

Table 3. Cross tabulation between onsets of diseases and variables related to working status at wave III (in 2010) for males who have jobs at wave I (in 2008)

		(A)		(B)	(C)
The probability of working status and average hours of working per week at wave III (in 2010), conditional on working at wave I (in 2008)		The probability of "not working" (N=336)		The probability of "being retired from the labor market" (N=324)	Average hours of working per week (N=302)
At least one disease from wave I (in 2008) to wave III (in 2010)	Onset	10.8%		4.4%	41.0
	Not	9.5%		6.0%	40.8
Three major diseases from wave I (in 2008) to wave III (in 2010)	Onset	25.0%	**	0.0%	33.3
	Not	9.6%		5.4%	41.1
Lifestyle related diseases from wave I (in 2008) to wave III (in 2010)	Onset	11.4%		2.4%	39.3
	Not	9.9%		5.7%	41.1

Note: **, * indicate the statistical significance at 5% and 10% significance level.

Table 4-1. The effects of diseases diagnosed within the past 3 years before the date of survey on the probability of "not working"

Dependent variable=Working status (Not working=1; Working=0)	(A)		(B)		(C)		(D)		
	OLS		Probit		2SLS		IV estimation		
	Coefficient (Std. Err)		Marginal Effect (Std. Err)		Coefficient (Std. Err)		Coefficient (Std. Err)	Marginal Effect (Std. Err)	
Number of diseases within the past 3 years	0.020 (0.005)	***	0.023 (0.006)	***	0.100 (0.036)	***	0.407 (0.103)	*** (0.042)	0.136 ***
First-stage health function (coefficients of IVs)									
BMI at age 30	—		—		0.057 (0.016)	***	0.060 (0.015)	***	—
Parents' anamneses									
Lifestyle related diseases									
Both parents	—		—		0.465 (0.181)	**	0.463 (0.165)	***	—
Either father or mother	—		—		0.276 (0.088)	***	0.237 (0.092)	**	—
Cancer or malignant tumore									
Both parents	—		—		0.057 (0.162)		0.011 (0.138)		—
Either father or mother	—		—		-0.141 (0.097)		-0.092 (0.093)		—
Cerebral stroke and cerebrovascular diseases									
Both parents	—		—		0.002 (0.278)		0.090 (0.237)		—
Either father or mother	—		—		0.035 (0.106)		0.056 (0.095)		—
Heart diseases									
Both parents	—		—		1.141 (0.672)	*	1.160 (0.606)	*	—
Either father or mother	—		—		-0.064 (0.095)		0.024 (0.101)		—
R ² /Pseudo R ²	0.4089		0.3680						
Wald Chi ² /F-value	134.07	***	559.51	***	103.25	***	814.95	***	
Test for weak identification									
Kleibergen-Paap rk LM statistic					29.69				
<i>p</i> -value					0.001				
Cragg-Donald Wald F statistic					5.18				
Test of over-identification									
Hansen J statistic					9.17				
<i>p</i> -value					0.328				
Number of samples					1764				

Note: The asterisks, ***, **, * indicate the statistical significance at 1%, 5%, and 10% significance level.

Table 4-2. The effects of diseases diagnosed within the past three years before the date of survey on the probability of "being retired from the labor market"

Dependent variable=Working status (being retired from the labor market=1; Working or Seeking jobs=0)	(A)		(B)		(C)		(D)			
	OLS		Probit		2SLS		IV estimation			
	Coefficient (Std. Err)		Marginal Effect (Std. Err)		Coefficient (Std. Err)		Coefficient (Std. Err)		Marginal Effect (Std. Err)	
Number of diseases within the past 3 years	0.017 (0.006)	***	0.018 (0.006)	***	0.063 (0.03)	**	0.278 (0.132)	**	0.081 (0.045)	*
First-stage health function (coefficients of IVs)										
BMI at age 30	—		—		0.070 (0.021)	***	0.071 (0.020)	***	—	
Parents' anamneses										
Life-style related diseases										
Both parents	—		—		0.607 (0.246)	**	0.615 (0.236)	***	—	
Either father or mother	—		—		0.360 (0.117)	***	0.325 (0.126)	**	—	
Cancer or malignant tumore										
Both parents	—		—		0.119 (0.210)		0.062 (0.203)		—	
Either father or mother	—		—		-0.123 (0.125)		-0.105 (0.121)		—	
Cerebral stroke and cerebrovascular diseases										
Both parents	—		—		0.103 (0.338)		0.187 (0.318)		—	
Either father or mother	—		—		0.061 (0.142)		0.077 (0.135)		—	
Heart diseases										
Both parents	—		—		1.314 (0.851)		1.374 (0.812)	*	—	
Either father or mother	—		—		-0.106 (0.127)		-0.023 (0.151)		—	
R ² /Pseudo R ²	0.4282		0.3957							
Wald Chi ² /F-value	110.70	***	364.37	***	95.20	***	461.78			
Test for weak identification										
Kleibergen-Paap rk LM statistic					26.57					
<i>p</i> -value					0.002					
Cragg-Donald Wald F statistic					4.67					
Test of over-identification										
Hansen J statistic					9.73					
<i>p</i> -value					0.284					
Number of samples					1294					

Note: The asterisks, ***, **, * indicate the statistical significance at 1%, 5%, and 10% significance level.

Table 5-1. The effects of onsets of three major diseases on the probability of "not working"

Dependent variable=Working status (Not working=1; