

Sleebos, J. E. 2003. Low fertility rates in OECD countries: Facts and policy responses. Social, employment, and migration working paper 15. OECD, Paris.

Suzuki, T. 2006. Lower-low fertility and governmental actions in Japan. PIE Discussion Paper 294. Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Tokyo.

Thoenig, M., and T. Verdier. 2003. A theory of defensive skill-biased innovation and globalization. *American Economic Review* 93: 709–28.

Yomogida, M., and R. Aoki. 2005. It takes a village: Network effect of child-rearing. PIE discussion paper 275. Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Tokyo.

<h1>Appendix: Optimization of $u(Qx, n)$

Denoting the Lagrange multiplier by λ , we obtain the first-order conditions

$$u_n f_x = \lambda p, \quad u_n f_\ell = \lambda w, \quad u_n g_x = \lambda p, \quad u_n g_\ell = \lambda w,$$

and the budget constraint. This implies that

$$\frac{f_x}{f_\ell} = \frac{g_x}{g_\ell} = \frac{p}{w}.$$

As w increases, ℓ_c and ℓ decrease while x and x_c increase.

<h2>Proof of Claim 3

The demand and supply functions (5.10), (5.11), (5.12), and (5.13) can be

rewritten as

$$L_s^s = \theta N \bar{\ell} \int_1^\infty \frac{Q^\sigma}{Q^\sigma + \xi^{1-\sigma}} d\sigma + \theta N \bar{\ell} \int_{\hat{\sigma}}^\infty \left\{ \frac{Q^\sigma}{Q^\sigma + \xi^{1-\sigma}} - \frac{Q^\sigma}{Q^\sigma + 1} \right\} d\sigma,$$

$$L_s^D = \theta N \bar{\ell} \int_1^{\hat{\sigma}} \frac{Q^\sigma}{Q^\sigma + 1} d\sigma + (1-\theta) N \bar{\ell} \int_1^{\hat{\sigma}} \frac{Q^\sigma}{Q^\sigma \xi + \xi^\sigma} d\sigma,$$

$$L_u^s = (1-\theta) N \bar{\ell} \int_1^\infty \left\{ \frac{Q^\sigma \xi^{1-\sigma}}{Q^\sigma \xi^{1-\sigma} + 1} - \frac{1}{2} \right\} d\sigma + (1-\theta) N \bar{\ell} \int_1^\infty \frac{1}{2} d\sigma,$$

$$L_u^D = (1-\theta) N \bar{\ell} \int_{\hat{\sigma}}^\infty \frac{1}{2} d\sigma + \theta N \bar{\ell} \int_{\hat{\sigma}}^\infty 1 \xi^{-1} + \xi^{-\sigma} d\sigma.$$

The claim follows, given that $\hat{\sigma}$ is decreasing in ξ and increasing in Q and that

$$Q^\sigma \xi^{1-\sigma} > 1 \text{ for } \sigma < \hat{\sigma}.$$

Table 5.1 Description of variables

Variable	Description	Data source
TFR	Total fertility rate	Vital statistics
FLPR	Female labor force participation rate	Labor Force Survey

Marriages	Married couples at year end /1,000 population	Vital statistics
One-person Household	One-person households/private households	Population census
Automobile Ownership	Automobiles/working population	Automobile inspection and reg
Leisure & Entertainment	Reading and recreation/living expenditure	Family Income and Expenditu
Department Store	Department stores /1,000 population	Unincorporated Enterprise Su

Table 5.2 Descriptive statistics

Variables	Year	Mean	Standard deviation	Minimum	Maximum
TFR	1970	2.092	0.115	1.88	2.35
	1975	2.006	0.165	1.63	2.88
	1980	1.829	0.135	1.44	2.38
	1985	1.825	0.125	1.44	2.31
	1990	1.616	0.125	1.23	1.95
	1995	1.525	0.134	1.11	1.87
	2000	1.473	0.133	1.07	1.82
	2005	1.307	0.122	0.98	1.71
FLPR	1970	54.483	6.313	40.2	65.5
	1975	48.545	5.73	35.7	58.8
	1980	49.057	5.26	36.3	59.4
	1985	49.264	4.398	37.6	57.5
	1990	49.385	3.744	38.7	56.3
	1995	49.868	3.178	40.7	56.1
	2000	48.909	2.849	40.8	54.0
	2005	48.572	2.467	41.9	53.1
Marriages	1970	8.980	1.458	6.4	12.5
	1975	7.987	0.695	6.5	9.6
	1980	6.383	0.497	5.3	7.7
	1985	5.853	0.430	5.1	7.3
	1990	5.453	0.570	4.5	7.0
	1995	5.885	0.658	4.8	7.6
	2000	5.936	0.590	4.8	7.4
	2005	5.272	0.554	4.3	6.9
One-person household	1970	N/A	N/A	N/A	N/A
	1975	0.113	0.033	0.068	0.256
	1980	0.13	0.033	0.083	0.267
	1985	0.18	0.039	0.121	0.339
	1990	0.201	0.039	0.143	0.359

