

関係にあるということは、移民児童世帯の不完全雇用状況が高いことを示唆していると言えよう。

世帯員一人あたりの平均所得は1994年と1999年の間の物価上昇分を考慮していないため、単純な比較はできないが、非貧困世帯・貧困世帯共に上昇傾向にある。非貧困世帯・貧困世帯双方において賃金所得の世帯収入に占める割合が上昇し、公的扶助の占める割合が減少している。ただし、非貧困世帯におけるネイティブのマイノリティ児童において世帯員一人あたりの平均所得が\$6654から\$6059へと減少し、同時に公的扶助の世帯収入に占める割合が94年の2.4パーセントから11.1パーセントに上昇している。貧困世帯における経済状況は94年から99年の間に概ね好転している。世帯員一人あたりの平均所得、賃金所得が世帯収入に占める割合が上昇し、公的扶助の割合が減少している。

表6は、世代別にみた子どものいる世帯における両親の雇用状況を示している。半失業者と失業者の割合は低いため、ここでは両方を合わせた数値を示す。94年と99年を比較してみると、両親共に雇用されている割合が上昇し、雇用者全体における不完全雇用者の割合も減少している。1990年代後半に入り”working poor”が増加したという指摘もあったが、子どものいる世帯に関しては必ずしもそうとは言えず、概ね近年見られる経済状況の好転、貧困者・貧困率減少に沿った傾向が見られる。しかし、マクロな経済状況の変化の影響は一律ではない。例えば、母親の就業状態は全体としては軒並み好転しているにもかかわらず、不完全雇用されている母親のうち、低所得者の割合がネイティブのマイノリティ児童と移民児童ほぼ全体において上昇した。マイノリティグループでは、低所得による不完全雇用の母親が、94年の7.8パーセントから99年の8.5パーセントへ、移民児童では、不完全雇用の母親が7.2パーセントから9.8パーセントへ上昇した。中でも第一世代児童での母親の低所得による不完全雇用の伸びは大きく、その割合は12.1パーセントから16.8パーセントへ上昇した。また不完全雇用されている母親のうち、第一世代児童の米国民児童の間では、短時間勤務の割合が94年の3.7パーセントから99年の8.6パーセントへ上昇した。

次に両親の雇用状況を世代ごとに横断的に概観する。1999年時点において非貧困世帯で雇用されている父親の割合は、ネイティブ、移民児童共に約7割であり大きな差は見られない。第一世代児童の父親（米国民）が76.7パーセントと最も高い。しかし、不完全雇用されている父親の割合を見ると、ネイティブ児童の父親が6.6パーセント、移民児童が12.9パーセントと移民児童の方が約2倍である。中でも両親2人が外国生まれの第二世代児童と米国民以外の第一世代児童の不完全雇用割合が高く（15%、16%）、表5で見た賃金所得が世帯収入に占める割合から得られた結果と一致している。ネイティブのマイノリティ児童は、父親が雇用されている割合は低いものの（45.5%）、雇用されている父親の雇用状況は不完全の割合が低いと言える（7.4%）。

不完全雇用の状況は、属性の違いによりその内容にも違いが見られる。ネイティブ児童、

第二世代児童では、短時間労働による不完全雇用の父親の割合が最も高い（ネイティブ 3.0%、第二世代 5.1%）。しかし、第一世代児童においては、低所得による不完全雇用の父親の割合が最も高く（6.5%）、中でも米国民以外の児童の場合、その割合（7.3%）が高い。

母親の雇用状況は、雇用されている割合からみるとネイティブ児童が 66 パーセント、移民児童が 54 パーセントで、ネイティブ児童の方が高い。移民児童間では、第二世代児童で両親 2 人が外国生まれの児童と第一世代で米国民ではない児童の母親の雇用割合が低い（それぞれ、50%、45%）。不完全雇用されている母親の割合は、ネイティブよりも移民児童で高く、それぞれ 16 パーセント、24 パーセントである。ネイティブ児童では白人とマイノリティグループで雇用されている母親の割合は 65 パーセント前後で差はないものの、不完全雇用の割合は、白人が 13 パーセント、マイノリティが 26 パーセントとマイノリティの方が約倍である。第一世代児童でも特に米国民以外の児童は、雇用されている母親の割合も低レベルであるが（45%）、不完全雇用されている母親の割合も 37 パーセントと高い。母親の不完全雇用の構成は、ネイティブ、第二世代、第一世代児童共通して低所得によるものの割合が一番高い（それぞれ 6.6%、8.7%、16.8%）。しかし、ネイティブのマイノリティ児童、第二世代のうち両親 1 人が外国生まれの場合には、半失業による不完全雇用が最も高くなっている（それぞれ 10%、6.4%）。

