

- 前田正子 (2002) 「『全国子育てマップ』に見る保育の現状分析」国立社会保障・人口問題研究所編『少子社会の子育て支援』東京大学出版会。
- Mongomery, E. and J. Navin (2000) "Cross-State Variation in Medicaid Programs and Female Labor Supply," *Economic Inquiry*, 38 (3).
- 森田陽子 (2002) 「保育政策と女性の就業」国立社会保障・人口問題研究所編『少子社会の子育て支援』東京大学出版会。
- 森田陽子・金子能宏 (1998) 「育児休業制度の普及と女性雇用者の金属年齢」『日本労働研究雑誌』459。
- 永瀬伸子 (1999) 「女性の就業、結婚と出産の決定要因——全国都市データを用いた実証分析」『高齢社会における社会保障体制の再構築に関する理論的研究事業の調査研究報告書Ⅱ』長寿社会開発センター。
- 永瀬伸子 (2003) 『都市再生と保育政策』山崎福寿・浅田義久編著『都市再生の経済分析』東洋経済新報社。
- 永瀬伸子・高山憲之 (2002) 「女性の育児・介護等ケア活動と就業行動」『年金制度の改革が就業引退行動に及ぼす影響に関する研究Ⅱ——就業構造実態調査を用いた分析』日本労働研究機構調査報告書 No. 145。
- Nakamura, J. and A. Ueda (1999) "On the Determinants of Career Interruption by Childbirth among Married Women in Japan," *Journal of Japanese and International Economics*, 13 (1).
- 日本労働研究機構 (2003) 「『母子世帯の母への就業支援に関する研究』調査研究報告書」No. 156。
- 奥津真里 (2003) 「女性雇用政策の現状と課題」労働政策研究・研修機構, <http://www.jil.go.jp/institute/kokusai/documents/okutsu.pdf>
- 大石亜紀子 (2003) 「母親の就業に及ぼす保育費用の影響」『季刊社会保障研究』39 (1)。
- 大石亜紀子 (2005) 「保育サービスの再分配効果と母親の就業」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会。
- 大沢真知子 (1994) 『経済変化と女子労働』日本経済評論社。
- 才村純 (2007) 「地方自治体が子ども家庭福祉において果たしてきた役割」高橋重宏監修・児童福祉法制定60周年記念・全国子ども家庭福祉会議実行委員会編『日本子ども家庭福祉——児童福祉法制定60年の歩み』第II部-10, 明石書店。
- 滋野由紀子 (2003) 「子育て支援策と労働市場」国立社会保障・人口問題研究所編『選択の時代の社会保障』東京大学出版会。
- 滋野由紀子・大日康史 (1998) 「育児休業制度の助成の結婚と就業継続への影響」『日本労働研究雑誌』459。
- 滋野由紀子・大日康史 (1999) 「保育政策の出産の意思決定と就業に与える影響」『季刊社会保障研究』35 (2)。
- 滋野由紀子・大日康史 (2001) 「保育政策が女性の就業に与える影響」岩本康志編『社会保障と家族の経済学』東洋経済新報社。

- 清水谷論・野口晴子 (2004) 「介護・保育サービスの利用と家族負担・労働供給」清水谷論・野口晴子『介護・保育サービスの市場の経済分析——ミクロデータによる実態解明と政策提言』山縣文治編 (2006) 『家族・児童福祉 [改訂版] ——③これからの社会福祉』有斐閣。
- 司岡洋子・松原晴雄・山縣文治編 (2006) 『家族・児童福祉 [改訂版] ——③これからの社会福祉』有斐閣。
- 駿河輝和・張建華 (2003) 「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について」『季刊家計経済研究』59。
- 高橋重宏監修・児童福祉法制定60周年記念・全国子ども家庭福祉会議実行委員会編 (2007) 『日本の子ども家庭福祉——児童福祉法制定60年の歩み』明石書店。
- 富田安信 (1994) 「女性が働き続けることのできる職場環境——育児休業制度と労働時間制度の役割」『大阪府立大学経済研究』40 (1)。
- 上村浩子・高橋利子・日高洋子・原田放子 (1999) 「障害児を持つ母親の子育てと就業に関する意識調査」『横浜女子短期大学研究紀要』14。
- 上村浩子・高橋利子・日高洋子・原田放子 (2000) 「障害児を持つ母親の子育てと就業に関する意識調査, その二」『横浜女子短期大学研究紀要』15。
- Yamada, T., T. Yamada and F. Chaloupka (1987) "Using Aggregate Data to Estimate the Part-Time and Full-Time Work Behavior of Japanese Women," *Journal of Human Resources*, 22 (4)。
- 古澤英子 (2007) 「子ども家庭福祉の60年をふりかえって」高橋重宏監修・児童福祉法制定60周年記念・全国子ども家庭福祉会議実行委員会編『日本の子ども家庭福祉——児童福祉法制定60年の歩み』第I部-1, 明石書店。

# 仕事と家庭の両立支援

## —育児・介護休業法改正を中心に—

おおいし あまこ  
大石 亜希子 ●千葉大学法経学部・准教授

### はじめに

育児・介護休業法改正案は4月21日に閣議決定され、同日、国会に提出された。改正法案のもとになった「今後の仕事と家庭の両立支援に関する研究会」（厚生労働省）に参加した一人として、本稿では改正法案に至る社会経済的背景、研究会での議論、そして改正法案のポイントと残された課題について論じる。

### 1. 仕事を家庭の両立を巡る現状 ～研究会発足の背景

1990年の「1.57ショック」以降、日本の出生率は人口置換水準である2.1を大幅に下回る低水準で推移している。国立社会保障・人口問題研究所の「日本の将来推計人口」（2006年12月推計）によると、現在のような出生率のもとでは2055年までに総人口は8,993万人まで減少するとともに高齢化率は40.5%に達すると予測されている。また、年齢階層別の労働力率が現状のまま推移すれば、

2030年までに労働力人口は1,000万人減少すると見込まれている<sup>1</sup>。

このように社会に深刻な影響を及ぼす少子化の背景には、「就労」と「結婚・出産・子育て」の二者択一を迫る構造があることは今日では広く認識されるようになってきている。これを改善するため、政府は2007年12月に「仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）憲章」を策定したのについて同年末には「子どもと家族を応援する日本」重点戦略を決定し、①働き方の改革による仕事と生活の調和の実現と、②包括的な次世代育成支援の枠組みの構築の二つの取り組みを「車の両輪」として同時に推進することとした。筆者もメンバーとして参加した「今後の仕事と家庭の両立支援に関する研究会」は、これら一連の動きの中で発足したのである。