	1995	0.229	0.039	0.176	0.381
	2000	0.249	0.04	0.191	0.409
	2005	0.267	0.04	0.209	0.425
Automobile ownership	1970	0.12	0.027	0.068	0.184
	1975	0.238	0.038	0.164	0.333
	1980	0.319	0.048	0.212	0.443
	1985	0.354	0.051	0.246	0.478
	1990	0.428	0.057	0.304	0.560
	1995	0.561	0.078	0.342	0.718
	2000	0.681	0.105	0.358	0.852
	2005	0.773	0.127	0.365	0.957
Leisure and entertainment	1970	N/A	N/A	N/A	N/A
	1975	0.083	0.008	0.063	0.106
	1980	0.085	0.009	0.068	0.111
	1985	0.088	0.009	0.07	0.115
	1990	0.095	0.008	0.08	0.113
	1995	0.096	0.01	0.076	0.121
	2000	0.101	0.009	0.08	0.12
	2005	0.102	0.01	0.076	0.127
Department stores	1969	17.196	20.722	3	123
	1975	29.213	37.56	4	203
	1978	35.532	41.937	2	231
	1981	51.617	59.258	7	300
	1986	57.106	59.045	5	242
	1991	44.596	45.377	3	235
	1996	65.085	63.898	11	322
	2001	63.447	60.699	12	295

Table 5.3 Estimation coefficients of FLPR

Year	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	1975–2005
Coefficient	–0.002	0.007	0.003	0.007	0.006	0.006	0.007	0.066**
Standard error	(0.006)	(0.005)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.006)	(0.002)

Note: Significant level is ** at 5 percent.

Table 5.4 Estimation results

Variable	Pooled OLS model 1	Fixed effect model 2	Fixed effect model 3	IV fixed effect model 4
FLPR	0.007*** (0.00)	-0.005 (0.00)	-0.025*** (0.00)	-0.036*** (0.01)
Marriages	0.053*** (0.01)	0.171*** (0.01)	0.044*** (0.01)	0.076*** (0.02)
One-person households	-1.174*** (0.19)		-0.626** (0.25)	0.867** (0.44)
Automobile ownership	-0.415*** (0.06)		-0.820*** (0.06)	-1.168*** (0.13)
Leisure and entertainment	-4.162*** (0.74)		-1.597*** (0.51)	-3.133*** (1.18)
Department store	-1.290*** (0.20)		0.297 (0.27)	0.601 (0.88)
Constant term	1.889*** (0.14)	0.861*** (0.17)	3.237*** (0.14)	3.630*** (0.29)
Adjusted R^2	0.806	0.673	0.937	0.901
Hausman test	N/A	35.6***	51.5***	24.9***
Number observed	329	375	329	282

Notes: Significant levels are **at 5 percent; ***at 1 percent. Standard errors are in parentheses.

Figure 5.1 FTR and female labor supply in 1970, 1980, 1985, 1990, and 2000

(source: Council for Gender Equality, Special Committee on the Declining Birthrate and Gender-Equal Participation 2006a)

Figure 5.2 FTR and female labor participation ratio by prefecture in 1971, 1987, and 2002 (source: Council for Gender Equality, Special Committee on the Declining Birthrate and Gender-Equal Participation 2006b)

Figure 5.3 TFR and per capita GDP (source: Council for Gender Equality, Special Committee on the Declining Birthrate and Gender-Equal Participation 2006a)

Figure 5.4 Correlation coefficient between TFR and FLPR by year

Figure 5.5 Optimization problem

Figure 5.6 Skilled labor market

Figure 5.7 Unskilled labor market

Figure 5.8 Equilibrium of product quality and skilled labor

Figure 5.9 Declining population

Figure 5.10 Increasing proportion of skilled labor

<h1>Notes

The authors are very grateful for financial support from the academic project on Economic Analysis of Intergenerational Issues, funded by a Grant-in-Aid for Specially Promoted Research from Japan's Ministry of Education (Grant 18002001).

1. Immigration is another feature of globalization. It may be interesting to explore the impact of immigration on birthrate, but this is a task for our future research.

The case of the open economy is explored in Yomogida and Aoki (2005).