5. まとめ

本報告では、米国における児童の貧困状況を、ネイティブ児童と移民児童（第一世代と第二世代）と比較しながら概観した。米国は先進諸国の中でも児童貧困率の高い国であり、児童の貧困に関する数多くの先行研究がある。しかし、移民人口が増加しており、児童人口の 5 人に 1 人がいまや移民第一世代・第二世代であるにもかかわらず、移民児童の貧困状況を世代別に比較した研究は数少ない。本報告では 1994 年、1999 年の米国 Current Population Survey (CPS) データを用い、児童の経済状況を、ネイティブ児童と移民児童に大きく分類して比較を試みた。一口にネイティブと移民といっても、そのグループ内でも大きな違いが見られるため、ネイティブは白人と白人以外のマイノリティグループに、移民は世代別に分けて検討を試みた。

分析の結果、総じて移民児童はネイティブ児童と比べて貧困状況にある児童の割合が高く、公的扶助を受給している児童の割合も高い。両親の雇用状況から見ても、移民児童の方が低所得、短時間労働など不完全雇用されている父親・母親の割合が高い。特に移民第一世代児童（アメリカ国民以外）は、この分析で用いた全ての指標において貧困の度合いが相当厳しい状態にあることが明らかになった。ネイティブ児童では、マイノリティグループ児童の貧困状況が深刻なものであることを伺わせる。しかし貧困状況下にある移民児童はネイティブ児童と比べて公的扶助受給の割合は低く、収入源も賃金所得の割合が高い。

ただし、1994 年と 1999 年のデータを比較してみると、ネイティブ、移民世代のいかな

にかかわらずおおむね児童の経済状況は好転していると言える。しかし、第一世代児童（アメリカ国民以外）の公的扶助受給率は急激に減少しており、1996年に行われた福祉改革が子どものいる移民世帯に与えた影響の大きさを示唆している。

今後の課題として、児童の貧困及び児童のいる世帯における貧困、不完全雇用、公的扶助受給の規定要因に関して多変量解析を用いて分析する。特に世代別の移民児童とネイティブ児童の比較に焦点を当てて検討を試みる。また可能であれば1996年の福祉改革が子どものいる移民世帯に与えた影響についても考察を加えたい。

参考文献

- Borjas, George J., and Stephen J. Trejo. 1990. *Immigrant Participation in the Welfare System*. National Bureau of Economic Research Working Paper No.3423.
- Clogg, Clifford, C. 1979. *Measuring Underemployment: Demographic Indicators for the United States*. New York: Academic Press.
- Eggebeen, David J., and Daniel T. Lichter. 1991. "Race, Family Structure, and Changing Poverty among American Children." *American Sociological Review* 56(December): 801-817.
- Fix, Michael, and Jeffrey Passel. 2002. *The Scope and Impact of Welfare Reform's Immigrant Provisions*. Discussion Papers 02-02, The Urban Institute: Washington D.C.
- Hao, Lingxin, and Yukio Kawano. 2001. "Immigrants' Welfare Use and Opportunity for Contact with Co-Ethnics." *Demography* 38(3): 375-389.
- Jensen, Leif. 1988. "Patterns of Immigration and Public Assistance Utilization, 1970-1980." *International Migration Review* 22(1): 51-83.
- Jensen, Leif, David J. Eggebeen, and Daniel T. Lichter. 1993. "Child Poverty and the Ameliorative Effects of Public Assistance." *Social Science Quarterly* 74(3): 542-559.
- Jensen, Leif, and Yoshimi Chitose. 1994. "Today's Second Generation: Evidence from the 1990 U.S. Census." *International Migration Review* 28(4): 714-735.
- Jensen, Leif, and David J. Eggebeen. 1994. "Nonmetropolitan Poor Children and Reliance on Public Assistance." *Rural Sociology* 59(1): 45-65.
- Jensen, Leif. 2001. "The Demographic Diversity of Immigrants and Their Children." Pp. 21-56 in *Children of Immigrants in America: Ethnicities*, edited by Rubén Rumbaut and Alejandro Portes. University of California Press.
- Keely, Charles, B. 1975. "Effects of U.S. Immigration Law on Manpower Characteristics of Immigrants." *Demography* 12(2): 179-191.
- Lichter, Daniel T., and David J. Eggebeen. 1992. "Child Poverty and the Changing Rural Family." *Rural Sociology* 57: 151-172.
- Smith, James P., and Barry Edmonston (eds.) 1998. *The Immigration Debate: Studies on the Economic, Demographic, and Fiscal Effects of Immigration*.

Washington D.C., National Academy Press.

UNICEF. 2000. A League Table of Child Poverty in Rich Nations. Florence, Italy: UNICEF Innocenti Research Centre.

U.S. Bureau of the Census. 1999. Poverty in the United States: 1998. Current Population Reports. Series P60-207. Washington, DC: U.S. Government Printing Office.

U.S. Bureau of the Census. 2001. The Foreign-Born Population in the United States: 2000. Current Population Reports. Series P20-534. Washington, DC: U.S. Government Printing Office.