研究会の大きな目的の一つは、育児・介護休業法の見直しを行うことであった。2004年の育児・介護休業法改正により、期間雇用者も育児・介護休業を取得することが可能となったが（2005年4月施行）、法施行後の適当な時期に見直しを行うこととされていたからである。

それでは2004年改正以降、仕事と家庭を巡る状

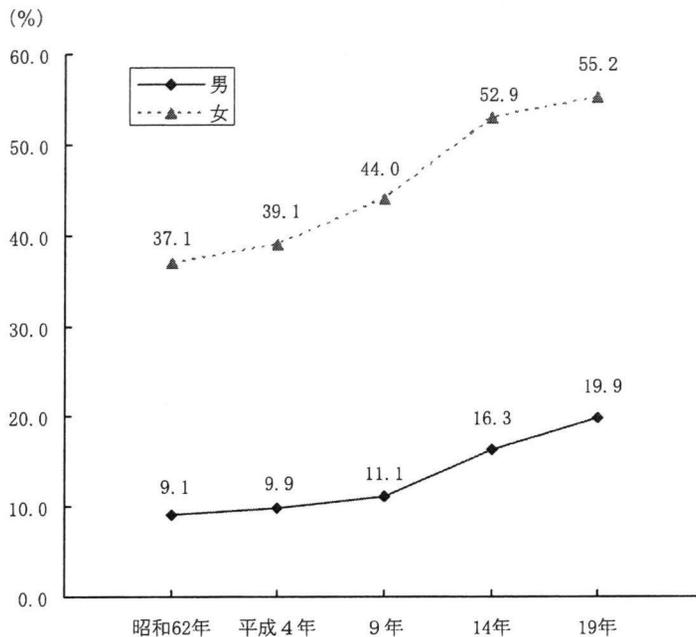
1. 厚生労働省職業安定局雇用政策研究会

況は何が変わり、何が変わらなかったのであろうか。

変化としては、第1に、労働の非正規化が一層進んだことがあげられる(図1)。雇用者(役員除く)に占める「パート」や「アルバイト」など

非正規就業者の割合が2007年には男性20%、女性55%に達するなかで、妊娠した期間雇用者の雇い止めが新聞で報じられるなど、法の実効性の担保が課題として浮かび上がってきた。

図1 男女別非正規就業者割合の推移



(出所) 総務省統計局「平成19年就業構造基本調査 結果の概要」

つぎに、男性正規労働者の間では長時間労働の傾向が一層強まっている(図2)。週60時間以上就業している男性正規労働者の割合を2002年と2007年で比較すると、ほぼすべての年齢層に上昇がみられる。年齢別では、子育て世代に該当する30~34歳が22.9%と最も高く、35~39歳も22.5%と高い。男性が長時間労働をすると家庭で過ごす時間が必然的に短くなるため、結果として家庭責任が女性に偏るようになり、女性の就業参加や就業継続が困難になる。男女それぞれのワーク・ライフ・バランスを実現するうえで「働き方の改革」が急務となった。

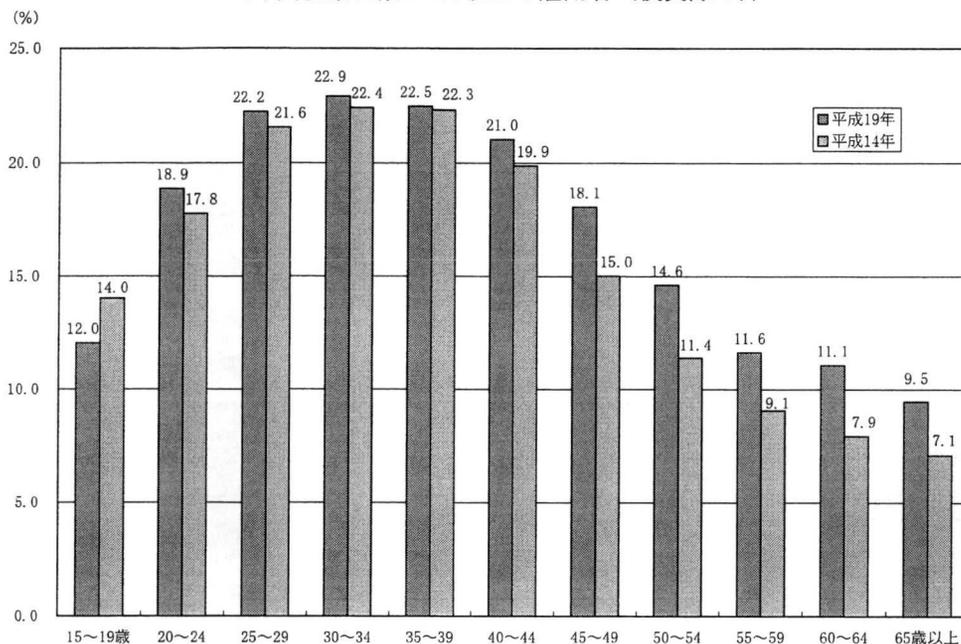
一方、変わらなかったこととしては、育児休業制度が普及したにもかかわらず、第1子の出産前に仕事をしていた女性の7割が出産を機に退職するという状況が続いている。育児休業を取得して仕事を続ける女性は人数では増えたものの、従来のように産休のみで復職する女性は減少したため、第1子出産前後での女性の就業継続率は25%程度でここ20年間ほぼ横ばいである<sup>2</sup>。

なぜ女性の継続就業率が上昇しないのであろうか。その背景には、次のような事情が考えられる。

- ① 復職後の両立支援策が不十分なのではじめてから諦めて退職してしまう

2. 国立社会保障・人口問題研究所「第13回出生動向基本調査」

図2 週間就業時間が60時間以上の男性正規労働者の割合  
(年間就業日数200日以上 of 雇用者 (役員除く))



(出所) 総務省統計局「平成19年就業構造基本調査 結果の概要」

② 男性の家庭・子育てへのかかわりが少なすぎる

③ 育児・介護休業制度が使いにくい、取得しにくい職場環境がある

従来の育児・介護休業を巡る施策は、いかにして多くの労働者に育児休業や介護休業を取得する機会を保障するかに重点を置いていた。しかし、それだけでは男性にとっても女性にとっても、仕事と家庭の両立を図るのは不十分であることが明らかになっている。そうした認識から今回の改正法案は、「休業後」の生活をも視野に入れて新たな両立支援の枠組みを示した点が特徴といえよう。次節以降では改正法案のポイントを解説する。