少子化と世代間所得分配の政治経済学

青木玲子

一橋大学・経済研究所・世代間問題研究機構

Rhema Vaithianathan^{1 2}

Department of Economics

University of Auckland

2010年2月

要旨

日本の少子化と高齢化が新たな政策を必要としていることは国民の一致した認識である。さらに、出生率と関係のある育児の応援などの必要性も広く認識されているが、日本の家族援助政策は他の先進国に比べると依然として見劣りする。この問題認識と実施されている対策の不一致の理由として、少子化・高齢化にもなう有権者の年齢分布が考えられる。つまり、退職者や退職間近な高齢の有権者の数の相対的増加にともない、次世代である子供や次世代の代表である子供の親の政治的影響力の低化である。この状況を変える方策として、親が子供の代わりに票を投じるデーメニ(Demeny)投票と呼ばれる投票法が考えられる。導入による世代間の政治的影響力の是正により、家庭に対する政策が手厚くなり、出生率が上昇すると推測できる。

はじめに

低出生率と平均寿命の上昇の結果、日本の65歳を超える人口の割合は世界最大である(小川他、2008)。日本の戦後の出生率の低化は世界的にも最も急なものであった(図1)。特に1989年の出生率は、丙午であった1966年の水準を下回る出産率になり、「丙午ショック」として国民に衝撃をお与えた。その後20年間、つねに出生率の増加の可能性議論され、一般に必要性が認められているにもかかわらず、子供のいる家庭のための政策の制度化が遅れている。

この事態を生んだ、子供や子供のいる家庭への援助政策に取り組もうとする政治的意思の欠如は、育ちざかりの子供を持つ世代の有権者層の縮小が起こり、政治的にかなり脆弱になってしまったという事実起因していると考えられる。

日本では、全ての議会制民主主義国家と同様に、未成年者が「代表なくして課税なし」の原則の例外となっている。また、20歳という選挙権取得年齢は、民主主義国家の中で最も高い。日本では20歳で喫煙や飲酒が認められるが、男性は18歳で結婚できる。つまり、誰として選挙権を持たない家庭が日本国内に存在することを意味している。選挙権を得る年齢の変更は、既に若者の政治への関心と参加の観点から提唱され、平成19年5月に公布された国民投票法で国民投票の投票権は18歳以上の国民が有することになった。さらに政府は同法が施行されるまでに国政選挙の選挙権が18歳以上になるように公職選挙法や民法を調整する姿勢である。

本論分で指摘したいのは、さらに、次世代の利害を反映させる選挙制度改革が可能であり、検討する必要があるということである。子供が有権者(現在では20歳)の年齢に達するまで、親が子供の代理として投票するデーメニ(Demeny)投票制度の採用を検討するべきである。この投票方法はDemeny(1986)が、出生率増加政策を推進するための革新的な方策として提案した制度である。最近ではSanderson(2007)が、年金受給資格年齢を満たす人口の割合がすでに大きく、さらに増加しているドイツや日本といった国々での、年金改革に対する政治的障壁や人口の高齢化への対処法として、同方法に賛同している。

本論分では、まず出生率と政治的に関心が高い年金改革の関係を議論する。特に、年金改革が出生率に対して負の影響がありうることを指摘する。さらに、外国では出生率を上昇するのに有効な家族政策が実行されたこと、また日本でも政策的に反応する余地があることを確認する。にもかかわらず、年金政策とは対照的に家族政策が軽視されている理由として、年金に関心のある有権者の方が子供に関心のある有権者よりも数が多いことを検証する。そして、この二つの有権者層のバランスを回復するのに有効な手段がデーメニ投票法の長短所を議論する。また、普通選挙と女性参政権の確立といった選挙権の拡大の政治経済分析に照らし合わせて子供(または親)への選挙権拡大の実現可能性を考える。

最適以下の出生率と賦課式社会保障

出生率低下がとどまることなく続くのか否かは、人口統計学的に重要な問題であり、いくつかの研究結果がある。Lutz, Skirbekk and Testa (2005) らは、ある条件下では、人口置換水準以下の状態が長期的に安定な均衡となり、本質的に経済がその状態から抜け出すことは不可能で、人口が減少し続けると論じている。

一方、もし低出生率が改善せず人口が減少するとしても、それは本当に問題であるのかという問いもある。Sanderson (2009) が指摘するように、現時点での2050年の日本の予想人口は、1965年の人口水準である。1965年の人口水準で国が普通に機能していたのであるから、人口が減少しているという事実だけで人口対策を必要とすることはないではないだろうか？