後藤玲子、阿部 彩 (2001) 「アメリカ合衆国」仲村優一・阿部志郎・一番ヶ瀬康子編『世界の社会福祉年鑑 2001』旬報社、269-318.

表1 世代別児童数 1994年・1999年

	1999年				1994年				94-99年	
	推計人口(千人)	サンプル数	全児童人口に占める割合(%)	推計人口(千人)	サンプル数	全児童人口に占める割合(%)	推計人口	変化率(%)		
全児童合計	70,199	32,900	100.0	67,905	38,068	100.0		3.4		
ネイティブ児童 ¹	56,300	26,398	80.2	56,024	31,419	82.5		0.5		
白人	20,040	20,040	60.9		24,324	63.9				
その他	6,359	6,359	19.3		7,095	18.6				
移民児童(第一・第二世代合計)	13,899	6,502	19.8	11,881	6,649	17.5		17.0		
第二世代児童 ²	11,723	5,489	16.7	9,643	5,395	14.2		21.6		
両親1人が外国生まれ		2,195	6.7		2,313	6.1				
両親2人とも外国生まれ		3,294	10.0		3,082	8.1				
第一世代児童 ³	2,176	1,013	3.1	2,241	1,254	3.3		-2.9		
米国民		131	0.4		145	0.4				
米国民以外		882	2.7		1,109	2.9				

注

1. ネイティブ児童は、こども本人、両親共に米国生まれの0～17歳の児童
2. 第二世代児童は、こども本人は米国生まれだが両親のうち、少なくとも1人が外国生まれの0～17歳の児童
3. 第一世代児童は、こども本人、両親共に外国生まれの0～17歳の児童
4. サンプル数はウエートがかかっているため、合計が一致しないケースもある

Source: Current Population Survey (CPS) 1994, 1999

表2 両親の居住状況 (%)

	1999年		1994年	
	両親同居	父不在 母不在	両親同居	父不在 母不在
ネイティブ児童	73.3	22.4	74.7	22.1
白人	81.1	14.8	83.2	14.0
その他	48.8	46.3	45.6	49.7
移民児童	78.2	18.7	79.4	18.0
第二世代児童	77.3	19.8	78.9	18.5
両親1人が外国生まれ	74.5	21.8	77.3	19.4
両親2人も外国生まれ	79.2	18.4	80.0	17.9
第一世代児童	83.3	13.1	81.7	15.6
米国民	83.2	13.5	85.2	12.5
米国民以外	83.3	13.0	81.2	16.1

Source: Current Population Survey (CPS) 1994, 1999

表3 両親の学歴 (%)

	1999年						
	父 親			母 親			
	高校未満	高校卒	大学中退 大学以上	高校未満	高校卒	大学中退 大学以上	
ネイティブ児童	9.0	32.2	27.4	31.4	38.9	31.3	24.6
白人	7.3	30.9	27.4	34.5	33.3	31.8	28.2
その他	17.8	38.4	27.5	16.3	35.6	29.7	13.1
移民児童	33.5	23.1	17.4	26.0	25.0	18.7	21.0
第二世代児童	32.4	23.3	18.0	26.3	25.3	20.1	21.3
両親1人が外国生まれ	17.3	23.8	23.9	35.0	28.8	27.6	27.6
両親2人とも外国生まれ	42.1	23.0	14.2	20.7	23.0	15.1	17.1
第一世代児童	39.0	21.8	14.5	24.7	23.4	11.5	19.6
米国民	17.7	26.4	25.8	30.1	35.5	15.6	30.9
米国民以外	42.1	21.2	12.9	23.9	21.6	10.9	18.0

	1994年						
	父 親			母 親			
	高校未満	高校卒	大学中退 大学以上	高校未満	高校卒	大学中退 大学以上	
ネイティブ児童	10.1	33.7	27.4	28.8	36.9	30.8	20.0
白人	8.7	32.5	27.5	31.2	36.4	31.4	23.1
その他	18.3	40.7	26.6	14.4	38.8	28.9	9.1
移民児童	34.3	21.1	17.7	26.9	24.9	19.5	18.4
第二世代児童	32.3	21.5	19.1	27.2	26.1	21.4	18.1
両親1人が外国生まれ	15.3	21.6	27.8	35.3	30.3	30.5	22.6
両親2人とも外国生まれ	44.7	21.4	12.7	21.2	22.9	14.6	14.7
第一世代児童	42.8	19.4	12.0	25.8	20.1	11.4	19.8
米国民	18.5	25.5	19.9	36.1	31.1	19.6	25.9
米国民以外	46.1	18.6	10.9	24.4	18.7	10.3	19.1