## 2. 改正法案のポイント

(1) 仕事を続けながら子育てができる働き方の実現

① 短時間勤務制度の導入と所定外労働時間の免除  
女性の継続就業率が上昇しない背景のひとつに、復職後の両立支援策が不十分なので、はじめから両立を諦めて退職してしまう女性が多いということがある。出産前と出産後とでは望ましい仕事時間と家庭時間のバランスも自ずと異なるはずであるが、現状ではそうした希望に合わせて弾力的な働き方をすることはなかなか困難である。

一例をあげると、従来の育児・介護休業法では、事業主には3歳に達するまでの子を養育する労働者に対し、育児休業に準ずる措置か、①短時間勤務、②フレックスタイム、③始業終業

時刻の繰り上げ又は繰り下げ、④所定外労働の免除、⑤事業所内託児施設の設置等のうち、いずれかの措置を講じることが義務づけられていた。しかしそれらは選択的措置義務にすぎないため、労働者が利用したいと思う制度が必ずしも職場に導入されているとは限らず、また、いずれの措置も設けていない事業所が半数近く存在しているというのが現状である（厚生労働省「平成19年度雇用均等基本調査」）。

とくに労働者のニーズが高い①短時間勤務や④所定外労働時間の免除については、導入している企業はそれぞれ約3割と2割に過ぎず（厚生労働省「平成17年度女子雇用管理基本調査」）、ニーズと現実との間のギャップが大きい。

諸外国の状況はどうかというと、イギリスでは2003年から「柔軟な働き方の申請権」が労働者に保障されるようになってきている。フランスでは育児親休業（日本の育児休業に相当）の1パターンとして週16時間までの短時間勤務が認められており、ドイツでも親時間（同）の期間中でも親一人につき週30時間の勤務ができるなど、多くの国々では単なる休業から労働者のニーズに合った部分就労を可能とする方向へのシフトがみられる。

とくに注目されるのはイギリスの動きで、2002年雇用法（2003年4月から実施）において、6歳未満の子ども（あるいは18歳未満の障害を持つ子ども）の親には、①労働時間の変更、②勤務時間帯の変更、③在宅勤務への変更のいずれかを申請する権利が付与された（2007年には介護をする労働者にも対象が拡大されている）。

こうしたことを受けて改正法案では、新たに・3歳未満の子を養育する労働者に対して所定労働時間を短縮する措置義務を事業主に課す・3歳未満の子を養育する労働者の請求があったときには、事業の正常な運営を妨げる場合

を除き、事業主は所定外労働をさせてはならない

という仕組みを導入している。

なお、それぞれの制度を法的にどのようなかたちで導入するかについては、研究会でも議論のあったところである。「措置義務」とは、事業主が短時間勤務などの措置を実施する義務を負うもので、事業主が措置を行っていなかった場合には、労働者が不法行為等として損害賠償を請求することはできるが、措置自体を請求することはできない。一方、請求権の場合は、措置が行われていなくても、請求することによってその制度を利用することができる。結局、改正法案では短時間労働は事業主の選択的措置義務から単独の措置義務とし、所定外労働免除については請求権という形をとることとした。

## ② 看護休暇の拡充、介護休暇の新設

幼い子どもは実に頻繁に病気になる。とくに育児休業明けで保育園に入る1歳前後は母親からの免疫が切れるために最も病気に罹りやすい時期だといわれている。連合の調査によると、病気やケガのために一人目の子どもを保育園に預けられなかった日数は、1歳児が最も多くて年間21.8日、次いで0歳児と2歳児が17.4日で並んでいる（連合「子どもの看護休暇に関する調査報告書」2000年）。病気以外にも、予防接種や健康診断など、子どものために親が休暇を取得しなければならない事態は年に何日も生じる。子どもの多い労働者の場合はさらに負担が大きいものとなる。

ところが従来の育児・介護休業法では、子どもの人数にかかわらず一律に年5日の看護休暇を付与するにとどまっていた。これでは就学前児童を複数もつ労働者のニーズをまかないきれず、不公平感が生じる。そこで今回の改正法案では、子どもの人数に応じて看護休暇を取得で

きるように制度を拡充することとした。

さらに、家族を介護する労働者についても、要介護状態にある家族一人につき年5日の休暇を新たに付与することとした。介護休業中だけでなく、家族に要介護者がいる場合、通院に同伴したり、定期的な要介護認定に同席したり、あるいはケアマネージャーとの連絡を行ったりというように様々な用事ができるためである。

## (2) 父親も子育てができる働き方の実現

短時間勤務や時間外労働免除とならぶ改正法案のもうひとつの大きな特徴は、男性の育児休業取得を促進する仕組みを明示的に設けたことである。

2006年度に出産した女性労働者のうち、育児休業を取得した者の割合は89.7%に達する一方で、配偶者が出産した男性労働者の育児休業取得率は1.56%と低水準にとどまっている（厚生労働省「平成19年度雇用均等基本調査」）。政府は2004年12月に策定した「子ども・子育て応援プラン」において2014年までに育児休業取得率を女性で80%、男性で10%まで引き上げることを目標に掲げている。女性についてはすでに政府目標が達成されたものの、男性については目標とのギャップは依然として大きい。

男性の育児休業取得が進まない理由としては、職場で代替要員の確保が困難であることや、男性の育児休業に対する偏見と企業風土の問題、休業中の所得減少が家計に与える影響が大きいことなどがしばしば指摘されている。

制度上の問題としては、配偶者が常態として育児ができる場合には、労使協定で育児休業の申し出を使用者が拒絶できるという規定があるため、世間では専業主婦世帯の父親が育児休業を取得することは一切できないと誤解されている。実は、出産後8週間については配偶者が専業主婦の場合であっても休業の申し出を拒絶できないのである

が、この点が労使双方に周知されていない。

しかし実際問題として、出産後8週間の期間は母体の回復も十分でないので、専業主婦世帯であっても父親が果たすべき役割は非常に大きい。たとえば二人目の出産の場合、上の子の保育園・幼稚園への送り迎えや入浴など身の回りの世話に加えて、赤ちゃんにかかりきりの母親にかわってメンタル面のケアをするのも、父親でなければできないことである。

そこで改正法案では、労使協定で例外を設けることを廃止して出産後8週間における父親の育児休業取得を促進するとともに、この期間に父親が育児休業を取得した場合には、再度の育児休業取得を可能とすることとした。これによって子どもの誕生直後の育児休業取得が進めば、父親が子育てに積極的にかかわる契機となりうる。「鉄は熱いうちに打て」である。