しかし、日本の人口減少は、人口規模だけの問題ではないのである。日本の低出生率と平均寿命の上昇は、人口が減少するだけでなく、老いていくことも意味する。出生率を1.39とすると、老年従属人口指数（65歳以上人口の生産年齢人口に対する比率×100）は、2009年の34から2050年には76に倍増すると予想される（金子他、2008）。さらに、日本の高齢者は、勤労者層からの納付金に支えられた賦課式公的年金制度に頼っている（小川他、2008）が、予測されるような高い老年人口指数では、2050年には賦課方式の維持は非常に難しくなり、崩壊の可能性すらある。現に、日本の若者の中には、たとえ年金納付金を納め続けても人口の減少と構造変化の結果、将来の自分の老後には年金が消滅すると主張して、支払いを拒否する者も出てきている。

世界的に統合されつつある労働市場を考慮すれば、予想老年人口指数だけをもとに社会保障制度の赤字の規模を推定するのは間違いであるかもしれない。移民政策が十分に柔軟であるなら、自国の労働者人口が減少し、資本労働比率が上昇するにつれて、若い労働者の余剰と資本不足を有する国からの移民増加が予想される（Sinn、1997）。しかし、悪化をたどっている老年人口指数を是正するために必要な移民の規模は膨大で、現実的にはそのような規模の移民は起こりえないかもしれない。実際、日本が1995年の老年人口指数を維持するには、2050年まで年間約60万人という純移民数が必要と推定される（United Nations、2000）。従来から日本は人口の老齢化を是正する方策として移民を活用することに消極的であり、また市民権取得への障壁も高い現状を考慮すると、不可能に近い数字である。

経済的厚生観点からすると、問題なのは、出生率が人口置換水準より高いか低いかでなく、むしろ、子供を持つことの私的費用と便益が社会的費用と便益から逸脱しているかということである。言い換えれば、子供を産むという決定に関し、市場の失敗が起きているのかを問わなければならない。子供を持つ動機が住宅・税制・雇用などの経済政策に大きく影響を受けるとすれば、人口減少や老年人口

指数上昇が将来起きるかでなく、出生率を最適な水準より低くする経済の歪みが存在するのかが重要な問題なのである。

医療や就学など、子供を持つことに関する私的費用の多くは親が直接負担することではなく、子供に対しての公的な補助金が存在し、その結果市場にまかせた水準よりも高い出生率になっていると考えることもできる (Palvios and Scotese, 1996)。一方、賦課方式では、子供を持つことの便益も課税対象となる。特に、子供が将来就労年齢に達した際に彼らに課せられる税は、退職者に子供がいるか否かに関係なく、退職者の年金や医療費を支えるために使われる。社会保障を受ける際に子供を育てたかは関係なく、他に社会で子供を育てた人がいる限り、老後保障は税や移転支出制度により確保される。さらに、子供の親に対して行うそれ以上の経済的支援は、子供の税引後の所得が当てられ、子供が親を支える意思を低下させることになる。子育てに費用がかかる限り、他者の子にただ乗りする動機が存在する。賦課式年金制度のもとでは、これは出生率が一般的に最適値より低いことを示唆する。

Van Groezen, Leers and Meijdam (2003) は子供に関するこのような外部性をモデル化し、子供を持つことによって与えられる外部便益を内部化するために、子育てに対する補助金が必要となることを示している。このような補助金はパレート改善的である。さらに興味深く政策的に重要であることに、一旦社会が賦課方式を採用すると、年金削減だけでは出生率が不十分であるという状況は、解決されないとも論じている。賦課方式の場合は、年金改革によって、労働者である時期に退職者へ支払われる高い年金を支え、自分が退職した時には低い年金を受ける世代が必ず生じる。この世代に補償金を支払うには、政府が負債を増やさなければならない。しかし、このような負債増加は、負債とその利子を補う将来の増税によって完全に相殺されてしまう。Van Groezenは、この増加した負債は年金改革による便益と等しく、出生率に影響はないことを示している。これは、年金改革についての最近の論議が的を外している可能性を示唆している。

市場の失敗を解決するには、個人が持つ子供の数に応じる税金や補助金を備えた方策が必要である。子育てに対する補助金はまさにそれに当てはまる一方、年金額が子供の数に依存するようにしない限り、年金改革は問題の解決にはならない。にもかかわらず、日本では年金改革が過剰に脚光を浴び、出産に関する政策が十分に注目されていないというのが、まさに我々の意見である。

家族政策と出生率

以上の論議を踏まえると、子育てにかかる費用を相殺し、さらに、年金制度維持に対し出産がもつ多大な外部性を内部化するためには、十分な補助金を子供に対して与えていることが課題となる。

子供が補助を受けている程度を計る一つの方法として、平均出生率と希望出生率（理想家族数）を比較することがある。もし、希望家族数を回答者の効用が飽和する子供の数と解釈すれば、希望値と実際値の差が、親にかかる子供の「価格」を示していることになる。

