間においては、日本で-0.22、カナダで-0.18と大きな差がな

いが、既婚／未婚ダミーにおいては、日本で104、カナダで42と大きな差があり、日本において既婚女性の家事負担の大きさがうかがえる。

日本における既婚者と未婚者の仕事時間の分布及び家事時間の比較は、アンペイド・ワークの負担が大きいため、結婚すると短時間労働の職場に移らざるを得ないか、同じ職場でも残業を控えるかしなければならぬことを示唆している。実際に、独身時代は一番遅くまで残業をしていた女性が、結婚後には真っ先に帰るようになったという話を聞く。既婚女性が仕事と家庭生活を両立できるような雇用システムの整備が求められているといえるだろう。

## 5. おわりに

日本において、女性の高学歴化に伴って女性の人的資本をこれまで以上に有効に活用する必要があること、低成長社会を迎え、多くの世帯で「稼ぎ手」一人の収入だけでは生活することが困難になっていることから、ペイドワーク、アンペイドワーク両方についての「男女共同参画」が求められている。しかし、高学歴女性でも「男は仕事、女は仕事も家事も」という、「新・性別役割分業」(樋口1985)のもとでは、男性と同じような働き方をすることは難しいというのが、生活実感であろう。本報告の独自性は、有業女性のアンペイド・ワークの負担の大きさについての実感に対して、具体的なデータを用いて国際的な比較を試みた点にある。

本報告で明らかにしたカナダの事例は、日本の未来像の一つのモデルであるといえる。その含意は3点に集約される。一つは、労働時間の短縮である。既婚女性、未婚女性、男性で仕事時間の分布が異なることは、日本においてしばしば指摘される、長時間労働そのものが、既婚女性の参入に対する障壁であることを示している。カナダのように、男性のフルタイム労働時間を8時間前後に短縮すれば、特に既婚女性のフルタイム就業への参入はより容易になるといえるだろう。一つは、家事負担の男性への代替である。国際的にみると、男性有業者の「仕事+家事」時間の差は小さい(矢野1997)。日本の男性は、仕事時間は長い、これは家事時間が短いことに支えられていることがこれまでも指摘されてきた。これからは、労働時間を短縮した分で、家事を行うことが求められているといえる。もう一つは、家事の外部化・合理化である。3節の重回帰分析から、カナダで女性の学歴が家事時間に影響を与えているのは、収入を媒介にしていることが要因の一つとしてあげられる。対照的に、日本においては、家事を外部化・合理化することに対するサンクションが強いこと、家事の外部化に関する市場が未整備であることなどが、学歴と家事時間の関係が弱い原因になっていると考えられる。今後、家事をどのように外部化・合理化するかは、家族内部のみならず、社会的にも重要な課題である。

以上のように、アンペイド・ワークのジェンダーバイアスの問題は、女子教育の問題のみならず、日本社会の働き方のシステムそのものに対する問いかけを含んでいる問題であり、今後の研究の蓄積が期待される

付記：本報告は東京工業大学矢野真和教授、広島大学平田直憲助教授、筑波大学加藤毅講師、セントメリー大生活時間研究所長A.Harvey、および報告者が共同で行った生活時間の国際比較プロジェクトの成果の一部を報告者の責任においてまとめたものである。データの集計および解釈については前記共同研究者の協力によるものが多い。この場を借りて感謝したい。国際比較プロジェクトの成果については、科研費報告書を参照していただきたい。

参考文献

天野正子(1988)「『性と教育』研究の現代的課題」『社会学評論』第39卷3号.

Becker, G(1965)"A Theory of the Allocation of Time." *The Economic Journal*.299.

Becker, G(1985)"Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor." *Journal of Labor Economics*.3-1.

Gershuny, J. and Robinson, J.P.(1988)"Historical Changes in the Household Division of Labor." *Demography*.25-4.

樋口恵子・中島通子・暉峻淑子・増田れい子「シンポジウム・女たちのいま、そして未来は？」  
『世界』1985年8月号,岩波書店.

久場嬉子・竹信三恵子(1999)『『家事の値段』とは何か』岩波書店.

Leibowitz, A.(1974)"Education and Home Production." *American Economic Review*.64-2.

三矢恵子・吉田理恵(1997)「生活時間の時系列変化- 1970年～1995年の国民生活時間調査の時系列分析」  
『NIIK放送文化調査研究年報』第42号.

Robinson, J.P., Andreyenkov, V.G. and Patrushev, V.D.(1989)"The Rhythm of Everyday Life." *Westview Press*.

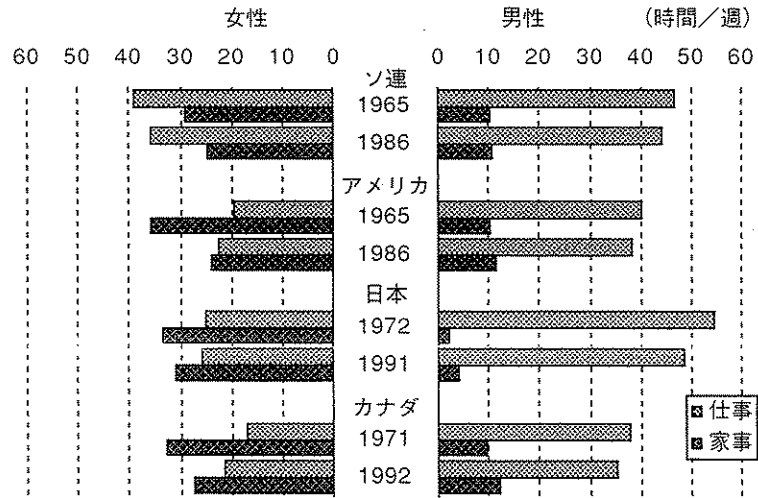
Szalai, A.(ed.)(1972)"the use of time." *mouton*.

United Nations(1995)"The World's Women 1995 Trends and Statistics" *United Nations Publications*.

矢野眞和(1995)「性別の生活時間比較」『生活時間の国際比較』大空社.

矢野眞和(1997)「労働時間の短縮と生活時間」『日本労働研究雑誌』第448号.

図1 仕事時間・家事時間の男女別比較



資料: "The Rhythm of Everyday Life.", "The Use of Time." (アメリカ・ソ連)

図2 学歴・年齢別仕事時間・家事時間

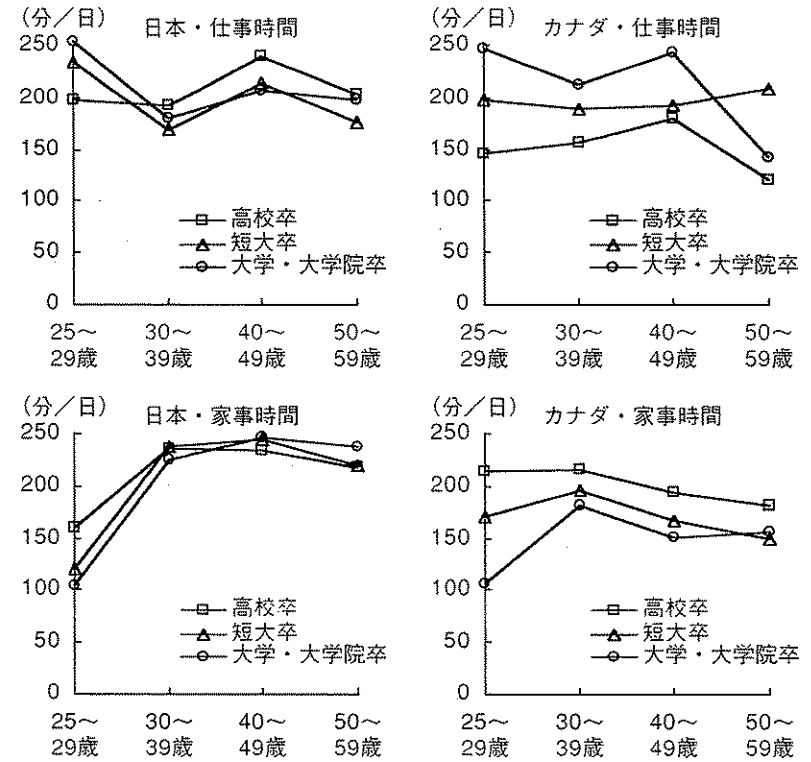


表1 重回帰分析結果（既婚女性）

	日本			カナダ		
	モデル1	モデル2 (+収入)	モデル3 (+仕事時間)	モデル1	モデル2 (+収入)	モデル3 (+仕事時間)
世帯人数	-0.63 (-0.08)	-1.88 (-0.22)	3.21 (0.47)	世帯人数 21.37 *** (4.80)	22.15 *** (5.04)	17.44 *** (4.36)
末子年齢（基準：子どもなし）				末子年齢（基準：子どもなし）		
末子5歳以下	168.05 *** (4.20)	180.95 *** (4.21)	104.42 *** (2.93)	末子5歳以下 36.73 *** (2.82)	38.66 *** (3.01)	11.44 (0.97)
末子6～11歳	108.09 *** (2.94)	119.25 *** (3.06)	76.97 ** (2.39)	末子6～11歳 8.72 *** (0.62)	13.18 (0.95)	12.94 (1.03)
末子12～18歳	80.80 *** (2.70)	90.93 *** (2.84)	70.64 *** (2.71)	末子12～18歳 -3.63 (-0.26)	3.37 (0.24)	9.22 (0.74)
末子19歳以上	24.80 (0.90)	37.73 (1.24)	22.00 (0.91)	末子19歳以上 39.30 ** (2.45)	48.07 *** (3.03)	31.50 ** (2.19)
年齢	2.10 * (1.75)	2.36 * (1.84)	1.38 (1.32)	年齢 1.89 *** (5.24)	1.94 *** (5.45)	0.91 *** (2.76)
学歴（基準：高校卒）				学歴（基準：高校卒）		
小中学校卒	6.66 (0.25)	12.10 (0.43)	-6.35 (-0.28)	小中学校卒 28.14 (1.20)	19.73 (0.85)	18.13 (0.86)
短大卒	-7.68 (-0.41)	-6.47 (-0.33)	3.20 (0.20)	短大卒 -22.46 *** (-3.00)	-12.78 * (-1.70)	-8.15 (-1.21)
大学卒	-45.21 (-1.56)	-48.65 (-1.58)	-20.57 (-0.81)	大学卒 -63.00 *** (-6.25)	-36.70 *** (-3.41)	-41.55 *** (-4.56)
収入		-0.01 (-0.41)		収入	-0.11 *** (-6.35)	
仕事時間			-0.25 *** (-8.49)	仕事時間		-0.25 *** (-18.53)
切片	70.82 (1.08)	62.13 (0.84)	156.06 *** (2.68)	切片 19.11 (1.02)	55.89 *** (2.88)	119.82 *** (6.77)
決定係数	0.141	0.108	0.353	決定係数	0.108	0.282
自由度調整済み決定係数	0.106	0.102	0.323	自由度調整済み決定係数	0.102	0.277
F値	4.014 ***	3.389 ***	11.981 **	F値	18.956 ***	21.571 ***
サンプル数	231	219	231	サンプル数	1424	1424

\*  $\alpha=0.10$ で有意/\*\*  $\alpha=0.05$ で有意/\*\*\*/  $\alpha=0.01$ で有意

※ 偏回帰係数の下の括弧内は t 値

図3 仕事時間の分布（平日）

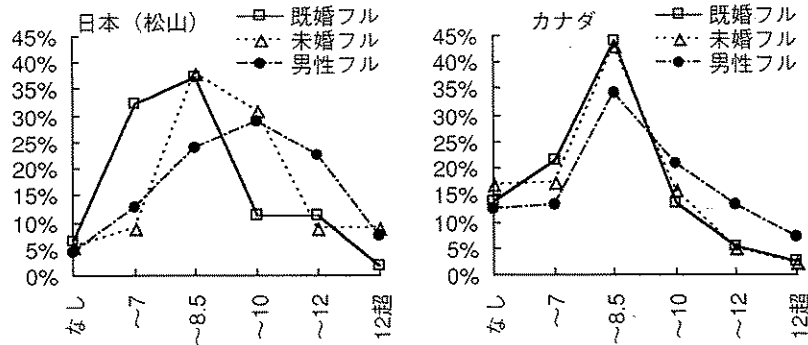


表2 仕事時間別家事時間（平日）

日本（松山）91 (単位：時間分)

仕事時間	既婚			未婚		
	~7	7~8.5	8.5~	~7	7~8.5	8.5~
仕事	6.03	7.52	10.14	5.26	7.59	10.05
家事	3.55	2.52	2.24	1.21	0.49	0.31
炊事	1.51	1.33	1.14	0.14	0.19	0.17
掃除	0.37	0.18	0.18	0.25	0.05	0.05
洗濯・縫物	0.39	0.35	0.21	0.11	0.02	0.02
計	3.07	2.26	1.53	0.50	0.25	0.24
買い物	0.30	0.16	0.21	0.25	0.19	0.04
子供の世話	0.11	0.05	0.02	0.00	0.00	0.00
家庭雑事	0.06	0.05	0.08	0.06	0.05	0.03
サンプル数	20	23	15	5	22	28

カナダ92 (単位：時間分)

仕事時間	既婚			未婚		
	~7	7~8.5	8.5~	~7	7~8.5	8.5~
仕事	5.13	7.46	10.10	5.12	7.49	9.59
家事	3.31	2.20	1.29	1.54	1.20	1.00
炊事	1.06	0.50	0.39	0.35	0.27	0.19
掃除	0.28	0.14	0.14	0.20	0.09	0.07
洗濯・縫物	0.15	0.16	0.07	0.04	0.08	0.04
計	1.49	1.20	0.59	1.00	0.44	0.30
買い物	0.30	0.16	0.07	0.27	0.16	0.13
子供の世話	0.45	0.33	0.16	0.03	0.09	0.05
家庭雑事	0.27	0.11	0.06	0.23	0.11	0.12
サンプル数	164	335	159	58	143	78

表3 重回帰分析結果（フルタイム就業女性）

	日本	カナダ
仕事時間	-0.22 *** (-5.78)	-0.18 *** (-14.47)
既婚/未婚ダミー	104.20 *** (8.62)	42.14 *** (7.62)
切片	145.69 *** (7.10)	127.98 *** (18.87)
決定係数	0.528	0.195
自由度調整済み決定係数	0.520	0.193
F値	65.53 ***	132.27 ***
サンプル数	119	1096

\*  $\alpha=.10$ で有意/\*\*  $\alpha=.05$ で有意/\*\*  $\alpha=.01$ で有意