もうひとつ、共働き世帯の父親の育児休業取得を促進する仕組みとして、父母双方が育児休業を取得した場合には、現行1年間の休業期間を1年2カ月まで延長する「パパ・ママ育休プラス」を導入する。これに合わせて雇用保険からの育児休業給付も延長されるように改正される予定である。現状では共働きの場合でも育児休業を取得するのは圧倒的に母親となっているが、これでは固定的な性別役割分業の解消は望めない。海外に目を向けると、ノルウェーやスウェーデンではパパ・クォータ（父親割当制度）が導入されている。1993年に導入されたノルウェーのパパ・クォータは、通常の育児休業期間のほかに、父親が取得する場面に限り追加的に6週間（制度導入当初は4週間）の休業を認めるというもので、取得しなければ権利は消滅する。ノルウェーでは育児休業中の所得保障も以前から充実していたが（従前所得の80~100%が給付される）、これにパパ・クォータが導入されたことで、制度導入前に4%程度であ

った男性の育児休業取得率は90%近くまで上昇した。

このノルウェーの経験から学ぶべきなのは、父親に育児休業取得を強制するのではなく、「休業したほうが得だ」と思えるようなインセンティブを与えている点である。今回の改正法案でも、2カ月分の育児休業をいわばボーナスとしてプラスすることで、父親の育児休業取得促進の起爆剤となることを期待している。

### (3) 利用しやすい制度へ

改正法案が両立支援に役立つためには、制度の実効性が担保されることが必要である。とくに昨今は、雇用情勢が厳しさを増す中で育児・介護休業の取得を巡りさまざまな紛争が発生している。休業を取得する際に職場で嫌がらせを受けたり、復職後の配置や賃金等の待遇面で不利益な扱いを受けたりするケースや、極端な場合には退職に追い込まれる「育休切り」まで起きている。

ところが紛争解決の手段という点では、育児休業取得にまつわる紛争は調停制度の対象外となっていることから、助言や指導といったゆるやかな手段で対応するほかない。このため改正法案では、都道府県労働局長による紛争解決の援助と調停委員による調停制度を設けることとした。また、勧告に従わない場合は企業名を公表するといったペナルティを課すことで、実効性を高めようとしている。

## 3. 残された課題

最後に今回の改正法案で残された課題について触れておきたい。

第1は、期間雇用者の育児休業取得促進である。2004年の育児・介護休業法の改正により有期労働

契約により雇用される者のうち、①同一の事業主に引き続き雇用された期間が1年以上で、かつ、②子どもが1歳に達する日を超えて引き続き雇用されることが見込まれる者は育児休業を取得できるようになった。これに合わせて2005年4月より、期間雇用者にも育児休業給付が支給されるようになっていた。

制度改正から日が浅いにも関わらず、期間雇用者の育児休業取得者は順調に増加し、2008年1月までの実績では、2007年度における育児休業給付の初回受給者のうち期間雇用者は4.3%を占めるに至った。とはいえ、出産前に正規就業をしていた女性と比べて非正規就業をしていた女性は出産後の就業継続率が低く、育児休業の取得率も低い（厚生労働省「第5回21世紀成年者縦断調査結果の概況」2008年3月、以下「縦断調査」）。今日、多くの女性が非正規就業についている現状を考えると、育児期の女性の継続就業を促進するうえで期間雇用者の育児休業取得を一層進める必要がある。

その点で、期間雇用者の育児休業取得要件のうち、②について「わかりにくい」という指摘が多いのは問題である。さらに、就業規則で期間雇用者の育児休業取得を定めている事業所は全体の半数に満たないため、最初から取得できないものと諦めている労働者も潜在的に多いとみられる。

「縦断調査」によると、妻が出産前に非正規就業をしていた場合でも、職場に育児休業制度がある場合には、同一就業を継続する割合が34.8%と高い（非正規就業をしていた妻全体では21.4%）。制度の整備を進め、労使双方に周知を促すことが期間雇用者の育児休業取得を促進するポイントとなろう。

第2は、保育サービスとの連携である。2003年度に年間10.3万人であった育児休業給付の初回受給者数は、2007年度には年間14.9万人に達してい

る（厚生労働省「雇用保険事業年報」）。期間雇用者への適用拡大などから、育児休業取得者数は足元でさらに増加しているとみられるので、育児休業明けの保育ニーズは2003年よりも4～5万人分増加しているであろう。国は2003～2008年の5年間に各種施策を通じて保育所の定員を13万人拡大した。しかし、子どもは保育所に5～6年間在籍するわけであるから、各年齢の定員は、2万人程度増加したに過ぎない。すると、育児休業明けの保育ニーズとのギャップが2～3万人分生じる。大都市圏を中心に待機児童問題が深刻化しているが、育児休業制度の実効性を担保するためには、保育サービスの拡大が不可欠である。

第3は、男性の制度利用を拡大することである。

どれだけ両立支援策を拡充しても、制度を利用するのが常に女性であるならば、女性の労働コストが男性と比較して高くなるため、長期的には企業は女性の採用を抑制したり、男女で異なる採用基準を設定し、コストを十分に回収できるほど優秀な、生産性の高い女性だけを採用したりするといった行動に出ることが予想される。これを防ぐ上では、男女間での育児休業取得率の差を縮小させる必要がある。「パパ・ママ育休プラス」をはじめとする今回の改正法案は、単に父親の育児への意識を高めるといった精神的な意味でなく、育児休業が需要面に与える負の影響を相殺する施策として評価されるべきであろう。

**Volume 29, Issue 2**

**The 1.03 million yen ceiling and earnings inequality among married women in Japan**

Yukiko Abe  
*Graduate School of Economics and Business  
Administration, Hokkaido University*

Akiko Sato Oishi  
*Faculty of Law and Economics, Chiba University*

**Abstract**

In this paper, we examine the impact of the '1.03 million yen ceiling,' a means-tested transfer scheme for secondary earners in Japan, on earnings inequality of married women. We find that the decline in earnings inequality among married women between 1993 and 2003 is attributable to the increase in the number of wives with low earnings and the decrease in the number of wives with zero earnings.

---

The analysis in Section 3 uses resampled microdata from the NSFIE made available through the Research Centre for Information and Statistics of Social Science, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University. The resampled microdata cannot be released owing to the terms of usage of the data. This research was supported by Grants-in-Aid for Scientific Research from the Japan Society for Promotion of Science (Abe, C-17530188 and C-20530188; Oishi, C-19530198) and Health Labour Sciences Research Grant (Oishi). All remaining errors are our own.

**Citation:** Yukiko Abe and Akiko Sato Oishi, (2009) "The 1.03 million yen ceiling and earnings inequality among married women in Japan", *Economics Bulletin*, Vol. 29 no.2 pp. 1510-1519.