表1は、日本における理想家族数の調査データである。国立社会保障・人口問題研究所による既婚者を対象とした5年ごとの調査を基にしている（国立社会保障・人口問題研究所(2006)）。サンプル数は、調査年により異なるが、5,603から8,624である。

ほとんどの先進国において、実際の出生率は理想出生率を大きく下回っている。日本では、理想とする子供の数は2006年のEUの平均である2.3と同様であるが、出生率と理想出生率数との差が、1977年から2005年の間に着実に広がっている。その間、理想出生率数が0.12人だけ低下したのに対し、出生率の減少は0.54人となっている。このことは、子育てに関する「費用」が同期間中に増加したことを意味している。

また、出生率と希望する子供の数との差は、育児への補助金や子供に対する現金支給などの出生率増加を支援する政策が、どれほど出生率上昇に効果的であるかを予測する目安にもなる。

2002年の推定によると、日本で子供を育てるには、子供一人当たり年間83.2万円かかる（内閣府、2002年）。賦課方式での子供による正の外部性を前提として、この私的費用は税金と移転支出によって相殺することが可能であるだろう。理想的な移転支出においては、子供に関連する支援や社会保障給付金を通して、幼い子を持つ家庭や高齢者への再分配がなされるべきである。

図2は、子供二人と両親で就労者が一人の家庭の税引・移転支払い金受領後の追加可処分所得の平均を、子供の無い独身就労者の可処分所得との割合（%）で表している。数値は1989年から1999年の10年間の平均である。図にある国の全てで0を超えており、これは専業主婦（夫）と子供がいる家庭が移転支出によって優遇されていることを示唆している。全ての国の平均は18%で、日本は同時期に6.5%と、サンプル中最低から二番目に位置している。

子供のいる家庭への低移転支出は、幼い子を持つ家庭の等価所得³の低さにも反映される。図3は、2005年における各家族年齢帯の等価所得（家計所得を家族数の平方根で割ったもの）の税引・移転支出前の値（当初所得）と全ての税引・移転支出後の値（所得再分配による所得）を示している⁴。データは5,688家庭の調査を基にしている。所得再分配後の所得は、すべての税金や医療・長期在宅介護・国民年金への社会保険料を差し引いて、全ての移転支出・年金それに医療・長期在宅介護・保育などの現物給付を加えたものである。

所得再分配後の所得と当初所得との差は、該当する年齢帯に関する税金または補助金の規模を指している。親が子供を持つことに対して「報酬」を受けている場合は、所得再分配後の子供の所得が当初所得よりも高くなる。全般的に、日本の子供は補助金を受けるよりむしろ税金を払っている家庭に属し、子供の等価所得は退職者を含む他の世代に比べ最低である（総人口平均の304万円に対し294万円）。子供に比べ退職者の等価所得が高いのは、高齢者に集中している医療費は含まれているが公立教育はそうでない⁵という事実⁵に注意をする必要がる。しかし、データは、日本で子供がいる家庭が、退職者に比べ恵まれていないことを示しているといえる。

1980年代から、特に「丙午ショック」以降、国民と政府は、家族政策と低出生率の改善の必要性を認識してきた。その間、深刻化し続ける低出生率の懸念に対し、数々の政策が打ち出されてきた、児童手当の拡大、0から2歳児のための保育施設の増加、保育施設の利用時間帯とサービスの拡大などを含む「エンゼルプラン」を1994年に策定した（内閣府、2009）。

しかし、その後も出生率は低下を続け、1999年には「新エンゼルプラン」が策定された。これには、雇用制度に関する変更や、母子保健医療・支援センターの導入、保育施設に加えて教育環境の整備などが含まれた。さらに、2004年に政府はまた、少子化社会対策大綱という家庭支援「宣言」を打ち出し、家庭支援・出生率増加のために重要な四つの課題（1）若者の自立の推進、（2）仕事と家庭の両立に向けた労働環境の見直し、（3）命の大切さと家族の役割の理解、（4）子育てへの新たな支援と連帯、に乗り出した。

これらは立派な指針ではあるが、政策による介入は遅く不十分なものであるといわなければならない。家族に関わる日本の公的支援は、依然とOECD諸国に遅れをとったままで、国内総生産に対する割合では、ドイツの1.21%、スウェーデンの3.54%、イギリスの3.93%に比べて、わずか0.75%である（厚生労働省、2009）。

子供に関するサービスも十分とはいえない。例えば、就学前の保育施設も不足したままである。公認保育園への入園順番待ちリストには、東京だけで36万人いると報告されている次第である（2009年6月8日付共同通信論説）。また、政府は低出生率は重点課題の一つであると公表して、2008年度予算では、以下の対策が発表されている。

