

定結果をもとに第1子出生時の夫の年齢に戻し (de-age)、過去に遡って当時の年収を予測 (backcast) している。なお、夫が自営業や非正規労働者の場合は、それぞれのカテゴリーにおける現在の年収の平均値を割り当てている。<sup>7</sup>

以上で述べた金額の変数は、すべて消費者物価指数で2005年価格に実質化している。

### 公務員ダミー

妻が公務員であることが賃金に及ぼす影響は復職時賃金に反映されているものの、先行研究では公務員には特有の継続就業パターンがあり、民間部門の雇用者と異なることがしばしば指摘されている (新谷 1999)。たとえば妻が公務員の場合は夫がともに公務員であるケースが多く、家事・育児への協力が得やすい。また、所得水準が同レベルの民間雇用者と比較しても雇用の安定度が高く、育児休業が容易である。このような、賃金以外の要因が育児休業取得行動に及ぼす影響をコントロールするために、第1子妊娠判明時に妻が公務員であった場合に1をとるダミー変数を説明変数に含める。

### 有効求人倍率 (県別)

継続就業の意思決定には、上述したような供給側の要因だけでなく、その時々々の雇用情勢にも影響を与えると考えられる。たとえば労働力需給がひっ迫している状況では、事業主側にとって代替要員の確保が困難なため、妊娠が判明しても育児休業の取得を申し出にくい状況に陥るかもしれない。あるいは逆に、雇用情勢が悪化している時期には、退職による人事評価の低下が将来の失職につながることを恐れて、育児休業を申し出にくいかもしれない。そこで第1子妊娠判明時の意思決定の材料となる雇用情勢の指標として、ここでは妊娠判明時前年の都道府県別有効求人倍率を説明変数に含めることとする。

## 5. 実証分析

### 推定モデル

本稿で推定するモデルは以下の通りである。

$$[1] \text{Keptjob}^* = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \text{dum01on} + \alpha_2 \cdot \text{nonpmp} + \alpha_3 \cdot \text{dum01on} \cdot \text{nonpmp} \\ + \alpha_4 \cdot \text{benefit} + \mathbf{X}\beta + \varepsilon,$$

$$\text{Keptjob} = \begin{cases} 1 & \text{if } \text{Keptjob}^* > 0, \\ 0 & \text{otherwise.} \end{cases}$$

<sup>7</sup> 現時点でのデータをみても、自営業や非正規労働者の所得については年齢効果がみられなかったため、単純に全年齢の平均値を割り当てている。

育児休業給付の給付率は、2001年1月1日から従前の25%に代わって40%に引き上げられている。この制度改正の影響は、出産時期を調整していない婚前妊娠出生の妻には及ばないが、非婚前妊娠出生の妻には及ぶと考えられる。したがって、 $\alpha_3$ が本分析におけるDD推定量となる。

### 要約統計の比較

実証分析に入る前に、Treatment group と Control group の違いを要約統計で確認しておこう（表2）。

第1に、継続就業率、産休後復職率、育休後復職率のいずれのアウトカム指標でも、婚前妊娠出生の場合には仕事を続ける割合が低くなっている。第2に、所得に着目すると、妻の年収は婚前妊娠出生のほうが非婚前妊娠出生よりも40万円程度低い。夫の年収はさらに差が大きく、50万円以上の開きがある。婚前妊娠出生の夫婦では夫の年収が低い傾向にあるという、多くの先行研究での指摘と整合的な結果となっている（Kureishi and Wakabayashi 2008）。一方、育児休業給付は賃金水準にリンクしているといっても上限・下限があるため、年収ほどの開きはみられない。第3に、第1子妊娠判明時の妻の年齢は、非婚前妊娠出生が27.8歳、婚前妊娠出生が25.3歳となっており、婚前妊娠出生のほうが若い年齢で妊娠している。第4に、妻の学歴に着目すると、婚前妊娠出生では高卒者の割合が高く、大卒以上の学歴の割合が低い。ただし、2001年制度改正前後の期間に限定してみると、全期間（1995～2005年）よりも学歴差は縮小していることから、近年は高学歴女性の間でも婚前妊娠出生が増加していることが示唆される。第5に、夫の学歴については大卒以上の学歴においてグループ間の差が顕著である。また、妻とは異なり夫の学歴では近年になるほど学歴差が縮小しているといった傾向はみられない。

### 単純なDD

単純な平均値の比較によるDDの結果は付表1に示してある。アウトカム指標を継続就業率にした場合、2001年の給付率引き上げ前後でTreatment group（非婚前妊娠出生）の継続就業率は1.1%ポイント低下している。ただしこの差は統計的に有意ではない。同時期にControl group（婚前妊娠出生）の継続就業率は13.1%ポイントと大幅に上昇しており、この差は統計的に有意である。2つのグループの差の差分（Difference-in-difference：DD）はマイナス12%ポイントとなる。

アウトカム指標を育児休業取得後の復職を表すダミー変数にした場合は、Treatment groupにおける継続就業率の上昇幅は12.6%ポイントで、統計的にも有意に上昇が観察される。一方、Control groupでは継続就業率はほとんど変化していない。2つのグループの差の差分は13.7%ポイントとなる。

まとめると、単純なDDでは制度改正によって女性雇用者の継続就業率が12～13.7%ポイント上昇したことが確認される。ただしこれには労働者個々人の属性の違いが反映され

ている可能性がある。そこでつぎに各個人の直面する諸条件を説明変数に含めて継続就業するかしないかを *probit* により推定する。

### Probit DD 推定結果

表3は、2種類のアウトカム指標についての Probit DD 推定の結果を限界効果であらわしている。表中、*dum01\*nonpmp*の係数が2001年の給付水準引き上げが女性の継続就業に及ぼした影響を識別する。

Model 1a と 2a（または Model 1b と 2b）を比較すると、第1子妊娠判明時の年収（妻の復職後賃金の指標として使用）を除外することが、推定にもたらす影響をみることができる。妻の年収を説明変数に含めない場合には、育児休業給付の係数が有意に大きくなる。これは本来であれば年収の高低が継続就業率にもたらす影響が一部、給付水準によってとらえられているためだと考えられる。妻の年収を含めると、いずれの推定でも、育児休業給付の「水準」は有意ではない。

妻の年収は、いずれの推定でも有意に継続就業確率を高めている。年収が10万円増加するごとに、継続就業確率は1.5%ポイントから2%ポイント程度上昇する効果を持っている。すなわち、Klerman and Leibowitz (1997) や阿部 (2005)、武内・大谷 (2008) で指摘されているのと同じく、人的資本が高く、退職がもたらす機会費用が高い女性ほど、就業を継続しようとする傾向にあることがここでも確認される。

妻が公務員であることは、継続就業確率を大幅に高める効果を持っている。具体的には、妻が公務員である場合には育児休業を取得して継続就業する確率が40~50%ポイント程度高まる。ここでとらえられているのは、賃金や年収以外の面で公務員という働き方が備えている様々な特徴である。女性の継続雇用を推進する上で、どのような労働条件や職場環境を整備することが望ましいのか、今後、公務員という働き方の実態をより詳細に分析することが望まれる。<sup>89</sup>