Source: Current Population Survey (CPS) 1994, 1999

表4 世代別 貧困・公的扶助受給状況 1994年・1999年

	1999年				1994年					
	貧困率	貧困ライン 50%以下	公的扶助 受給率	貧困世帯児童の 公的扶助受給率	貧困ライン50%以下児童 の公的扶助受給率	貧困率	貧困ライン 50%以下	公的扶助 受給率	貧困世帯児童の 公的扶助受給率	貧困ライン60%以下児童 の公的扶助受給率
ネイティブ児童	15.8	7.0	8.9	6.2	3.3	19.5	9.2	14.6	11.1	6.4
白人	9.7	3.8	4.9	3.0	1.3	12.7	4.9	8.3	5.6	2.8
その他	35.1	17.0	21.3	16.0	9.6	42.8	23.8	36.4	29.8	18.7
移民児童	25.4	9.9	11.5	7.6	3.8	29.9	10.8	15.9	11.4	4.8
第二世代児童	24.4	9.5	11.9	8.1	4.0	27.8	10.2	15.3	11.1	4.8
両親1人が外国生まれ	17.9	7.7	11.1	7.6	3.8	20.0	8.5	11.6	9.1	4.4
両親2人とも外国生まれ	28.8	10.6	12.5	8.4	4.0	33.7	11.4	18.1	12.7	5.1
第一世代児童	31.0	12.4	9.3	5.0	3.1	39.0	13.5	18.1	12.7	4.8
米国民	11.1	3.0	5.8	1.9	0.0	11.0	5.5	17.0	3.6	1.6
米国民以外	34.0	13.8	9.8	5.5	3.6	42.6	14.5	18.2	13.9	5.2

Source: Current Population Survey 1994, 1999

表5 世代別 世帯員一人あたり平均所得と世帯収入源割合 1994・1999年

	1999年											
	非貧困世帯児童					貧困世帯児童						
	一人あたり 平均収入(\$)	世帯収入源 賃金所得 (%)	公的扶助 (%)	その他 (%)	一人あたり 平均収入(\$)	世帯収入源 賃金所得 (%)	公的扶助 (%)	その他 (%)	一人あたり 平均収入(\$)	世帯収入源 賃金所得 (%)	公的扶助 (%)	その他 (%)
ネイティブ児童	14650.7	81.7	4.0	14.3	2613.6	57.4	23.2	19.4				
白人	19720.0	83.3	1.9	14.8	2887.8	59.3	16.2	24.5				
その他	6059.0	76.8	11.1	12.1	2374.8	55.9	29.3	14.8				
移民児童												
第二世代児童	11574.3	81.4	5.3	13.3	2434.0	65.7	18.1	16.2				
両親1人が外国生まれ	11975.3	81.1	5.4	13.5	2460.6	64.3	19.5	16.2				
両親2人とも外国生まれ	14653.0	81.7	4.7	13.6	2615.6	61.3	22.3	16.4				
第一世代児童	10190.3	80.6	5.9	13.5	2396.5	65.5	18.3	16.2				
米国民	9401.2	83.2	4.4	12.4	2320.7	72.2	11.7	16.1				
米国民以外	13892.8	79.8	1.2	19.0	2626.6	56.3	6.0	37.7				
	8737.3	83.7	4.9	11.4	2305.8	72.9	12.0	15.1				

	1994年											
	非貧困世帯児童					貧困世帯児童						
	一人あたり 平均収入(\$)	世帯収入源 賃金所得 (%)	公的扶助 (%)	その他 (%)	一人あたり 平均収入(\$)	世帯収入源 賃金所得 (%)	公的扶助 (%)	その他 (%)	一人あたり 平均収入(\$)	世帯収入源 賃金所得 (%)	公的扶助 (%)	その他 (%)
ネイティブ児童	10673.2	75.6	8.7	15.7	2100.3	37.7	41.2	21.1				
白人	11845.6	79.4	4.2	16.4	2301.9	43.2	29.5	27.3				
その他	6654.3	63.0	2.4	34.6	1895.7	32.2	52.7	15.1				
移民児童												
第二世代児童	8609.1	76.6	9.3	14.1	2091.7	56.6	27.9	15.5				
両親1人が外国生まれ	9016.0	76.7	9.0	14.3	2099.6	53.7	29.5	16.8				
両親2人とも外国生まれ	11029.1	77.5	7.6	14.9	2122.6	47.5	35.1	17.4				
第一世代児童	7504.8	76.2	10.1	13.7	2089.3	56.4	27.0	16.6				
米国民	6858.8	75.8	10.7	13.5	2067.5	65.6	22.7	11.7				
米国民以外	10027.0	76.9	5.5	17.6	*	*	*	*				
	6444.4	75.7	11.4	12.9	2078.4	66.0	22.6	11.4				

Source: Current Population Survey 1994, 1999

注1. 各収入源が世帯収入に占める割合(平均)