- 託児所の増設に対する資金
- 妊婦の医療検診に対する補助金の増加
- 二人以上の子供がいる家庭への手当金（2歳から5歳までの子供一人当たり3万6千円）

しかし、これらは2008年度予算に行われる単年度対策である。

これまでの政策が有効でないのは、政策の規模が不十分のせいだと考えざるをえない。家族政策がどれほど出産率増加につながるかに関する研究は、多分に行われてきた。直接の現金支給や租税優遇などの家庭援助の政策が出産率増加につながることは、効果の規模については様々な議論があるものの、因果関係は今までに充分立証されている（Holtz, Klerman and Willis, 1997）。最近の証拠の例としては、Milligan（2005）が1997年における8000カナダドル（2009年の円に換算して90万円）を上限とする一回限りの給付金が、出生率に大きな影響を与えたことを示している。彼の論文によると、給付金の結果、出生率は平均で12%上昇し、最高可能な額を受ける資格の者に関しては25%上がった。

Feyrer, Sacerdote and Stern（2008）は、公的支出の子供の数と出産率への影響に関して、OECD各国の横断面データを基にした回帰分析を行っている。その分析によると、国内総生産の1%に当たる量の支出増加は、女性一人当たりにつき子供0.12人の増加につながる。また、全ての種類の公的支出の中で、幼子を対象とした無料託児サービスの提供が最も効果的であり、国内総生産の1%に相当する託児サービス支出の追加につき、出産率が0.13上昇している。出産率に関する家庭優遇政策の効果は絶大であり、それは出産に関わる費用低下といった直接的効果だけでなく、追加的な、幼い子供を持つ友人や親戚を多く持つことからくるデモンストレーション効果によるようだと結論をだしている。

有権者の高齢化問題

既存の理論的や実証的な研究は、有権者年齢の中央値と国民総生産のうち年金に使われた割合との間には、正の相関関係が存在することを確立している（Tabellini, 1990 ; Breyer and Craig, 1997）。現在の日本の有権者年齢の中央値は51歳で、これからの15年間でさらに上昇することが予想される。数を背景とした高齢有権者層の強力な影響力は、高齢者から若者へといった公的資金の方向転換が、政治的困難に直面することを示唆している。

日本において政党の政治方針を決定するにあたり、高齢者にどれほど影響力があるかを理解する手がかりとして、表2は、2003・2005・2007年の国政選挙における、与党自由民主党⁶のマニフェストの上位3項を党自身が列挙した順番で示している。そのうち二つで年金が上がっている。しかし、国民の間に危機感があり、多数の諮問委員会や調査会の対象となった、子供や家族に関する政策は2007年に教育が3番目に上がっているだけである。

所得再分配政策の傾向を示す最新の例では、財政力の高い既存医療保険に負担増を求める案である（日本経済新聞「高齢者医療財源仕組み見直し-厚労省検討」2009年6月19日）。これがもし導入されれば、サラリーマン医療保険に対する負担が増え、若者から高齢者への所得再分配を助長することになる。なぜなら、

最も重い負担を強いられる医療保険は、高齢者が少なく、ゆえに支払金が保険料収入に比べ少ないからである。

高齢者に有利な政策の背景の人口の年齢分布、特に有権者のなかでの割合を示したのが図4である。現在日本の有権者の中位値は51歳であるが、15年後には65歳が中位値になる。人口の半分が年金受給者になる。一方、次世代をにやう20歳未満の人口は全体の37%であるが、有権者の中での割合は0%である。

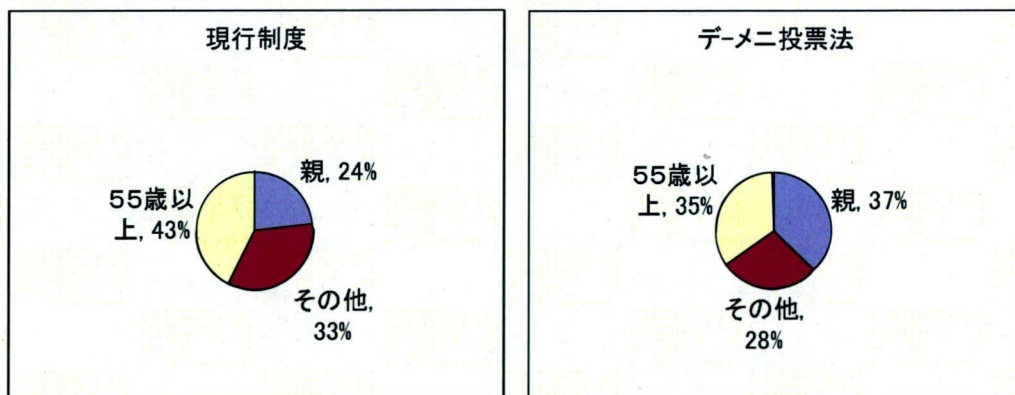
家族政策改善に対する政治的意思や興味の欠如を考慮すると、未成年者に投票権を与えるのは現実的でないので、親が自分の子供の代理投票するデーメニ投票