そのほかに説明変数として含めた妻の年齢、夫の所得、有効求人倍率はいずれの推定でも継続就業確率に有意な影響を及ぼしていない。

Model 3a、3bのDD推定の結果では、制度改正前後の期間に限定すると制度改正は有意に継続就業確率を高めている。具体的には、アウトカム指標を継続就業確率にした場合で20.4%ポイント、育児休業を取得して復職する指標で15.2%ポイントの引き上げ効果が観察される。これを改正当時30歳未満の1971年以降に生まれた妻に限定し (Model 4a, 4b)、さらに民間企業の雇用者に限定すると (Model 5a, 5b)、制度改正の効果は小幅ながら拡大し、Model 5bでは推定量の有意度も高まる。すなわち、2001年の育児休業給付の給付率引き上げは、とくに民間部門で働く若い女性雇用者の継続就業確率を引き上げる効果をもつ

8 公務員ダミーが仕事に対する個人の人選の違いをとらえている可能性もある。その場合、継続就業確率と公務員ダミーの内生性が問題となる。

9 「公務員の労働条件」のひとつとして男女平等待遇が考えられよう。

ていたことになる。

## 6. ディスカッション

本稿では、育児休業給付の給付率引き上げが女性雇用者の継続就業確率に及ぼす影響を把握することを目的に、2001年制度改正前後のデータを使用してDD推定を行った。その結果、制度改正は第1子妊娠判明時点で正規雇用者であった女性の継続就業確率を15～20%ポイント程度引き上げる効果をもつことが明らかになった。さらに細かい属性別の推定から、制度改正の効果が比較的若い、民間部門の女性雇用者に顕著に表れていることを把握した。

ただし、このように比較的大きな制度改正の効果が観察されたものの、その政策評価については慎重であるべきであろう。

第1に、本稿で分析しているのは育児休業か退職かという面のみであり、育児休業か産休かという意思決定については未解明である。<sup>10</sup>育児休業を取得して継続就業する女性が増加していても、以前であれば産休のみで復職していた女性が育児休業の取得に切り替えただけの可能性も高い。実際、正規雇用者であった女性の継続就業率が制度改正後に上昇していないことは、置き換えが生じている可能性を強く示唆する。そうであれば、産休ではなく育児休業を政策的に推進する合理的な理由が必要となろう。

第2に、制度改正を見越して出産を手控えていた女性雇用者が改正直後に集中して出産し、育児休業を取得するという行動に出ている可能性もある。制度改正前後のDDで大きな効果が観察されたとしても、それは比較的短期に減退ないし消滅しているかもしれない。

第3に、政策評価に当たっては、女性全体の中では正規雇用者の割合は年々低下していることを考慮すべきであろう。2005年以降、期間雇用者も育児休業を取得できるようになり、それに伴い育児休業給付金も支給されるようになった。しかし、悪化する雇用情勢の中で「育休切り」も行われていると巷間伝えられている。今後、新しいデータが入手可能となった時点で働く女性全体を視野に入れた育児休業給付の政策評価を行うことが必要である。

第4に、トリートメント効果として用いた婚前妊娠出生の有無の有効性が問題である。本稿の分析では、婚前妊娠出生はランダムな出来事と仮定しているが、婚前妊娠を合理的な選択として位置付けているものもある(Duncan and Hoffman 1990)。婚前妊娠する女性雇用者がそうでない雇用者と比較して仕事に対する選好などの点で異なる可能性もあり、その場合は本研究の分析結果にもバイアスが含まれることとなる。

以上は今後の課題としたい。

---

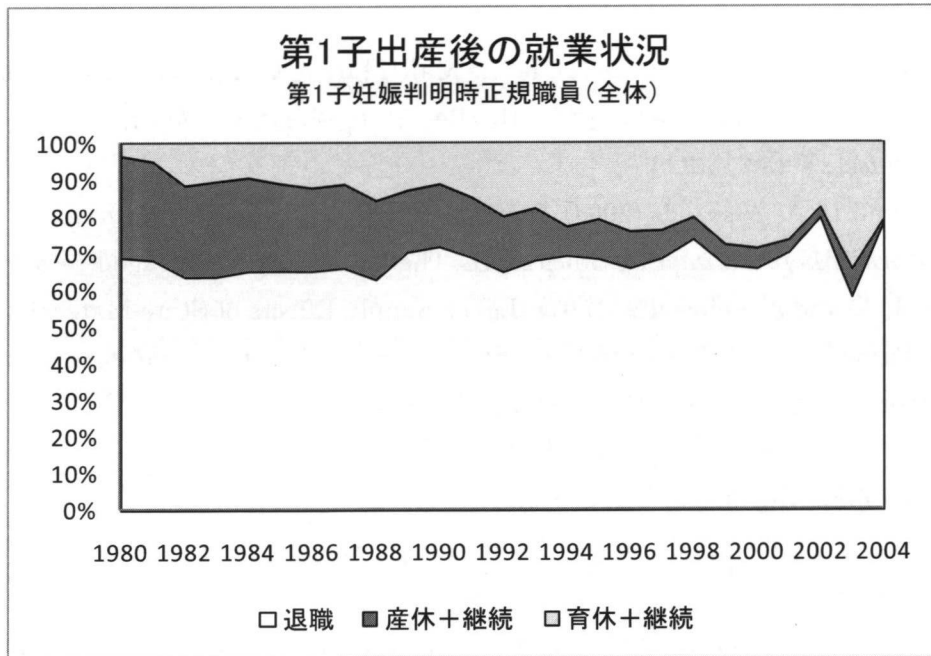
<sup>10</sup> この点については多数のコンファレンス参加者からご指摘いただいております、現在改訂に向けて分析中である。

<参考文献>

- 阿部正浩(2005)「誰が育児休業を取得するのか—育児休業制度普及の問題点」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
- 小川 浩 (1998)「年金が高齢者の就業行動に与える影響について」*経済研究*, Vol. 49 No.3
- 鎌田健司 (2005)「婚前妊娠に関する社会経済的要因の分析」『*経済学研究論集*』(明治大)
- 佐藤一磨・馬 欣欣 (2008)「育児休業法の改正が女性の継続雇用に及ぼす影響」樋口美雄・瀬古美喜編『日本の家計行動のダイナミズム IV』慶應義塾大学出版会
- 国立社会保障・人口問題研究所(2007)『第13回出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査)第I報告書』国立社会保障・人口問題研究所.
- 滋野由紀子・大日康史(1998)「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」『*日本労働研究雑誌*』No.459, 39-49.
- 新谷由里子(1999)「出生力に対する公務員就業環境効果の分析」『*人口学研究*』第25号
- 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—パネルデータによる計量分析」『*季刊家計経済研究*』No.59, 56-63.
- 武内真美子・大谷純子(2008)「両立支援制度と女性の就業二極化傾向」『*日本労働研究雑誌*』No.578, 67-87.
- 西本真弓(2004)「育児休業取得とその取得期間の決定要因について」『*日本労働研究雑誌*』No.527, pp.63-75.
- 西本真弓・駿河輝和(2002)「ゼロ可変カウントデータモデルを用いた育児休業制度に関する実証分析」『*日本統計学会誌*』Vol.32, No.3.
- 樋口美雄・阿部正浩・Jane Waldfogel (1998)「日米英における育児休業・出産休業制度と女性就業」、『*人口問題研究*』、第53巻、第4号、49-66.
- Abe, Y. and A. S. Oishi (2009) "The 1.03 Million Yen Ceiling and Earnings Inequality among Married Women in Japan," *Economics Bulletin*, Vol. 29, No.2, 1521-1530.
- Akerlof, G. A., Yellen, J. L. and M. L. Katz (1996), An Analysis of Out-of-Wedlock Childbearing in the United States, *Quarterly Journal of Economics*, 111(2): 277-317.
- Baker, M. and K. Milligan (2008) "How Does Job Protected Maternity Leave Affect Mothers' Employment?" *Journal of Labor Economics*, Vol. 26, No.4: 655-692.
- Baum, C. L. II (2003) "The Effect of State Maternity Leave Legislation and the 1993 Family and Medical Leave Act on Employment and Wages," *Labor Economics*, Vol. 10, No. 5, 573-596.
- Coile, C. and J. Gruber (2000) "Social Security and Retirement", *NBER Working Paper*, No. 7830
- Duncan, G. and S. H. Hoffman (1990) "Welfare Benefits, Economic Opportunities, and