注*. サンプル数が少なかったため、割愛

表6 世代別 両親の雇用状況 1994年・1999年

	1999年											
	父親					母親						
	雇用されて いる割合	完全雇用	不完全雇用	不完全雇用 短時間	失業 ¹	雇用されて いる割合	完全雇用	不完全雇用	不完全雇用 短時間	低所得	失業 ¹	
ネイティブ児童	71.0	93.4	6.6	1.7	3.0	1.9	65.9	83.6	16.4	6.6	5.1	4.7
白人	79.1	93.6	6.4	1.6	3.0	1.8	66.3	86.9	13.1	6.0	4.2	2.9
その他	45.5	92.6	7.4	2.2	3.1	2.0	64.6	74.0	26.0	8.5	7.5	10.0
移民児童	71.6	87.1	12.9	4.2	5.2	3.5	53.7	76.0	24.0	9.8	7.0	7.3
第二世代児童	70.6	87.4	12.6	3.8	5.1	3.7	54.9	77.6	22.4	8.7	6.4	7.4
両親1人が外国生まれ	68.1	91.4	8.6	2.2	3.1	3.2	62.0	81.6	18.4	6.1	5.9	6.4
両親2人も外国生まれ	72.3	84.7	15.3	4.9	6.4	4.0	50.1	74.3	25.7	10.7	6.8	8.2
第一世代児童	76.7	85.2	14.8	6.5	5.9	2.4	47.3	65.9	34.1	16.8	10.8	6.5
米国民	79.6	95.6	4.4	1.3	2.3	0.8	63.8	82.1	17.9	8.4	8.6	0.9
米国民以外	76.3	83.6	16.4	7.3	6.4	2.7	44.9	62.8	37.2	18.4	11.2	7.5

	1994年											
	父親					母親						
	雇用されて いる割合	完全雇用	不完全雇用	不完全雇用 短時間	失業 ¹	雇用されて いる割合	完全雇用	不完全雇用	不完全雇用 短時間	低所得	失業 ¹	
ネイティブ児童	68.9	89.2	10.8	2.3	4.9	3.6	61.3	78.1	21.9	6.8	7.1	8.0
白人	77.3	88.8	11.2	2.3	5.3	3.6	64.4	81.5	18.5	6.6	6.4	5.5
その他	39.9	90.6	9.4	2.4	3.5	3.5	50.8	65.8	34.2	7.8	9.6	16.8
移民児童	67.3	79.6	21.4	6.1	7.5	6.9	48.2	71.9	28.1	7.2	8.9	12.0
第二世代児童	68.2	81.7	18.3	5.2	6.8	6.3	48.7	74.8	25.2	6.1	7.7	11.4
両親1人が外国生まれ	69.1	86.5	13.5	4.3	5.0	4.2	55.4	78.5	21.5	4.3	6.6	10.6
両親2人も外国生まれ	67.5	78.0	22.0	5.9	8.3	7.8	43.6	71.3	28.7	7.7	8.8	12.2
第一世代児童	63.6	69.7	30.3	10.1	10.6	9.6	46.1	59.2	40.8	12.1	14.2	14.6
米国民	68.9	79.6	20.4	7.7	5.4	7.3	68.5	74.5	25.5	13.9	3.7	7.9
米国民以外	62.9	68.4	31.6	10.4	11.3	9.9	43.1	56.4	43.6	11.7	16.1	15.8

注 1. 失業者も含む

Source: Current Population Survey 1994, 1999

第3章

保育サービス

厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業

「こどものいる世帯に対する所得保障、税制、保育サービス等の効果に関する総合的研究」

母親の就業に及ぼす保育費用の影響*

大石 亜希子

(国立社会保障・人口問題研究所)

2002年3月31日

要 旨

本稿では、『平成10年国民生活基礎調査』の個票に基づき、保育費用が母親の労働供給と保育需要に及ぼす影響を両者の同時決定関係を考慮しながら分析した。その結果、保育費用は保育需要に有意にマイナスの影響を及ぼしていたが、労働供給には有意な影響が観察されなかった。また、保育需要の保育料弾力性は -0.65 程度と、集計データに基づく駒村(1996)の推定値よりかなり小さかった。

* 本稿で使用した個票データは厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業「社会保障の改革動向に関する国際共同研究」の「共同研究3:所得分配に関する国際比較研究」において目的外使用申請を行い、厚生労働省大臣官房統計情報部長の承認を得たものである(統発第117号、平成13年4月3日)。

1. はじめに

現在、小泉政権の「待機児童ゼロ作戦」のもとで保育可能な定員を増加させ、待機児童の問題を解消して女性の就業を促進することが目指されている。こうした量的な拡大を可能とするために、保育所設置に係わる諸規制は緩和される方向にあり、保育サービス事業への新規参入が促されている。

待機児童の存在は、認可保育所の保育サービスにおける需要が供給を上回っていることを意味する。この場合、待機児童を解消するには供給量を増加させる方法と保育サービスの価格を操作する方法が考えられるが、現在の政策は専ら量的な調整に重心を置き、価格操作は政策の選択肢として考慮されていない。しかしながら現在の認可保育所の保育料は実際の保育コストよりもはるかに低い水準に設定されており、保育所利用者は多大な便益を受けていることは高山(1982)、勝又(1992)、鈴木(1993)などが指摘している。均衡価格以下に設定されている保育料が需要を喚起し、待機児童を生んでいる面もあろう。保育政策を評価するには、女性の就業が保育所の利用可能性や保育料にどのように影響されているかを実証的に把握しなくてはならない。