(Demeny, 1986)の導入を検討するべきである。平成17年国勢調査と社人を基に計算すると、約24%の有権者は18歳未満の子供を持つ親である。一方、55歳以上の有権者、つまり年金支給に強い関心を有する層は有権者の43%を占め

(図5左参照)、政治家に対してかなり強い影響力がある。55歳以上の有権者層は、これから生まれてくる子供達が自分らの退職後の生活を支えるような生産性を得るまでにかかる時間が長過ぎるため、出生率増加によって得るものが少ない。その反面、生まれてくる子供は公的資金の更なる流出源となり、社会保障給付の減少につながりかねない。

デーメニ投票法の導入により、ただちに親の投票による影響力が強まるであろう。前出の統計を使って計算すると、この投票法は親(と子供)の有権者層を全体の37%に増やし、55歳以上の有権者層を35%に減らす(図5右参照)。よって、二つの世代間のバランスがとれるようになり、家族政策が国政選挙で真剣に議論されるようになるだろう。

図5：現行制度⁷とデーメニ投票法の比較



出所: 総理府統計局(2005) 「平成17年度国勢調査」

デーメニ投票法導入による有利点として、さらに子供に対する補助金を政府が信憑性を維持しながら長期にわたり継続する仕組みができることが揚げられる。前述のように日本の家族政策の歴史は一貫性を欠いてきた。子供を持つ決断には長期的な展望が必要であり、政策が長続きすると人々が信じない限り、出産率が家

庭優遇政策に呼応する可能性は低い。子供の利害が選挙に反映されやすいようにすることで、社会保障費用が上昇する中、日和見的な政策努力の低下が防げるであろう。

親に自分の子供のために代理投票行う権利を与えるという我々の提案は、親に二票投じる権利を与えるのと同じではないのかという問いもできる。これは明らかにそうではあるが、社会は、親が子供の学校・医者・読み物などの選択のように、子供に直接影響する選択させている。我々は常に、親が子供にとって最善の行動をとることを前提にしている。そして、これらの選択のなかには子供にとって、選挙での一票よりもはるかに大切であるものが多くある。さらに、親が子のためにどのような投票をしようとも、それは子供の政治的代表を完全に否定するよりも、子供にとってよい結果につながると考えられる。

むすび

従来日本の家族は世代間の所得再分配を、家族の枠組みの中で行ってきた。しかし、所得再分配に関して、政府が増々重要な役割を果たすようになってきた（大和、2006）。よって、各世代が政治の場で代表されることが大切になってきたのである。現在の政治制度では、子供の世代が不平等に不利になり、権利を奪われる危険にさらされている。子供からの将来の税金が高齢者の年金を支えるように頼りにされ、子供らはその支援をするために懸命に教育を受ける努力をしているとすれば、「代表なくして課税無し」という古くからの格言は、この問題に深く関係するという議論も事実可能である。

デーメニ方法導入の最大の問題はどうやって現行の有権者を説得するかということである。歴史をみると、普通選挙の導入や女性参政権が実現される前はほとんどない、あり得ないことだと思われ、当時のインテリが反対していた。しかし、いずれも選挙によって実現した。つまり選挙権を拡大することによって政治力が低下する既存の選挙権自身が選挙権拡大を希望したのである。この説明として、Acemoglu and Robinson (2000)は19世紀ヨーロッパでは選挙権をもっていた上流階級が革命を恐れて無産階級に参政権を拡大したと主張している。また、Dodepke and Tertilt (2009)は女性の参政権は次世代への人的投資、つまり教育を担う人々への権利拡大であることを指摘している。労働市場が発達して社会が熟練労働を必要とするようになったことが背景にある。女性への権利拡大により男性の票の重みは半分になり政治力が減るにもかかわらず、女性の参政に男性が賛成して実現したのである。男性は自分の子供が労働者としてよりよい立場になることと、自分の娘が結婚した時に有利になることように女性の参政の希望したのである。

現代の事情を考えてみると、高齢世代が自分たちへの資源配分を第一にするのは当たり前であるが、長期的には次世代への投資が必要なのも明らかである。しかし、高齢世代の人間はそれぞれ自分だけが犠牲にはなりたくないため、将来を懸

念しながらも、高齢世代へ配分を指示し続ける。次世代の政治力を強化することにより、自分全体にとって望ましい高齢世代から次世代への資源の移転を実現し、しかも長期的にコミットできるのである。デメーニ投票への移行は次世代への投資を保障するメカニズムと考えれば、高齢世代も制度導入に賛成するのではないだろうか？