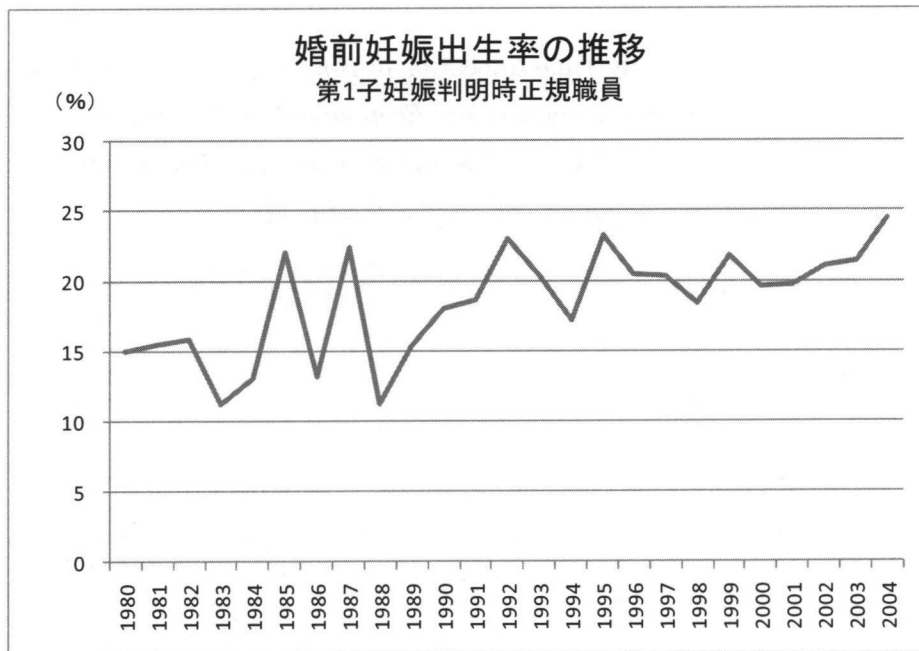
- Out-of-Wedlock Births among Black Teenage Girls," *Demography* 27(November 1990):519-36.
- Ginther, D. K. and M. Zavodny (2001), Is the Male Marriage Premium due to Selection? The Effect of Shotgun Weddings on the Return to Marriage, *Journal of Population Economics*, 14(2): 313-328.
- Gruber, J. and D. A. Wise, eds (2004) *Social Security Programs and Retirement around the World: Micro-Estimation*. Chicago, IL: The University of Chicago Press.
- Klerman, J. A. and A. Leibowitz (1997) "Labor Supply Effects of State Maternity Leave Legislation," in F. D. Blau and R. G. Ehrenberg (eds.) *Gender and Family Issues in the Workplace*. New York: Russell Sage Foundation
- Klerman, J. A. and A. Leibowitz (1999) "Job Continuity among New Mothers," *Demography*, Vol. 36, No. 2, 245-155.
- Kureishi, W. and M. Wakabayashi (2008), Taxing the Stork, *National Tax Journal*, 61(2): 167-87.
- Raymo, J. and M. Iwasawa (2007), Bridal Pregnancy and Spouse Pairing Patterns in Japan, CDE Working Paper 2007-10, Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin, Madison, WI.
- Ruhm, Christopher. "The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe." *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(1),pp. 285-317.
- \_\_\_\_\_. "Parental Leave and Child Health." *Journal of Health Economics*, 2000, 19(6), pp. 931-60.
- Ueda, Atsuko (2005) "Intrafamily Time Allocation of Housework: Evidence from Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* Vol. 19, pp.1-23.
- Waldfogel, J. (1999) "The Impact of the Family and Medical Leave Act," *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 18, No. 2, 281-302

図1 第1子出産後の就業状況（全体）



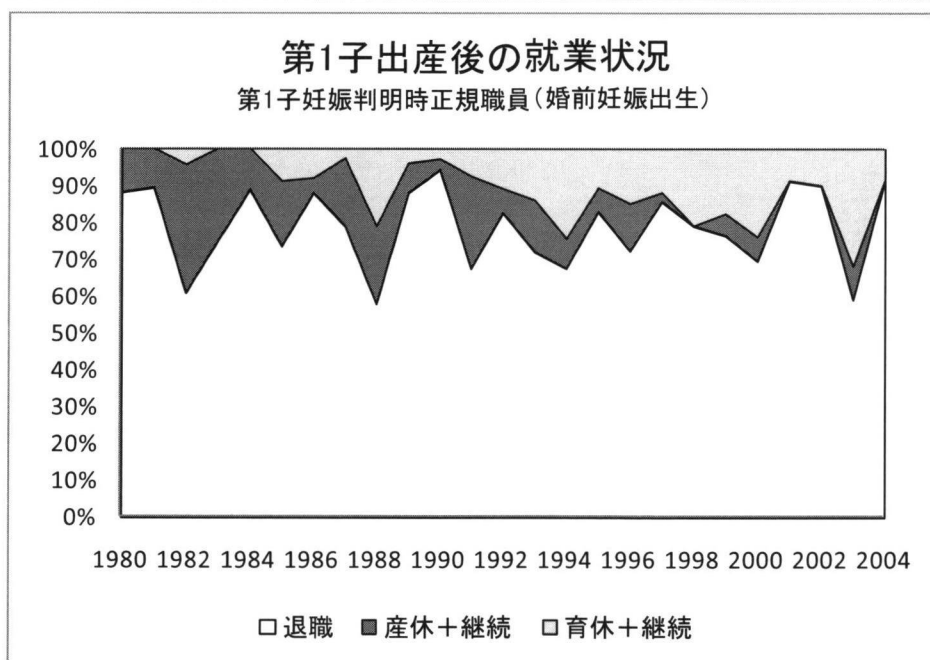
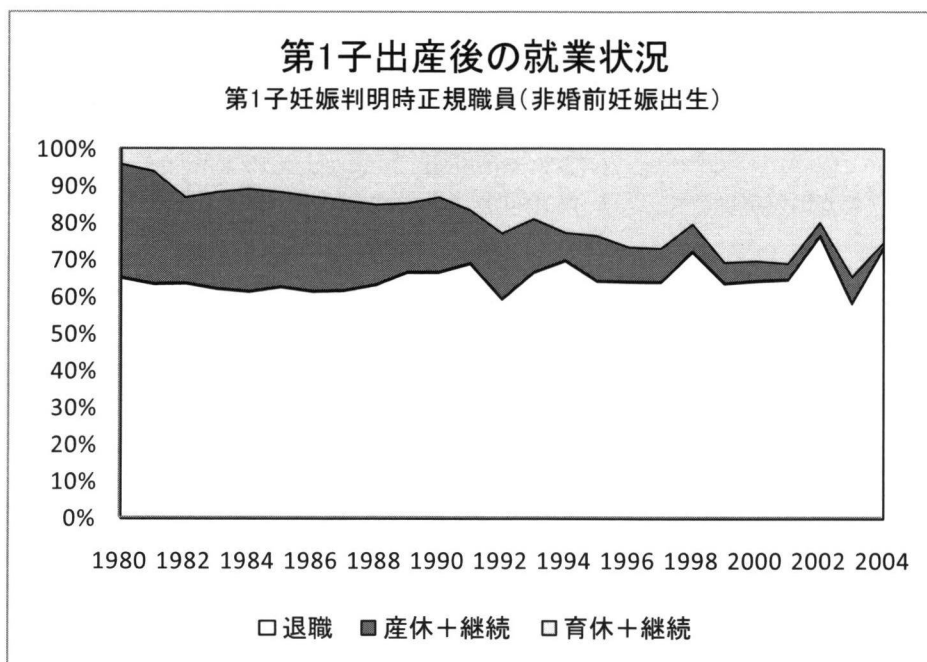
（資料）NFS12C,NFS13Cに基づき筆者作成。

図2 婚前妊娠出生率の推移



（資料）NFS12C,NFS13Cに基づき筆者作成。

図3 第1子出生後の就業状況の比較



(資料) NFS12C,NFS13C に基づき筆者作成。



表 1 婚前妊娠結婚の定義

	データ	定義
Akerlof et al. (1996)	Current Population and Vital Statistics of the U.S.	出生前7ヵ月以内の結婚
Ginther and Zavodny (1997)	NLSY(National Longitudinal Survey of the Youth), Census data	出生前7ヵ月以内の結婚 (NLSY)、出産前2四半期以内の結婚 (Census data)
鎌田 (2005)	「家族についての全国調査」 (1998年)	出生前7ヵ月以内の結婚
Raymo and Iwasawa (2007)	「出生動向基本調査」	出生前7ヵ月以内の結婚
Kureishi and Wakabayashi (2008)	「家族についての全国調査」 (1998年、2003年)	結婚後6ヵ月以内で出産
岩澤・三田 (2008)	「21世紀出生児縦断調査」	出生前7ヵ月以内の結婚

Table 2. Descriptive statistics

	Baby born in 1995-2005		Baby born in 1998-1999 & 2001-2002			
	Entire sample	Non-pmp	Pmp	Entire sample	Non-pmp	Pmp
Job continuity	0.304	0.331	0.199	0.284	0.314	0.165
Parental leave+kept job	0.317	0.348	0.200	0.321	0.352	0.204
Give birth in 2001 and after	0.316	0.316	0.318	0.449	0.449	0.447
Non premarital pregnancy	0.794	1.000	0.000	0.798	1.000	0.000
Benefit+	66.592 (22.448)	67.972 (22.890)	61.262 (19.795)	70.933 (21.991)	72.149 (22.424)	66.126 (19.519)
Wife's annual earnings+	332.484 (68.009)	340.867 (68.412)	300.113 (55.687)	332.408 (69.585)	339.444 (69.698)	304.597 (61.912)
Wife's age	27.256 (3.992)	27.797 (3.798)	25.169 (4.040)	27.323 (3.988)	27.835 (3.823)	25.300 (3.995)
Husband's annual income+	372.406 (128.774)	382.627 (128.733)	332.940 (121.242)	371.626 (127.699)	382.812 (125.427)	327.408 (127.369)
Wife public sector employee	0.079	0.095	0.017	0.084	0.101	0.018
Job openings to applications ratio (lagged)	0.657 (0.223)	0.656 (0.225)	0.658 (0.216)	0.658 (0.220)	0.655 (0.220)	0.669 (0.220)
Baby's birth year	1999.060 (2.704)	1999.062 (2.693)	1999.050 (2.749)	1999.792 (1.520)	1999.786 (1.524)	1999.818 (1.506)
Mother's birth year	1970.639 (4.496)	1970.095 (4.298)	1972.739 (4.628)	1971.292 (4.183)	1970.772 (4.012)	1973.347 (4.221)
<i>Mother's education</i>						
High school	0.408	0.382	0.511	0.375	0.356	0.453
Vocational school	0.162	0.170	0.134	0.181	0.183	0.171
Junior college	0.246	0.249	0.236	0.266	0.272	0.241
University	0.172	0.193	0.092	0.167	0.180	0.118
<i>Father's education</i>						
High school	0.443	0.419	0.533	0.458	0.440	0.529
Vocational school	0.103	0.098	0.124	0.110	0.103	0.141
Junior college	0.046	0.048	0.042	0.057	0.055	0.065
University	0.343	0.384	0.186	0.317	0.353	0.176
Number of observations	1959	1556	403	842	672	170

Source: Data drawn from NFS12C and NFS13C.

Notes: Variables are measured at the time of pregnancy of the first baby. + in thousand yen. Figures in parentheses show standard deviation.

Table 3. Estimation results (probit)

Dependent variable: Job continuity

	DD model 1a 1995-2005 Entire sample	DD model 2a 1995-2005 Entire sample	DD model 3a 1998-1999 vs 2001-2002	DD model 4a 1998-1999 vs 2001-2002 Born in 1971 or after	DD model 5a 1998-1999 vs 2001-2002 Born in 1971 or after private sector employee
<i>Baby born in:</i>					
<i>give birth in 2001 and after (dum01on)</i>	-0.1922 *** (0.0550)	-0.0861 (0.0689)	0.0546 (0.1756)	-0.1340 (0.2632)	-0.3041 (0.2618)
<i>non premarital pregnancy (nonmp)</i>	0.0612 * (0.0310)	0.0540 * (0.0313)	0.0270 (0.0533)	0.0288 (0.0587)	0.0283 (0.0568)
<i>dum01on *nonmp</i>	0.0654 (0.0650)	0.0758 (0.0653)	0.2043 ** (0.0958)	0.2293 ** (0.1004)	0.2576 ** (0.1039)
<i>benefit</i>	0.0025 *** (0.0009)	-0.0011 (0.0014)	-0.0072 (0.0048)	-0.0017 (0.0076)	0.0030 (0.0075)
<i>wife's annual earnings</i>		0.0010 *** (0.0003)	0.0023 *** (0.0009)	0.0019 (0.0015)	0.0013 (0.0014)
<i>wife's age</i>	0.0062 * (0.0032)	0.0025 (0.0035)	0.0040 (0.0051)	-0.0056 (0.0105)	-0.0059 (0.0102)
<i>husband's annual income</i>	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0002 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)
<i>wife public sector employee</i>	0.4463 *** (0.0396)	0.4404 *** (0.0402)	0.3275 *** (0.0656)	0.2388 *** (0.0979)	
<i>job openings to applications ratio (lagged)</i>	0.0116 (0.0487)	0.0067 (0.0490)	0.0430 (0.0770)	0.0328 (0.0923)	0.0521 (0.0927)
No. of observations	1959	1959	842	500	467
Wald chi <sup>2</sup>	168.19	177.3	84.4	40.35	34.17
Pseudo R-square	0.0755	0.0798	0.0896	0.0803	0.0751
Log-likelihood	-1111.937	-1106.787	-457.2898	-243.4444	-216.9019