本稿の目的は、保育費用が保育需要と母親の労働供給に及ぼす影響を明らかにすることである。

2. 既存研究

保育費用が保育需要や母親の労働供給に及ぼす影響については、アメリカには多数の実証研究の蓄積がある。それについては Blau(2001)に譲るとして、ここでは日本における既存研究をサーベイする。駒村(1996)は、都道府県別の集計データを利用して保育所入所率を被説明変数とする保育需要誘導式を推定した。保育需要誘導式の説明変数には、保育費用が含まれている。ここでの保育費用は、都道府県の県庁所在地における第9階層の3歳未満時保育料である。保育需要誘導式の推定結果を女性労働力率決定式の説明変数に含め、女性労働供給関数を推定している。保育需要(保育所入所率)の保育費用弾力性は -2.639 とかなり大きい。また、保育費用自体は労働供給に直接的に有意な影響を与えていない。これは高い保育料のために入所を断念した需要が幼稚園、無認可保育所、親族などに向かったためであろうと解釈されている。

滋野(2001)は厚生省「人口動態社会経済面調査(出生)」(1996年)データを利用して保

育費用が女性の就業及び育児休業取得に及ぼす影響を分析した。このデータは、生後半年～8ヵ月の子どもを持つ母親を対象に、世帯年収、就業の有無、就業形態、育児休業中か否か、保育形態、保育費用を調査している。保育費用関数の推定結果を就業確率関数と育児休業取得確率関数に挿入し、保育費用が母親の就業や育児休業に及ぼす効果を計測している。その結果、保育費用は就業にマイナス、育児休業にプラスの効果を持っていることが明らかにされている。ただしこのデータの問題として、母親本人の所得が不明である上に、世帯年収には母親自身の収入が含まれているということがある。そのため、就業確率関数や育児休業取得確率関数の説明変数に母親の賃金を入れることができず、被説明変数である就業の有無と説明変数である世帯年収が独立でないという問題が生じている。また、子どもを預けていない人が直面する保育費用として、待機児童が発生している自治体に住んでいるサンプルの場合は無認可保育所の保育料を **impute** する方法を採っているが、こうした処理が妥当かどうか、問題が残る。

森田(2002)は「女性の就労と子育てに関する調査」のデータを利用して女性の就業選択に及ぼす保育サービスや保育費用の影響を分析した。同調査の調査内容は平成10年国民生活基礎調査に類似している。調査対象者の学歴や労働時間がわかるため、賃金関数が推定可能である。分析はまず賃金関数を推定し、その結果を就業形態選択式(Multinomial Logit Model)に挿入するという方法をとっている。就業形態選択式の説明変数には、保育費用や保育政策に関する情報が含まれている。ここでの保育費用は、国基準に対する各自治体の保育料の徴収率で代替している。推計結果では、保育費用が高いほど就業確率が高くなるなど、理論と逆の結果となっている。

3. 分析枠組み

本稿の分析枠組みは基本的には Ribar(1992)を踏襲する。すなわち、労働供給(L^*)と保育需要(C^*) (ここでは保育所利用を保育需要とする) は賃金 (W) と保育費用(p)、その他の要因(X)によって決定され、両者は同時決定関係にあると考え、以下のような誘導型の Bivariate Probit Model (詳細は Greene (2000)参照) を推定する。すなわち、第 i 番目の母親 ($i = 1, 2, \dots, n$) にとって、就業する場合の効用から就業しない場合の効用を差し引いた値を L^*_i とし、それが観測される変数のベクトルで説明される部分と誤差項 ε_{i1} の和で与えられるとする。さらに、就業する場合を 1、就業しない場合を 0 とする離散変数 L_i があるとしよう。同様に、保育所利用についても表現できる (保育所を利用する場合

$C_i = 1$ 、利用しない場合 $C_i = 0$)。このとき、Bivariate Probit Model は、

$$\begin{aligned} L_i^* &= a_w W + a_p p + a'X + \varepsilon_{i1}, & L_i &= 1 \text{ if } L_i^* > 0, \\ & & L_i &= 0 \text{ otherwise,} \\ C_i^* &= b_w W + b_p p + b'X + \varepsilon_{i2}, & C_i &= 1 \text{ if } C_i^* > 0, \\ & & C_i &= 0 \text{ otherwise,} \end{aligned}$$

で与えられる。ただし、誤差項 ε_{i1} 、 ε_{i2} に関しては、それぞれの平均が 0、分散が 1、相関係数が ρ の 2 変量正規分布に従うものと仮定する。

問題は、 W は就業していないサンプルについては観察されないことである。同じく p も保育所に預けていないサンプルについては観察されない。従って次のような手法をとる。