脚注

¹ リーマ・ヴァイシアナサン

² この研究の各段階で助言をいただいた森口千晶氏、Matthew Ryan 氏、および Warren Sanderson 氏に感謝いたします。青木玲子は、文部科学省科学研究費補助金による特別推進研究プロジェクト「世代間問題の経済分析」（課題番号 18002001）への支援と、厚生労働省からの政策評価研究に対する厚生労働科学研究費補助金に、リーマ・ヴァイシアナサンは社会福祉法人恩賜財団母子愛育会外国人研究者プログラムからの補助金支援と一橋大学経済研究所の厚遇に、それぞれ感謝いたします。

³ 等価所得は世帯所得から世帯員の所得を計算するに当たって、世帯の規模の経済を考慮した数で割った所得のことである。 n 人世帯員がいる場合、所得を n でなく \sqrt{n} で割る。

⁴ 即ち、各年齢帯について、年齢帯に当てはまる家族構成員がいる家庭を対象とした平均等価所得を図は示している。

⁵ 教育は社会全体にとって利便をもたらす、公共財的性格があるためである。

⁶ ここでは与党のみ例にあげているが、他の主な政党のマニフェストも同様である。他の政党も 2005 年は民営化に焦点がしぼられている。また、上位 3 位しかここにはないが、少々下位まで増やしても状況は同じである。

⁷ 親は 18 歳未満の子供と同居する親。国勢調査は 18 歳を基準にしているため、有権者は 18 歳以上の国民、子供は 18 歳未満と定義して計算してある。

参考文献

国立社会保障・人口問題研究所(2002)「日本の将来推計人口(平成18年12月推計)」.

国立社会保障・人口問題研究所(2006)「第13回出生動向基本調査「結婚と出産に関する全国調査(夫婦調査)」

内閣府(2009)「少子化社会白書」政策統括官(共生社会政策担当)

内閣府(2002)「社会全体の子育て費用に関する調査研究報告書」政策統括官(共生社会政策担当)

総理府統計局(2005)「平成17年度国勢調査」

Acemoglu, Daron and James A. Robinson (2000). "Why Did the West Extend the Franchise? Democracy, Inequality, and Growth in Historical Perspective," *Quarterly Journal of Economics*, vol. 115: 1167-1199.

Breyer, Friedrich and Ben Craig (1997). "Voting on Social Security: Evidence from OECD Countries," *European Journal of Political Economy*, vol. 13(4): 705-724.

Demeny, Paul (1986). "Pronatalist Policies in Low-Fertility Countries: Patterns, Performance and Prospects," *Population and Development Review*, vol. 12 (Supplement): 335-358.

Dodepke, Matthias and Michele Tertilt (2009). "Women's Liberation: What's in it for Men?" *Quarterly Journal of Economics*, vol.124:1541-1591.

Feyrer, James, Bruce Sacerdote and Ariel Dora Stern (2008). "Will the Stork Return to Europe and Japan? Understanding Fertility within Developed Nations," *Journal of Economic Perspectives*, vol. 22(3): 3-22.

Gauthier, A.H. (2003). *Comparative Family Benefits Database (Version 2)*. University of Calgary.

Goldstein, Joshua, Wolfgang Lutz and Maria-Rita Testa (2004). "The Emergence of Sub-Replacement Fertility Ideals in Europe," *Population Research and Policy Review*, vol. 22(5-6): 479-496.

Holtz, J., J. Klerman and R. Willis (1997). "The Economics of Fertility in Developed Countries", in Rosenzweig, M. and O. Stark (eds), *Handbook of Population and Family Economics*. Elsevier: Amsterdam.

Kaneko, Ryuichi, Akira Ishikawa, Futoshi Ishii *et al.* (2008). "Population Projections for Japan: 2006–2055: Outline of Results, Methods and Assumptions," *Japanese Journal of Population*, vol. 6(1).

Lutz, Wolfgang, Vegard Skirbekk and Maria Rita Testa (2005). *The Low Fertility Trap Hypothesis : Forces That May Lead to Further Postponement and Fewer Births in Europe*, Economic Demographic Research Papers, Vienna Institute of Demography.

Milligan, Kevin (2005). "Subsidizing the Stork: New Evidence on Tax Incentives and Fertility," *Review of Economics and Statistics*, vol. 87(3): 539-555.

Ogawa, Naohiro, Andrew Mason, Amonthep Chawla and Rikiya Matsukura (2008). *Japan's Unprecedented Aging and Changing Intergenerational Transfers*, Paper presented at NBER conference, June 19-21.