Dependent variable: Parental leave + kept job

	DD model 1b 1995-2005 Entire sample	DD model 2b 1995-2005 Entire sample	DD model 3b 1998-1999 vs 2001-2002	DD model 4b 1998-1999 vs 2001-2002 Born in 1971 or after	DD model 5b 1998-1999 vs 2001-2002 Born in 1971 or after private sector employee
<i>Baby born in:</i>					
<i>give birth in 2001 and after (dum01on)</i>	-0.1190 * (0.0604)	0.0589 (0.0767)	0.1763 (0.1863)	0.1271 (0.2703)	-0.0551 (0.2793)
<i>non premarital pregnancy (nonmp)</i>	0.0611 * (0.0340)	0.0499 (0.0345)	0.0177 (0.0604)	0.0108 (0.0718)	0.0165 (0.0689)
<i>dum01on *nonmp</i>	0.0557 (0.0632)	0.0711 (0.0636)	0.1520 * (0.0914)	0.1908 * (0.1008)	0.1999 ** (0.1014)
<i>benefit</i>	0.0039 *** (0.0010)	-0.0014 (0.0015)	-0.0055 (0.0052)	-0.0051 (0.0085)	-0.0003 (0.0082)
<i>wife's annual earnings</i>		0.0015 *** (0.0003)	0.0025 *** (0.0009)	0.0030 * (0.0016)	0.0023 (0.0016)
<i>wife's age</i>	0.0064 * (0.0035)	0.0014 (0.0037)	0.0012 (0.0057)	-0.0075 (0.0117)	-0.0054 (0.0114)
<i>husband's annual income</i>	0.0000 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0002 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)
<i>wife public sector employee</i>	0.5123 *** (0.0385)	0.5066 *** (0.0394)	0.4166 *** (0.0656)	0.3904 *** (0.1032)	
<i>job openings to applications ratio (lagged)</i>	0.0012 (0.0524)	-0.0053 (0.0527)	0.0500 (0.0848)	0.0171 (0.1064)	-0.0132 (0.1062)
No. of observations	1837	1837	803	479	448
Wald chi <sup>2</sup>	201.83	215.47	98.5	56.77	45.29
Pseudo R-square	0.1033	0.1114	0.1140	0.1176	0.0889
Log-likelihood	-1028.602	-1019.348	-446.7079	-246.2471	-224.3933

Note: Figures show marginal effects (calculated at the mean). Figures in parentheses show robust standard errors.

Appendix 1: Simple DD

		Non premarital pregnancy			Premarital pregnancy			
	<i>N</i>	%	Std. error	t-value	<i>N</i>	%	Std. error	t-value
<i>Dependent variable: Job continuation rate (N=842)</i>								
1998-1999	370	0.319	0.024		94	0.223	0.043	
2001-2002	302	0.308	0.027		76	0.092	0.033	
Difference		-0.011	0.036	-0.305		-0.131 **	0.055	-2.405
DD		0.120						
<i>Dependent variable: Parental leave+Kept job (N=803)</i>								
1998-1999	346	0.295	0.025		91	0.209	0.043	
2001-2002	290	0.421	0.029		76	0.197	0.046	
Difference		0.126 ***	0.038	3.311		-0.011	0.063	-0.182
DD		0.137						

Note: \*\*\* significant at 1% level. \*\* significant at 5% level.

## Ⅱ－８．子育て支援事業における高齢者によるサポートの可能性について

君島 菜菜

### Ⅰ．研究目的

近年、シルバー人材センターの子育て支援事業を中心に、高齢者を子育て支援事業の担い手として活用していこうとする取り組みが行われている。自治体は高齢者活游子育て支援事業という名目でこれを助成し、高齢者活游子育て支援事業にはシルバー人材センター本来の高齢者の生きがい対策としての効果と、地域サービスの担い手とりわけ子育て支援の担い手の確保、そして世代間交流による児童の健全育成としての効果という、いくつもの効果が期待されている。この活動を効果的かつ継続的な活動としていくためには、実際にどのような活動が高齢者のいきがいや児童の健全育成につながるのか、またどのような高齢者が子育て支援の担い手となり得るのかについて、明らかにする必要がある。

世代間交流と高齢者の自己実現傾向に関する先行研究によれば、親族以外の児童と高齢者との交流の場合、『身体的接触のある交流』が高齢者の心理的な自己実現傾向へ影響を及ぼす傾向が見られたとしている（君島,1999）。これは、親族以外の児童との身体的接触をとまなう交流が多く行われる可能性の高い保育的サポートが、高齢者の生きがい対策としての有益なプログラムとなる可能性を示唆している。

現在の個別多様化した家族形態での生活において、親族内の世代間交流を促進することは難しい。むしろ地域の高齢者による子育て支援は、親族内の世代間交流の代替機能を有しているとも考えられる。実際、シルバー人材センターの実施する子育て支援事業では、利用する母親にとって高齢者スタッフが子育てに関する身近な相談相手となっていることがメリットとして挙げられていた。このように、親族内で担っていた機能に対する社会的ニーズが高まる現在において、代替機能を有する社会的サービスの継続は不可欠である。

そこで、本研究は、子育て支援事業に関わる保育的サポートについての高齢者の引き受け意向に影響を及ぼす要件を明らかにすることを目的として、高齢者の基本属性と高齢者と子どもとの世代間交流との関係を明らかにし、高齢者の子育て支援事業への参加可能性を高める方策としての実践モデルについて検討する。

### Ⅱ．研究方法

本研究は、既存の調査データを再分析する方法で行った。再分析には、東京都台東区に在住の65歳以上の男女を調査対象として、1999年7月に実施した高齢者と児童との世代間交流の現状と高齢者の保育的サポートの引き受け意向についての調査データを用いた。調査方法は、質問紙法による自記式の郵送配布・留置・郵送回収の方法が用いられている。選挙人名簿をサンプリング台帳として系統抽出法により500サンプルを無作為抽出して調査した結果、255票が回収され（回収率：51.0%）、このうち本研究の分析変数の回答に欠損のない121票のデータを用いて分析を行った。分析は、高齢者の基本属性項目と高齢者

と児童との世代間交流頻度を独立変数とし、高齢者の保育的サポートの引き受け意向を従属変数とした枠組みにより行った。

従属変数である高齢者の保育的サポート引き受け意向については、引き受けの条件に①活動頻度を提示したサポート、②活動時間を提示したサポート、③活動場所を提示したサポート、④活動内容を提示したサポートという4つの視点で構成された計13項目により測定していた。さらに、④活動内容を提示したサポートについては、内容によって娯楽のサポートと手段的サポートの2つに分類して分析することができた。したがって保育的サポート引き受け意向については、上記の5分類で分析を行った。保育的サポートの引き受け意向の具体的な測定は、「積極的に引き受ける」・「どうしてもやって欲しいといわれれば、引き受けてもよい」・「なるべくなら引き受けたくない」・「引き受ける気はない」・「今は時間がないので、引き受けられない」・「体の具合がよくないので引き受けることは不可能だ」の6件法の選択肢より1つを選ぶ方法により行われている。分析では、13項目それぞれの活動の引き受け意向について、「今は時間がないので、引き受けられない」・「体の具合がよくないので引き受けることは不可能だ」と回答した場合、すなわち引き受けられない状態がない場合を0として、引き受けの意欲が高いほど高得点となるように、選択肢に4～1点を配点した得点化を行い、その上で4点満点の得点を従属変数として分析に用いた。