賃金関数を以下のように定式化する。

$$\ln W = \Gamma' M + \gamma$$

また、子供ひとり当たりの保育費用は以下のように定式化されるとする。

$$p = \Lambda' D + \tau$$

先の Bivariate Probit Model で a_w 、 a_p 、 b_w 、 b_p を識別するには D や M といった説明変数のベクトルには少なくともひとつずつ、 X に含まれない変数が含まれている必要がある。ここでは県別の有効求人倍率は賃金のみに影響する変数と考えた。また、認可保育園の保育料は自治体によって大幅な格差があり、さらに子供の年齢や人数による保育料軽減措置があることから、国基準の保育料と比較した場合の各自治体の保育料徴収率（以下、徴収率）と末子の年齢と就学前子供数の交差項は保育料のみに影響する変数であると考えられる。

具体的には、次のようなステップで推定を行う。まず、全ての変数を含む誘導型で賃金関数と保育料関数を推定する。それらのサンプル・セレクション・バイアスを修正するために、Heckman の 2 段階推定法を採用する。つぎに、推定結果をもとに賃金と保育料を求め、これらを説明変数として Bivariate Probit Model を推計する。

4. データ

使用するデータは、厚生省『平成 10 年国民生活基礎調査』の個票である。この年度は、大調査年であり、かつ、通常の大調査年の調査項目に加えて「乳幼児の日中の保育状況」が調査されている。ここで対象となる乳幼児は、就学前の子供である。本稿では、就学前の子供がいる世帯で子供の父母がそろっている 3421 世帯を推定の対象とした。

表 1 はサンプル世帯の母親の就業状況と子供の日中の保育状況をみたものである。認可

保育所や認可外保育所を利用する世帯のうち、約2割の母親は就業していない。認可保育所への入園選考に際しては、母親の就労が大きな要素となるが、保育所の定員割れが起きているような地方部では必ずしも母親の就労を入園の条件としていないためであろうと思われる。幼稚園を利用している世帯では、母親が就業していない世帯が約7割と圧倒的である。その一方で、祖父母のみが日中の保育を行っている世帯では、9割の母親が就業しており、そのうち8割を雇用者が占めている。すなわち、母親が就労しながら施設保育を選択していない（あるいは施設保育が利用できない）世帯においては、祖父母が最も重要な保育の担い手であることが推察される。

ところで同調査では、日中の保育状況として、認可保育園を利用しているかどうかはわかるが、それらの世帯がどれだけの保育料を負担しているかは不明である。そこで保育研究所『保育白書』1997年版掲載の保育料表を参照し、『国民生活基礎調査』の個票に記載されている住民税課税状況・住民税額・所得税課税状況・所得税課税額と各世帯の保育所を利用している子供数、子供の年齢にもとづき、これらの情報が得られる539世帯の保育料を試算した。試算された子供ひとり当たり保育料は、最低0円（免除）、最高が61500円、平均が21904円である。なお、識別のための徴収率も、同白書1998年版から得た。

『国民生活基礎調査』には、労働時間に関する情報はない。従って、本来は時間当たり賃金率を用いるべきところ、昨年1年間の雇用者所得（の対数）を用いる。

5. 推定結果

賃金関数の推定結果

表2は賃金関数の推定結果を示したものである。賃金の説明変数には、加入している公的年金の種類が含まれる。これは前述したように労働時間の影響を調整するためである。厚生労働省「女性と年金検討会」でも議論されたように、サラリーマンの妻が正規労働者の4分の3以上の労働時間を働いたり、年収が130万円を超えたりすると国民年金の第3号被保険者の地位からはずれ、独自に厚生年金や国民年金に加入しなければならなくなる。そのため、サラリーマンの妻がパート等で就業する場合には、社会保険の保険料負担を免れる範囲で労働時間の就業調整を行うことが多い。従って、既婚女性の公的年金の加入状況は労働時間と密接な関係にあると言える。推定結果でも、(国民年金の1号を基準として)厚生年金や共済年金に加入している場合は有意に賃金所得が高く、一方、第3号被保険者の地位にある場合は有意に賃金所得が低い。有効求人倍率は賃金所得に有意にプラスの影

響を与えており、労働需給が逼迫している地域では高賃金の傾向があることがわかる。

保育費用関数の推計結果

認可保育園の保育料は、住民税・所得税の課税・納付状況や子供の年齢、子供数によって決まる。多くの自治体では子供の年齢が上がるほど保育料は安くなる傾向にあり、複数の子供を保育所に預けている場合、所得水準に応じて年長あるいは年少の子供の保育料を半額程度に軽減する措置を設けている。また、多くの自治体では世帯の負担を軽減するという趣旨で国基準より低い保育料しか徴収していない。ただし、徴収率は地域間格差が非常に大きい。最低は東京であり、国基準の35～40%程度しか徴収していない。

現在の保育料は応能負担の原則から、住民税や所得税の税額によって保育料が決まるシステムとなっている。ただし、『国民生活基礎調査』では自営業世帯については税額が欠値となっている場合もあることから、ここでは母親本人を除いた「他の世帯員収入」を説明変数とした。また、保育料が税額に応じて決まるといっても、限度額があることから、他の世帯員収入の2乗項も説明変数に含める。

推計結果は表3にまとめてある。所得が高いほど保育料は有意に高くなる半面、所得の2乗項の係数は有意にマイナスであることから、増加幅は逓減的であることがわかる。末子の年齢が0歳の場合を基準として、1歳、2歳では保育料に大きな差は出ないが、3歳を超えると大幅に保育料負担が軽くなることがわかる。また、子供を2人預けると、下の子供が0歳の場合、1万7000円程度、保育料が軽減される。ただし、末子の年齢が3歳を超えると保育料の軽減割合は小さくなる。

以上の推計結果をもとに、賃金所得と保育費用を計算する。

就業・保育需要の Bivariate Probit 推定

はじめに就業決定と保育需要の同時推定をした結果が表4である。ここでの就業には自営就業も含まれる。注目される賃金と保育料の影響であるが、就業に対して賃金はプラスの影響を及ぼすものの、有意度は高くない。保育料は就業決定に有意な影響を及ぼしていない。一方、保育所利用に対して賃金は有意にプラス、保育料はマイナスの影響を及ぼしている。大都市と比較すると小規模都市や郡部のほうが就業確率が高く、保育所利用確率も高い。地方では待機児童はほとんど発生していない事実からもこの結果は説得的である。公的年金の種類別にみると、本格就業しているとみられる厚生年金や共済年金加入者より

も、第3号被保険者の場合に保育所利用確率が有意に高い。これは大石(2002)でも指摘しているように、現在の認可保育園利用者に占める正社員の割合が低いことが反映しているとみられる。持ち家と比較すると公団公社等の賃貸住宅に居住している場合に有意に就業確率が高い。三世帯世帯の場合に就業確率が高まる効果は既存研究でも示されている通りである。他の世帯員所得が高いほど、就業確率・保育所利用確率ともに低くなる。また、末子の年齢が高くなるほど有意に就業確率は高まり、保育所利用確率も高まる。ゼロ歳児保育の定員枠は限られていることから、年齢が上がるほど、保育所に入園しやすくなるためと解釈される。

推計結果から、各選択肢を選択する確率への平均で評価した限界効果を計算したものが表5である。「就業し、保育所を利用する」選択への対数賃金の限界効果は0.279、子供ひとり当たり保育料(万円)の限界効果は-0.019となる。保育料の弾力性は0.648となり、駒村(1996)で計測された弾力性よりかなり低い。

6. ディスカッション

本稿では保育費用が母親の労働供給と保育需要に及ぼす影響を分析した。その結果、保育費用は保育需要に有意にマイナスの影響を及ぼしているが、弾力性は既存研究で示されたものより小さいことが明らかになった。また、労働供給に保育費用が及ぼす影響は有意には観察されなかった。

しかしながら、本稿にはまだ多くの課題が残されている。その第1は、賃金所得関数の推定である。前述したように『国民生活基礎調査』では労働時間の情報が得られない上、学歴や勤続年数といった人的資本に関わる情報が得られないため、個々人の機会費用を示す指標として問題点が多い。

第2に、本稿では認可保育所の利用を保育需要と見なしたが、認可保育所の利用には明らかに供給制約が伴う。そうした供給制約を分析に取り込むことが今後の課題である。

第3に、滋野・大日(1999)、あるいは古くはMroz(1987)でも指摘されているように、出産(子供をもつこと)の内生性の問題がある。すなわち、子供をもつ女性ほど就業しない傾向にあることから、子供のいる女性だけを取り出して分析対象とすることはサンプルに一定のバイアスを含むことになる。こうしたサンプル・セレクション・バイアスの影響を除去した形で推定をすることが必要である。

以上は今後の課題としたい。

参考文献

- 大石亜希子(2002)「児童福祉政策の分配的帰結」 mimeo.
- 駒村康平(1996)「保育需要の経済分析」『季刊社会保障研究』第32巻第2号。
- 滋野由起子・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』第35巻第2号。
- 滋野由起子(2001)「子育て支援策と労働市場」『社会保障の社会経済への効果分析モデル開発事業調査研究報告書』
- 鈴木玲子(1993)「保育サービスを考える」『日本経済研究センター会報』1993.11.15号
- 高山憲之(1982)「保育サービスの費用負担」『経済研究』33巻。
- 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『子育て支援策の国際比較』東京大学出版会。
- Greene, William H. (2000) *Econometric Analysis Forth Edition*, Prentice Hall.
- Mroz, Thomas A. (1987) "The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions," *Econometrica*, 55:4, July, pp.765-799.
- Ribar, David C. (1992) "Child Care and the Labor Supply of Married Women: Reduced Form Evidence," *Journal of Human Resources* 27 (1), Winter, pp.134-65.