**Submitted:** Jun 21 2009. **Published:** June 28, 2009.

## 1 Introduction

Income taxes or other government policies sometimes create circumstances wherein individual earnings tend to concentrate at certain levels (bunching); Saez (2009) lists a number of such examples. In this paper, we focus on one such scheme in Japan: the 1.03 million yen ceiling.

The 1.03 million yen ceiling refers to the tendency that married women in Japan who work part time set their annual earnings close to 1.03 million yen. This phenomenon has attracted much attention in the literature (e.g., Nagase & Nawata (2005); Akabayashi (2006); Sakata & McKenzie (2006); Abe (2009a)). The concentration around this ceiling is owing to the discontinuities in the budget set, which are created by the income tax set-up, social security system and fringe benefit arrangements provided by the husband's employer.<sup>1</sup> In spite of much attention, however, the focus of previous studies has almost exclusively been on behavioral or efficiency aspects of the ceiling: the *distributional* consequences of the ceiling are not well known.

In this paper we provide a simple decomposition procedure to understand how the ceiling affects earnings inequality among married women, and apply it to Japanese microdata. The novel feature of our procedure is that it explicitly considers the concentration of married women's earnings around 1.03 million yen and measures its quantitative impacts on earnings inequality.

The 1.03 million yen ceiling is most relevant for married women who work part time. The number of women working under part-time status increased dramatically in the past two decades.<sup>2</sup> The earnings of those workers are generally lower than those of regular, full-time workers because (1) hourly wages of part-time workers are about 30 percent lower than those of full-time workers and (2) the 1.03 million yen ceiling provides incentives for married women to restrain their working hours so that their earnings do not exceed the threshold.

Empirical evidence shows that the earnings of married female part-timers are heavily concentrated slightly below 1.03 million yen (Akabayashi (2006); Abe (2009a)). Figure 1 illustrates the pattern of concentration from the microdata of the National Survey of Family Income and Expenditure (NSFIE).

---

<sup>1</sup>See Nagase & Nawata (2005), Akabayashi (2006), and Abe (2009a) for explanation and evidence.

<sup>2</sup>In fact, in Japan, the increase in labor force participation by women was in the form of part-time employment, and not of regular full-time employment (Abe (2009b)).

## 2 Earnings decomposition when the ceiling is present

In this section, we explain the framework for earnings decomposition taking into account the 1.03 million yen ceiling.

Let  $\bar{y}$  be the mean earnings for married women,  $V(y)$  be their variance and  $CV^2$  be the square of the coefficient of variation ( $CV^2 = V(y)/\bar{y}^2$ ).

We denote  $y_i$  as the earnings of individual (wife)  $i$  and  $\theta$  is the threshold value around which the earnings are concentrated (i.e., 1.03 million yen). For the purpose of our analysis, wives are classified into one of the following four categories depending on their earnings level (notations in parentheses are the labels for each group): (1) zero earnings ( $Z$ ), (2) earnings between 0 and  $\theta$  ( $I_0$ ), (3) earnings equal to  $\theta$  ( $T$ ) and (4) earnings over  $\theta$  ( $I_1$ ).

The variance of wives' earnings,  $V(y)$ , is decomposed as follows:

$$\begin{aligned}
 V(y) &= \frac{1}{N} \left[ \sum_{i \in Z} (0 - \bar{y})^2 + \sum_{i \in I_0} (y_i - \bar{y})^2 + \sum_{i \in T} (\theta - \bar{y})^2 + \sum_{i \in I_1} (y_i - \bar{y})^2 \right] \\
 &= \frac{1}{N} \left[ \sum_{i \in Z} (\bar{y})^2 + \sum_{i \in I_0} \{(y_i - \bar{y}_0)^2 + (\bar{y}_0 - \bar{y})^2\} \right. \\
 &\quad \left. + \sum_{i \in T} (\theta - \bar{y})^2 + \sum_{i \in I_1} \{(y_i - \bar{y}_1)^2 + (\bar{y}_1 - \bar{y})^2\} \right], \tag{1}
 \end{aligned}$$

where  $\bar{y}_0$  is the mean earnings of wives in group  $I_0$ , and  $\bar{y}_1$  is the mean earnings of wives in group  $I_1$ .

Dividing  $V(y)$  in Eq. (1) by  $\bar{y}^2$  and simplifying yields the following expression for  $CV^2$ , which is the sum of the between-group term and the within-group term:

$$\begin{aligned}
 CV^2(y) &= \left\{ \frac{n_Z}{N} + \frac{n_{I_0}}{N} \frac{(\bar{y}_0 - \bar{y})^2}{\bar{y}^2} + \frac{n_\theta}{N} \frac{(\theta - \bar{y})^2}{\bar{y}^2} + \frac{n_{I_1}}{N} \frac{(\bar{y}_1 - \bar{y})^2}{\bar{y}^2} \right\} \\
 &\quad + \left\{ \frac{n_{I_0}}{N} \frac{V(y_i | i \in I_0)}{\bar{y}^2} + \frac{n_{I_1}}{N} \frac{V(y_i | i \in I_1)}{\bar{y}^2} \right\}. \tag{2}
 \end{aligned}$$

The first line of Eq. (2) is the between-group component; it is the sum of the squared deviations of the group means from the population mean, weighted by the population share of each group. The second line is the sum of the within-group variances for the groups  $I_0$  and  $I_1$ . Workers in groups  $I_0$  and  $I_1$  choose working

hours as an interior solution.<sup>3</sup> For non-workers and those with earnings equal to  $\theta$ , earnings are equal for everyone within the group, and thus, the within-group variance is zero.<sup>4</sup>

The decomposition of Eq. (2) implies the following: (1) a decrease in the number of wives with zero earnings (i.e., decrease in  $n_z/N$ ) reduces  $CV^2$  and (2)  $CV^2$  is the sum of six terms, where each term is the product of the population share and the square of the deviation of the group mean from  $\bar{y}$  (the within-group variance). The decomposition of  $CV^2$  in Eq. (2) is summarized in Table 1.

### 3 Empirical analysis

The data used for our empirical analysis is the microdata from the NSFIE<sup>5</sup> for the years 1994 and 2004. The NSFIE is a nationally representative survey in Japan that collects information on household earnings. We apply the above procedure to wage-salary earnings data for married women. The earnings figures are annual earnings in the previous year of the survey (1993 and 2003). The sample is restricted to women married to male household-heads aged 25-59 years; the sample size is 31,166 for 1994 and 24,434 for 2004. The threshold value is set at 0.9 million yen to separate  $I_0$  and  $T$ , and at 1.3 million yen to separate  $T$  and  $I_1$ . This selection is made because women who intend to limit their annual earnings are likely to keep their earnings between 0.9 and 1.3 million yen.<sup>6</sup> The decomposition results are reported in Table 2.