独立変数には、保育的サポートの引き受け意向との共変関係を探る変数として、Ⅰ.高齢者の基本属性項目と、Ⅱ.高齢者と児童との世代間交流頻度(59項目×2対象)の2つを設定した。Ⅰ.基本属性の具体的な項目は、①性別、②年齢、③居住年数、④現在の同居中の孫・ひ孫の有無、⑤現在の別居中の孫・ひ孫の有無、⑥過去の孫・ひ孫との同居経験の有無、⑦仕事の有無、⑧暮らし向き、⑨健康状態、⑩学歴、⑪現在の定期的地域自主活動の参加程度、⑫過去のボランティア活動参加程度、⑬現在の定期的ボランティア活動参加程度である。Ⅱ.世代間交流頻度については、59項目の交流内容別の交流頻度について、交流対象が親族の児童である場合と親族以外の児童である場合に分けて設問していた。さらに、59項目の交流内容は、以下の8項目の枠組みで分類し分析することができた。8つの分類項目は、第1に交流内容が「共通体験的交流」であるか、第2に「一方から他方への支援」であるか、第3に一方が他方へ支援する交流の場合、「受け手が高齢者」であるか、第4に一方が他方へ支援する交流の場合、「受け手が児童」であるか、第5に一方が他方へ支援する交流の場合、「手段的サポート」であるか、第6に一方が他方へ支援する交流の場合、「情緒的サポート」であるか、第7に「日常生活的な交流」であるか、第8に「イベント的な交流」であるかである。これらの8の視点で該当する質問項目を分類し、分析を行った。具体的な測定は、59項目それぞれに対し「よくした」～「全然しなかった」の4件法の選択肢より1つを選ぶ方法により行われている。分析では、59項目それぞれの活動頻度について、頻度が高いほど高得点となるように、選択肢に4～1点を配点した得点化を行い、その上で4点満点の得点を独立変数として分析に用いた。

分析は、測定変数の性質によって2つの方法をとった。1つは、基本属性項目のうち質的な変数(①性別、④現在の同居中の孫・ひ孫の有無、⑤現在の別居中の孫・ひ孫の有無、⑥過去の孫・ひ孫との同居経験の有無、⑦仕事の有無)を基本属性Aとして、保育的サポートの引き受け意向との関係性を一元配置分散分析で示した。もう1つは、基本属性項目のうち量的な変数(②年齢、③居住年数、⑧暮らし向き、⑨健康状態、⑩学歴、⑪現在の定期的地域自主活動の参加程度、⑫過去のボランティア活動参加程度、⑬現在の定期的ボ

ランティア活動参加程度)を基本属性Bとして、基本属性Bと保育的サポートの引き受け意向との関係性について相関係数を算出した。また、世代間交流頻度と保育的サポートの引き受け意向との関係性については、世代間交流を前記の分類枠組みによる8分類項目別と、世代間交流内容別の全59項目すべてにおいて、相関係数を算出した。

### III. 研究成果

#### 1) 高齢者の基本属性項目と保育サポート引き受け意向の関係 (一元配置分散分析)

高齢者の基本属性Aが保育的サポートの引き受け意向に及ぼす影響の有無を一元配置分散分析の結果を表1に示した。その結果、保育的サポートの引き受け意向の得点に有意差が確認されたのは、現在別居中の孫・ひ孫の有無、過去の孫・ひ孫との同居経験の有無であり、高齢者本人の性別、現在同居している孫・ひ孫の有無、現在の仕事の有無は、保育的サポート引き受け意向の高低への影響に統計的に有意な差はなかった。

特に、現在別居中の孫・ひ孫の有無は、引き受けの条件として活動頻度、活動時間帯、活動場所、活動内容を提示した場合の、どの条件の保育的サポートにおいても引き受け意向の得点に有意差が確認され、現在別居中の孫・ひ孫がいる高齢者の方が、保育的サポートの引き受け意向の得点が高かった。中でも、特に差が大きかったのは、娯楽系のサポートの引き受け意向の得点で、現在別居中の孫・ひ孫のいる人の平均値が7.6721点であったのに対し、いない人の平均値は6.3824点と1.28ポイントの差があった。

また、過去の孫・ひ孫との同居経験の有無は、引き受けの条件として活動場所、活動内容を提示した場合の保育的サポートにおいて、引き受け意向の得点に有意差が確認され、過去に孫・ひ孫との同居経験がある方が、保育的サービスの引き受け意向の得点が高かった。特に差が大きかったのは、娯楽系のサポートの引き受け意向の得点で、過去に孫・ひ孫との同居経験のある人の平均値が8.3125点であったのに対し、経験がない人の平均値は6.8440点と1.47ポイントの差があった。条件に活動場所を提示した場合の引き受け意向の得点についても比較的差が大きく、過去に孫・ひ孫との同居経験のある人の平均値が7.3333点であったのに対し、経験がない人の平均値は5.8365点と1.49ポイントの差があった。

表1 基本属性Aが高齢者の保育的サポート引き受け意向(5分類)に及ぼす影響の有無

(一元配置分散分析)

保育的サポート引き受けの条件	性別	現在同居している孫・ひ孫の有無	現在別居している孫・ひ孫の有無	過去の孫・ひ孫との同居経験の有無	現在の仕事の有無			
	男 女	いない いる	いない いる	ない ある	ない ある			
活動頻度を提示したサポート	4.7273	4.5800	<b>4.2414</b>	*	4.6421	4.9167		
	4.6119	5.3571	<b>5.1429</b>		4.9412	4.4464		
活動時間を提示したサポート	6.6957	6.0755	<b>5.8955</b>	△	6.2816	6.5313		
	6.0959	7.2941	<b>6.8448</b>		6.8333	6.1475		
活動場所を提示したサポート	6.0638	5.9057	<b>5.4127</b>	**	<b>5.8365</b>	*	5.9322	
	6.0000	6.5333	<b>6.6721</b>		<b>7.3333</b>		6.0909	
活動内容を提示したサポート	娯楽のサポート	7.4583	6.9018	<b>6.3824</b>	**	<b>6.8440</b>	△	6.8788
		6.8182	6.8571	<b>7.6721</b>		<b>8.3125</b>		7.0313
手段的サポート	手段的サポート	4.2766	4.2232	<b>3.8769</b>	**	<b>4.2685</b>	△	4.2923
		4.4872	5.0625	<b>4.8788</b>		<b>5.1765</b>		4.4545

注: \*\* p < .01, \* p < .05, △ p < .10

次に、高齢者の基本属性Aが保育的サポートの引き受け意向に及ぼす影響の有無について、保育サポートの引き受け条件の全13項目別に一元配置分散分析を行った結果を表2に示した。その結果、以下の3つの特徴がみられた。

第1に、現在同居中の孫・ひ孫の有無は、保育的サポートの引き受け意向に対し、提示条件の合計では有意な影響を及ぼしていなかったが、項目別にみると「幼稚園などの送り迎えを頼まれたとしたら引き受けるか」という設問に対しては、現在同居中の孫・ひ孫のいる人の引き受け意向が高いという結果に統計的に有意な差があった。

第2に、現在別居中の孫・ひ孫の有無は、保育的サポートの提示条件のほとんどにおいて、引き受け意向の得点に統計的に有意な差があり、別居中の孫・ひ孫のいる人の引き受け意向の得点が高かった。なかでも特に、活動時間が朝と夕方の場合、活動場所が高齢者の自宅の場合、活動内容が子どもの身の回りの世話をする場合に、別居中の孫・ひ孫のいる人といない人の間で、引き受け意向の平均値の差が大きかった。

第3に、過去の孫・ひ孫との同居経験の有無は、保育的サポートの引き受け意向に対し、提示条件の合計でも有意な影響を及ぼす傾向にあったが、項目別にみると「幼稚園などへの送り迎え」と、「高齢者の得意な趣味やスポーツを教える活動」の引き受け意向にのみ統計的に有意な差があった。

表2 基本属性Aが高齢者の保育的サポート引き受け意向(13項目)に及ぼす影響の有無

		(一元配置分散分析)				
保育的サポート引き受けの条件		性別	現在同居している孫・ひ孫の有無	現在別居している孫・ひ孫の有無	過去の孫・ひ孫との同居経験の有無	現在の仕事の有無
		男 女	いない いる	いない いる	ない ある	ない ある
活動 頻度	1) 毎週決められた曜日に定期的に(週2～3日くらい)、子どものめんどうをみるとしたら?	2.3043 2.2059	2.2039 2.6429	<b>2.0820</b> <b>2.4643</b>	△ 2.4118	2.2245 2.1379
	2) 定期的にはではなく頼まれた日に(月2～3日くらい)、子どものめんどうをみるとしたら?	2.5741 2.4588	2.4380 2.7778	<b>2.2535</b> <b>2.7361</b>	** 2.5263	2.5126 2.4366
活動 時間	3) 朝(子どもが起きてから幼稚園や学校へ送るまでの時間帯に、めんどうをみるとしたら?)	2.2115 2.0513	2.0603 2.3333	<b>1.8904</b> <b>2.3906</b>	** 2.0893	2.1642 2.0857
	4) 日中(子どもの幼稚園や学校が終わってから夕方までの時間帯に、めんどうをみるとしたら?)	2.2745 2.0759	2.0609 2.4444	<b>2.0137</b> <b>2.3125</b>	△ 2.2632	2.1339 2.1286
	5) 夕方から親が仕事を終えて迎えに来るまでの時間帯に、めんどうをみるとしたら?	2.2909 2.0750	2.0750 2.4444	<b>1.9867</b> <b>2.3485</b>	* 2.3000	2.1379 2.0833
活動 場所	6) 公的な保育施設や学校にあなたが行って、めんどうをみるとしたら?	1.7000 1.8077	1.7241 2.0667	1.7313 1.8060	1.7273 2.0000	1.7460 1.7606
	7) 子どもの家にあなたが行ってめんどうをみるとしたら?	2.0000 2.0941	2.0323 2.0667	<b>1.8356</b> <b>2.2899</b>	** 2.2778	2.0252 2.0789
活動 内容	8) あなたの自宅で、めんどうをみるとしたら?	2.2909 2.2697	2.2362 2.4118	<b>2.0130</b> <b>2.5634</b>	** 2.5882	2.2535 2.2949
	9) 遊び相手になることを頼まれたら?	2.3818 2.3371	2.3101 2.2500	2.1974 2.4583	2.3016 2.6111	2.3750 2.2857
	10) 幼稚園などへの送り迎えを頼まれたとしたら?	2.2941 2.2683	<b>2.1750</b> <b>2.7500</b>	* 2.5000	* 2.7059	△ 2.2500
活動 内容	11) あなたの得意な趣味やスポーツを教えることを頼まれたとしたら?	2.3889 2.2088	2.1860 2.6111	<b>2.0128</b> <b>2.5342</b>	** 2.8333	* 2.1644
	12) 子どもの食事など身の回りの世話を頼まれたとしたら?	2.0370 2.2391	2.1008 2.2632	<b>1.9342</b> <b>2.3684</b>	** 2.1250	2.2099 2.0959
	13) あなたの知っている昔の町の様子や出来事を話して聞かせることを頼まれたとしたら?	2.6719 2.4388	2.5139 2.4545	<b>2.3176</b> <b>2.7619</b>	** 2.7368	2.5069 2.6196

注: \*\* p < .01, \* p < .05, △ p < .10

以上の高齢者の基本属性Aと保育的サポートの引き受け意向の一元配置分散分析の結果(表1、2)から、保育的サポート引き受け意向が高いのは、現在別居している孫・ひ孫が



いる人であり、また、過去に孫・ひ孫との同居経験がある人の方が引き受け意向が高いことがわかった。保育的サポートを引き受ける意向の高い人、すなわち保育的サポートの担い手となり得る可能性の高い高齢者とは、現在孫・ひ孫と別居している高齢者、過去に孫・ひ孫との同居経験のある高齢者ということになる。それは、保育的サポートの引き受け意向には、孫・ひ孫を通じた具体的な交流経験が大いに影響するが、現在プライベートで保育的な役割を担っている高齢者は、社会的な保育的サポートを引き受ける可能性が低いということである。すなわち、過去に孫・ひ孫と同居経験がある、また別居中の孫・ひ孫との具体的な交流経験はあるが現在同居していない高齢者が、社会的な保育的サポートを引き受ける可能性が高い。核家族世帯が大半を占める現在、孫やひ孫と同居する高齢者は少ない。これは、社会的な保育的サポート担い手となる可能性の高い高齢者が多く存在していることを意味している。

具体的な活動条件としては、「幼稚園などへの送り迎え」や、「高齢者の得意な趣味やスポーツを教える活動」については、別居中の孫・ひ孫の有無、過去に同居経験の有無によって、引き受け意向に差がでる項目であった。こどもと触れ合う経験がないと引き受けに抵抗がある活動と考えられる。孫・ひ孫との交流経験のない高齢者に対しても保育的サポートの担い手として活躍してもらうためには、経験の有無に関わらず男女とも引き受け意向が高い「昔の町の様子や出来事を話して聞かせる」活動から始めると、高齢者が保育サポートに携わる可能性が高まると考えられる。

## 2) 高齢者の基本属性項目と保育サポート引き受け意向の関係（相関係数）

高齢者の基本属性Bが保育的サポートの引き受け意向に及ぼす影響の有無を相関係数により表3に示した。その結果、保育的サポートの引き受け意向への影響に統計的に有意な差が確認されたのは、現在の地域自主活動への参加程度、過去のボランティア活動参加程度、現在のボランティア参加程度であり、年齢、居住年数、暮らし向き、健康状態、学歴は、保育的サポート引き受け意向の高低への影響に統計的に有意な差はなかった。

有意差のあった上記3つの社会活動への参加程度は、特に保育的サポートの活動の内容が娯楽系の場合に最も相関係数が高く、参加程度が高いほど引き受け意向も高くなるという正の相関を示していた。なかでも最も相関が高かったのは、現在定期的に地域の自主活動に参加している程度の.287、現在定期的にボランティア活動に参加している程度の.280、過去のボランティア活動の参加程度の.251であった。次いで保育的サポートの活動時間を提示した場合、現在の活動場所を提示したサポートの場合に、社会活動への参加程度との相関が高かった。

表3 基本属性 B が高齢者の保育的サポート引き受け意向（5 分類）に及ぼす影響の有無

保育的サポート引き受けの条件		(相関係数)							
	年齢	居住年数	現在の定期的地域自主活動の参加程度	過去のボランティア活動参加程度	現在の定期的ボランティア活動参加程度	暮らし向き	健康状態	学歴	
活動頻度を提示したサポート		.058	-.107	.146	.175△	.166△	.136	.018	-.043
活動時間を提示したサポート		.031	-.066	.227*	.194*	.247**	.110	.008	-.048
活動場所を提示したサポート		.082	-.080	.213*	.194*	.182*	.084	-.031	.014
活動内容を提示したサポート	娯楽のサポート	.050	-.086	.287**	.251**	.280**	.128	-.031	.038
	手段のサポート	-.020	-.115	.231**	.196*	.143	.054	.021	-.072

注：\*\* p < .01, \* p < .05, △ p < .10

次に、高齢者の基本属性 B が保育的サポートの引き受け意向に及ぼす影響の有無について、保育サポートの引き受け条件の全 13 項目別に相関係数を算出した結果を表 4 に示した。その結果、5 分類で有意差のあった上記 3 つの社会活動への参加程度は、個別の項目では「公的な保育施設や学校に向いてめんどうをみる」場合の保育的サポートの引き受け意向との相関が最も高く、次いで「昔の町の様子や出来事を話して聞かせる」活動、「遊び相手になる」活動との相関が高かった。これらは、社会活動への参加程度が高いほど、引き受け意向も高くなるという正の相関を示していた。