In the 2003 sample, 53 percent of the women had no wage-salary earnings, 16 percent had positive earnings below 0.9 million yen, 11 percent had earnings around 1.03 million and the remaining 20 percent had earnings over 1.3 million. The concentration around the threshold (the  $T$  group) is remarkable: 23 percent of married women with positive wage-salary earnings are in this very narrow range, for which the within-group variance (divided by  $\bar{y}$ ) is only 0.013 (as compared to

---

<sup>3</sup>On the other hand, zero earnings and threshold earnings are corner solutions in the optimization problem for labor supply of married women.

<sup>4</sup>However, in the empirical analysis below we assume that individuals with earnings around  $\theta$  are in the  $T$  category, and as such, the variance of earnings for group  $T$  is not zero but is still very small.

<sup>5</sup>The NSFIE has been conducted by the Statistics Bureau, Ministry of Internal Affairs and Communications for every five years since 1959.

<sup>6</sup>We choose 1.3 million yen for the upper bound earnings for the  $T$  group because dependant spouse are exempted from paying social security contributions as long as their earnings are below 1.3 million yen. This rule is explained in detail in Akabayashi (2006).

4.73 for the  $I_1$  group, which is 342 times larger). The mean is 0.92 million, which is close to the earnings threshold  $\theta$ .

In both years, the major components of  $CV^2$  are as follows: (1) the between-group component for zero earnings (group  $Z$ , row c) that is equal to the population share of group  $Z$ , (2) the between-group component for earnings over  $\theta$  (group  $I_1$ , row c) and (3) the within-group component for group  $I_1$  (row e). The other components are quite small as compared to these three. Of the three components above, the largest is the between-group component for group  $I_1$ , which accounts for more than half of  $CV^2$ . Therefore, the primary source of inequality in married women's earnings is that high earners (wives with earnings above  $\theta$ ; approximately 20 percent of married women) earn much more than the overall average ( $\bar{y}$ ). The second largest source of inequality is the within-group variance for group  $I_1$ , which accounts for approximately 30 percent of  $CV^2$ .

The notable changes between 1993 and 2003 are summarized as follows. Inequality in the earnings of married women declined with  $CV^2$  decreasing from 3.42 in 1993 to 3.17 in 2003 (a decline of 0.25). The component that contributed most to this decline is the fall in the between-group components: the between-group component of the  $Z$  group fell by 0.055 and that of the  $I_1$  group fell by 0.208. The contribution of the other components is negligible. In both years, the proportion of high earners (group  $I_1$ ) remained the same at approximately 20 percent. On the other hand, the proportion of wives with positive earnings below 1.3 million yen increased by 6 percent and those with zero earnings decreased by 5 percent. This shift from zero earnings to low positive earnings reduces the proportion of zero earnings ( $n_Z/N$ ), and increases the mean earnings ( $\bar{y}$ ), which is the main source of falling inequality over this period.

Even though the 1.03 million yen ceiling is likely to constrain earnings growth, inequality nonetheless fell between 1993 and 2003. The shift from zero earnings to low positive earnings is rational in the presence of the ceiling, and that is precisely how the earnings inequality decreased between 1993 and 2003.<sup>7</sup> It is worth noting that the weight of high earners fell during this period. One might have thought that since the ceiling restrains earnings, the disparity between high earners and others would widen. However, this effect was negligible. The result is in line with Cancian & Reed (1998), who report that earnings inequality among married women fell between 1979 and 1989 in the United States (Cancian & Reed (1998), Table 1).<sup>8</sup>

---

<sup>7</sup>It is important to note that we are not making a counterfactual comparison of earnings distribution in the presence and absence of the threshold.

<sup>8</sup>Reed & Cancian (2001) report that earnings inequality among *all* women fell continuously

## 4 Conclusion

This paper presents a framework for decomposing the earnings inequality for married women in Japan that explicitly considers the concentration of earnings around 1.03 million yen, and applies it to Japanese household data.

We find that earnings inequality of married women in Japan consists of three major components: (1) the difference between the mean earnings of high earners (top 20 percent) and the overall mean, (2) the large within-group variance of high earners and (3) the proportion of wives with zero-earnings (more than 50 percent). Earnings inequality among married women fell between 1993 and 2003, and the decline is attributable to the increase in the number of wives with low earnings and the decrease in the number of wives with zero earnings.

## References

- Y. Abe (2009a). ‘The Effects of the 1.03 million yen Ceiling in a Dynamic Labor Supply Model’. *Contemporary Economic Policy* 27(2):147–163.
- Y. Abe (2009b). ‘The Equal Employment Opportunity Law and Labor Force Behavior of Men and Women in Japan’. mimeo, Hokkaido University.
- H. Akabayashi (2006). ‘The Labor Supply of Married Women and Spousal Tax Deduction in Japan A Structural Estimation’. *Review of Economics of the Household* 4(4):349–378.
- M. Cancian & D. Reed (1998). ‘Assessing the Effects of Wives’ Earnings on Family Income Inequality’. *Review of Economics and Statistics* 80(1):73–79.
- N. Nagase & K. Nawata (2005). ‘Changes in Taxes and Social Security System on Part-time Labor Supply (Part no zeisei, shakai-hoken seido no henkou to roudou kyoukyu heno eikyo)’. Paper presented at the 2005 Fall Meeting of the Japanese Economic Association (in Japanese).
- D. Reed & M. Cancian (2001). ‘Sources of Inequality: Measuring the Contributions of Income Sources to Rising Family Income Inequality’. *Review of Income and Wealth* 47(3):321–333.
- E. Saez (2009). ‘Do Tax Filers Bunch at Kink Points? Evidence, Elasticity Estimation, and Salience Effects’. mimeo, University of California at Berkeley.
- 
- from 1969 to 1999 and attribute this change to the rising labor force participation of women.

K. Sakata & C. R. McKenzie (2006). 'The Impact of the Tax Reform in 2004 on the Female Labour Supply in Japan'. mimeo, Ritsumeikan University.

Table 1: Decomposition of  $CV^2$

Group	Z	$I_0$	T	$I_1$
Income range	$y_i = 0$	$0 < y_i < \theta$	$y_i = \theta$	$y_i > \theta$
(a) Population	$n_Z/N$	$n_{I_0}/N$	$n_\theta/N$	$n_{I_1}/N$
(b) Between	1	$(\bar{y}_0 - \bar{y})^2/\bar{y}^2$	$(\theta - \bar{y})^2/\bar{y}^2$	$(\bar{y}_1 - \bar{y})^2/\bar{y}^2$
(c) Total(Between) ((a) $\times$ (b))	$n_Z/N$	$(n_{I_0}/N)(\bar{y}_0 - \bar{y})^2/\bar{y}^2$	$(n_\theta/N)(\theta - \bar{y})^2/\bar{y}^2$	$(n_{I_1}/N)(\bar{y}_1 - \bar{y})^2/\bar{y}^2$
(d) Within	-	$V(y_{i0})/\bar{y}^2$	-	$V(y_{i1})/\bar{y}^2$
(e) Total(Within) ((a) $\times$ (d))	-	$(n_{I_0}/N)\{V(y_{i0})/\bar{y}^2\}$	-	$(n_{I_1}/N)\{V(y_{i1})/\bar{y}^2\}$

Note:  $y_{ij}$  ( $j = 0, 1$ ) represents the earnings of the  $i$ -th individual belonging to group  $I_j$ .

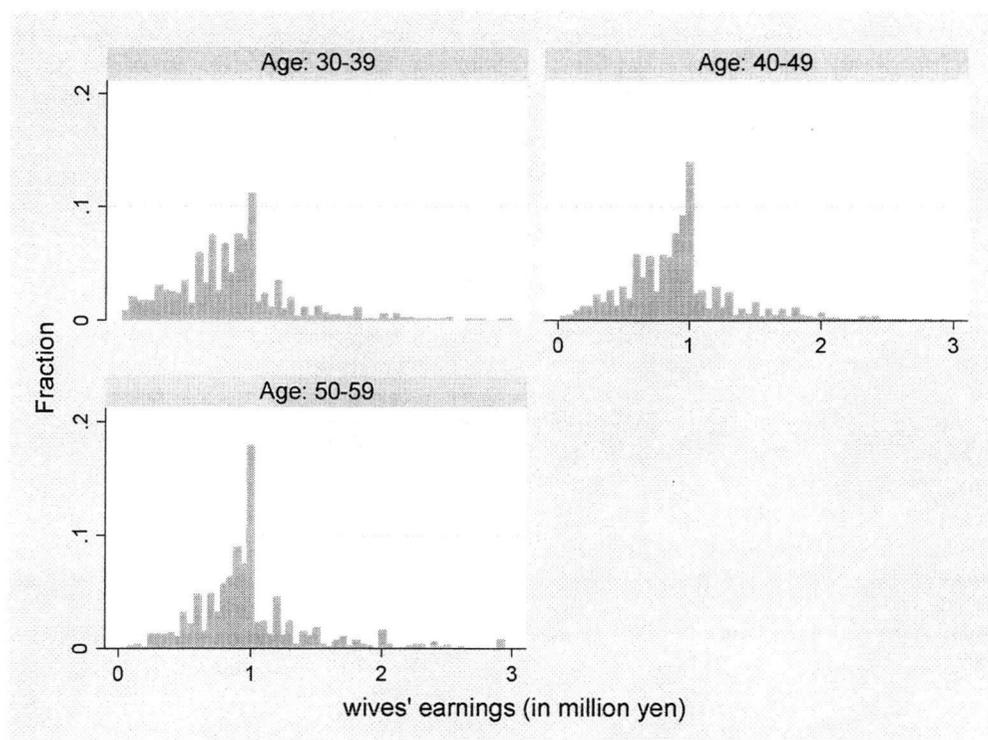
Table 2. Decomposition results for married women's earnings

Year	1993					2003				
	Group	Z	I <sub>0</sub>	T	I <sub>1</sub>	Z	I <sub>0</sub>	T	I <sub>1</sub>	
		$y_i=0$	$0 < y_i \leq 0.9$	$0.9 < y_i \leq 1.3$	$y_i > 1.3$	$y_i=0$	$0 < y_i \leq 0.9$	$0.9 < y_i \leq 1.3$	$y_i > 1.3$	
(a) Population		0.5887	0.1348	0.0751	0.2014	0.5341	0.1583	0.1082	0.1995	
(b) Between	1	0.0831	0.0398	0.0398	9.2539	1	0.1253	0.0203	8.2993	
(c) Total, Between	0.5887	0.0112	0.0030	1.8635	0.0022	0.0198	0.0022	1.6555		
(d) Within	0	0.0712	0.0165	4.6934	0	0.0688	0.0138	4.7302		
(e) Total, Within	0	0.0096	0.0012	0.9452	0	0.0109	0.0015	0.9436		
CV <sup>2</sup>			3.4224				3.1675			

Note: Earnings figures are in million yen.

Source: Authors' calculation from the micro data of the NSFIE (1994 and 2004).

Figure 1. Earnings distribution of married women working part time, by age group



Source: Figure 2 of Abe (2009a). The sample is from the resampled data of NSFIE (2004).

Note: The figures are drawn from the sample of married women working part time. Individuals with earnings over 3 million yen are excluded. The proportion of earnings over 3 million yen is less than 1.4 percent for each of the three age groups. Observations are weighted by the sampling weight. The number of observations are 1363 for age 30-39, 2136 for age 40-49, and 520 for age 50-59.

## **Do Work-Life Balance Measures and Workplace Flexibility Matter? An Empirical Analysis for Female Reinstatement Choice after the First Childbirth**

**Haruko Noguchi**

### **Abstract**

The main purpose of this study is to evaluate the effects of work-life balance measures and workplace flexibility on a female worker's choice and timing of being reinstated into the labor market after the first childbirth. The results show that: (1) female workers who have not come back to work within one year after the first childbirth face a high risk of never being reinstated into the labor market; (2) a decrease in child care costs due to the presence of informal care and an increase in opportunity costs such as profession/skilled or clerical work with high annual income would motivate a female worker to be reinstated into the labor market within a short time period after the first childbirth; and (3) adjusting for the opportunity costs, the accessibility of work-life balance measures still remains a significant positive impact on the probability of a stable female employee to come back to work and thus shortens the length of being on leave.