表4 基本属性 B が高齢者の保育的サポート引き受け意向（13 項目）に及ぼす影響の有無

保育的サポート引き受けの条件		(相関係数)							
		年齢	居住年数	現在の定期的地域自主活動の参加程度	過去のボランティア活動参加程度	現在の定期的ボランティア活動参加程度	暮らし向き	健康状態	学歴
活動頻度	1) 毎週決められた曜日に定期的に(週 2～3 日くらい)、子どものめんどうをみるとしたら?	.086	-.110	.154△	.219*	.222*	.153△	.022	-.025
	2) 定期的にはなく頼まれた日に(月 2～3 日くらい)、子どものめんどうをみるとしたら?	.071	-.123	.155△	.165*	.173*	.113	.016	-.035
活動時間	3) 朝(子どもが起きてから幼稚園や学校へ送るまでの時間帯に、めんどうをみるとしたら?)	.026	-.044	.173*	.162△	.180*	.051	.026	-.029
	4) 日中(子どもの幼稚園や学校が終わってから夕方までの時間帯に、めんどうをみるとしたら?)	.043	-.075	.161△	.145△	.214*	.118	.009	-.022
	5) 夕方から親が仕事を終えて迎えに来るまでの時間帯に、めんどうをみるとしたら?	.024	.034	.208*	.164△	.241**	.136	-.026	-.011
活動場所	6) 公的な保育施設や学校にあなたが行って、めんどうをみるとしたら?	-.057	-.085	.253**	.277**	.220*	.078	.029	.058
	7) 子どもの家にあなたが行ってめんどうをみるとしたら?	.005	-.069	.116	.126	.096	.032	-.098	.022
	8) あなたの自宅で、めんどうをみるとしたら?	.189*	-.025	.166*	.152△	.173*	.145△	-.038	.007
活動内容	9) 遊び相手になることを頼まれたら?	-.002	-.151△	.229**	.211**	.239**	.012	-.112	.030
	10) 幼稚園などへの送り迎えを頼まれたら?	-.027	-.051	.188*	.159△	.139	.094	.011	-.065
	11) あなたの得意な趣味やスポーツを教えることを頼まれたら?	.011	.006	.259**	.209*	.193*	.115	.037	.015
	12) 子どもの食事など身の回りの世話を頼まれたら?	-.018	-.110	.225**	.154△	.089	.014	-.017	-.022
	13) あなたの知っている昔の町の様子や出来事を話して聞かせることを頼まれたら?	-.004	-.072	.242**	.232**	.271**	.056	.022	.020

注：\*\* p < .01, \* p < .05, △ p < .10

以上の高齢者の基本属性Bと保育的サポートの引き受け意向の相関係数の結果（表3、4）から、すでに地域の活動やボランティア活動を行っている人は、社会への貢献意欲も高く、保育的サポートの担い手としての可能性が期待される。しかしすでに活動性が高いということは、何かしらの時間的な拘束があるということであり、活動条件としてまず時間帯を提示することで引き受け意向が高まることが明らかとなった。特に夕方からの活動に参加意向が高まっていた。また、上記の結果は、すでに地域活動やボランティア活動を行っている高齢者ほど、自宅から公的な施設に出向いて行う保育的サポートへの引き受け意向が高いことを示しており、現在シルバー人材センターなどで行われているような公的な施設でのサポートの担い手として活躍する可能性が高いことを示唆していた。

### 3) 世代間交流頻度と保育サポート引き受け意向の関係（相関係数）

高齢者と児童との世代間交流が保育的サポートの引き受け意向に及ぼす影響の有無を相関係数により表5・表6に示した。表5には、世代間交流の分類枠組み別の相関係数を示した。その結果、以下の4つの特徴がみられた。

第1に、全般的に親族の子どもとの交流頻度より、親族以外の子どもとの交流頻度と保育的サポート引き受け意向との間に、統計的に有意な正の相関が多く見られた。また、親族との交流頻度においては、統計的に有意な差はみられないものの、ほとんどが引き受け意向に対して負の相関を示していた。

第2に、親族以外の子どもとの交流で、保育的サポートの引き受け意向との相関に有意差が多くみられたのは、子どもまたは高齢者いずれか「一方が他方へ支援するような交流」、そのうち「支援の受け手が子どもの交流」、「支援内容が情緒的サポートである交流」であった。これらは、交流頻度が高いほど引き受け意向が高まっていた。

第3に、上記の支援の受け手が親族以外の子どもとの交流の頻度は、保育的サポートの活動条件として活動時間を提示する場合、活動内容を提示する場合、特に娯楽系のサポートを提示する場合に、引き受け意向との相関が高かった。

第4に、上記の親族以外の子どもとの一方が他方を支援する交流のうち、支援の内容が情緒的なサポートである交流の頻度は、保育的サポートの活動条件に活動頻度、活動時間、活動内容を提示する場合、特に活動内容が娯楽のサポートである場合に、引き受け意向との相関が最も高かった。

表5 世代間交流頻度（8分類）が高齢者の保育的サポート引き受け意向（5分類）に及ぼす影響の有無（相関係数）

		保育的サポート引き受けの条件					
		活動頻度を提示したサポート	活動時間を提示したサポート	活動場所を提示したサポート	活動内容を提示したサポート		
					娯楽のサポート	手段的サポート	
共通体験的交流		親族	-.037	-.096	-.112	-.070	-.112
		親族以外	.032	.124	.022	.119	.061
一方から他方への支援	総合	親族	-.087	-.108	-.154	-.095	-.124
		親族以外	<b>.216△</b>	<b>.227△</b>	.070	.191	.128
	受け手が高齢者	親族	-.081	-.141	<b>-.190*</b>	-.127	<b>-.177△</b>
		親族以外	.124	.099	-.016	.021	-.073
	受け手が児童	親族	-.077	-.101	-.123	-.081	-.099
		親族以外	.178	<b>.245*</b>	.134	<b>.259*</b>	<b>.203△</b>
	手段的サポート	親族	-.077	-.106	-.152	-.119	-.139
		親族以外	.182	.162	.152	.151	.124
	情緒的サポート	親族	-.036	-.069	-.094	-.057	-.094
		親族以外	<b>.209△</b>	<b>.235*</b>	.127	<b>.298**</b>	.137
日常生活的な交流		親族	-.118	-.136	-.152	-.138	-.141
		親族以外	.083	.151	.098	<b>.214*</b>	.136
イベント的な交流		親族	-.073	-.117	-.153	-.105	-.132
		親族以外	.134	<b>.196△</b>	.039	.143	.146

注：\*\* p < .01, \* p < .05, △ p < .10

表6には、世代間交流内容別の全59項目と保育的サポートの引き受け意向との相関係数うち、統計的に有意な差がみられた項目のみを示した。その結果、以下の3つの特徴がみられた。

第1に、親族以外との世代間交流頻度を問う59項目の最も多くの項目で相関に有意差がみられたのは、保育的サポートの活動内容が娯楽のサポートである場合であった。

第2に、59項目の親族以外との世代間交流頻度のうち、いずれの条件においても保育的サポートの引き受け意向との有意な高い正の相関がみられたのは、「困っていることの相談にのったこと」「子どもの体調が悪いときに、お見舞いに行ったこと」「子どもを抱っこしたり、おんぶしたこと」であった。

第3に、活動内容が手段的サポートの引き受け意向との相関が高かったのは、「子どもを抱っこしたり、おんぶしたこと」が最も高く、次いで「お年玉やおこづかいをあげたこと」「子どもの体調が悪いときに、お見舞いに行ったこと」「困っていることの相談にのったこと」であった。