**Keywords:** female reinstatement after first childbirth, accessibility of work-life balance systems, flexibility of working environment, duration analysis

### **1. Introduction**

The female workforce in Japan has been gradually increasing in the background of an underlying change in industrial and family structures in society since the 1970s. The 2008 "Labour Force Survey" (Statistics Bureau, 2008) shows that the number of the female labor force became approximately 27.6 million, which is 48.4% out of the female population 15 years and older. Most significantly, the M-shaped distribution of female workers according to the 5-year age group, which has characterized the female workforce in Japanese society with the 20s and late 40s age groups forming the two peaks of the letter "M," has been getting much smoother in 2008 compared to the distributions in 1979 and 1998 (Figure 1). In 2008, the bottom of this M-shaped curve has shifted to the right from age groups 30-34 and 35-39, probably because of late marriages following late child bearing, incidentally while the labor participation rate at the bottom increased significantly from 47.5% in 1979 to 64.9% in 2008, by 17.4 per-

centage points. "The Actual Status of Working Women" concludes that a continuous increase in the percentage of female workers who choose to continue working even after having children, associated with the growing rates of the highly educated and late- or never married female population, would accelerate to smooth out the bottom of the M-shaped curve (Ministry of Health, Labour and Welfare (called "MHLW"), 2008).

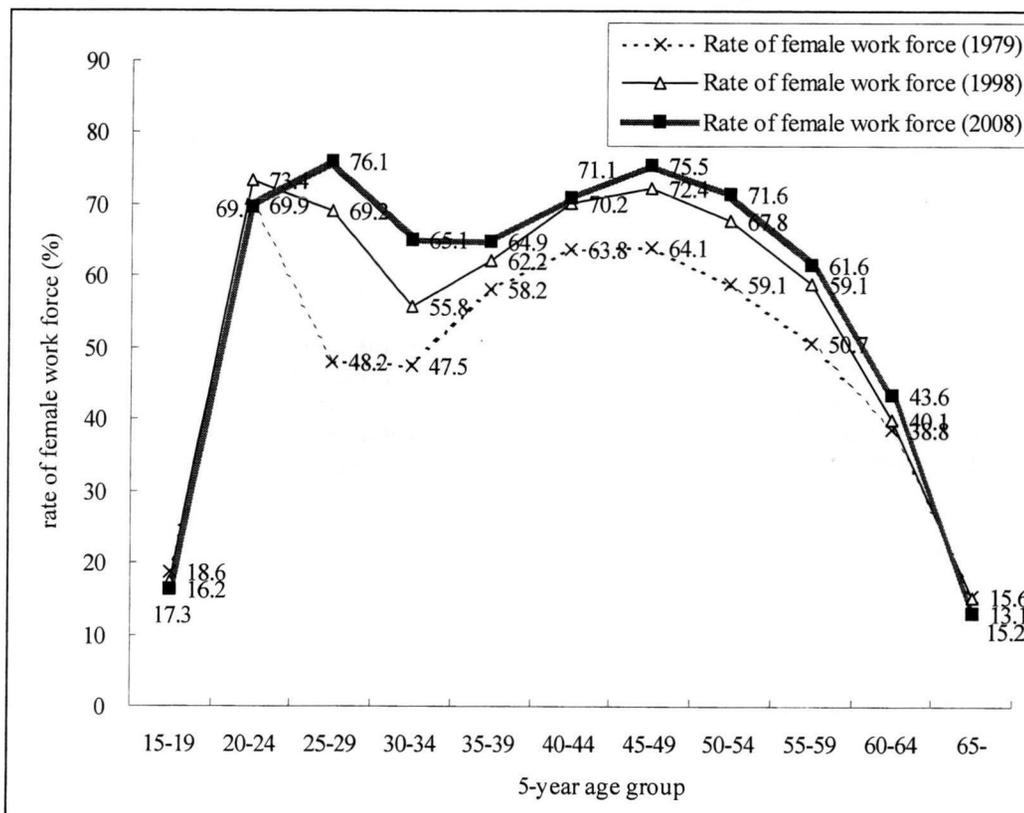
However, the Japanese labor market has not yet completely dissolved the M-shaped curve like Sweden and France. A number of female workers still exit from the labor market due to either marriage or child bearing (Osawa, 1994). The distribution of the female workforce reflects that women remain confronting the difficulty to balance working and family lives especially when they have children in preschool age. Besides, the ratio of non-regular employees such as part-time and/or temporary dispatched workers to regular or full-time employees has been increasing for female workers especially in younger age groups (Note 1), which would raise the discrepancy of life-time income across different cohorts (MHLW, 2008). Suppose that full-time or regular status and high life-time income imply high opportunity costs for female workers, which may motivate them to continue to work after marriage and/or childbirth. The growth of the ratio of non-regular to regular workers causing low life-time income in the younger generation would be reducing the bottom of the M-shaped distribution of female workforce all over again in the next decade.

On the other hand, since a low fertility ratio apparently became one of the most serious socio-economic and political issues in late 1980s, the Japanese government has been adopting various work-life balance measures (Note 2) and taking legal actions to support female workers with children, countermeasures against a rapid change in the structure of population due to aging and an extreme low birthrate. For example, the Family Care Leave Act was activated in 1991 (Note 3). Because the law strongly suggests that all employers should make efforts to establish concrete systems for supporting employees for balancing work and family lives, the accessibility of

child care and sick/injured child care leave improving through the 1990s (Ministry of Labour, 1971-1985; and MHLW, 1986-2005). Also, the government had been targeting to reduce the numbers of waiting-list children for

day care centers, which is called “zero-waiting list for nursery schools (that is day care centers) strategy”, but the excess demand for child care in urban areas has not been dissolved yet.

Figure 1: Change in rate of female work force by five-year age group(1979, 1998, and 2008)



Source: Ministry of Internal Affairs and Communications, Statistics Bureau, Director-General for Policy Planning (Statistical Standards) & Statistical Research and Training Institute, "Labour Force Survey (1979, 1998, and 2008)"

Although the government has been promoting municipal governments and firms to adopt various measures for balancing working and family lives, the accessibility of child care resources and workplace flexibility are still different across local areas and employers. Therefore, applying the discrepancy in macro- and micro-based characteristics of different local governments and employers, this study will evaluate the effects of public child care resources, work-life balance measures, and workplace flexibility on a female worker's choice and timing of being reinstated into the labor market after the first childbirth. In order to test the validity of work-life balance measures and child care resources comparatively, I adjust for opportunity costs for being on child care leave which individual female workers face in the labor market. Even after controlling for a

female worker's opportunity costs, if we observe robust and significant impacts of these policy variables on a female worker's choice, the government policies in the last couple of decades could be justified to increase female labor supply after childbirth as countermeasures against the shortage of the labor force in the future, which will be contributing to overcome the M-shaped curve of female workforce in Japan.

The paper proceeds as follows. Section 2 provides a brief overview of previous studies in Japan. Section 3 explains an empirical strategy. Section 4 describes the data set used in this study. Section 5 presents empirical results. The final section concludes.

## 2. Previous studies

A number of studies evaluate the effects of the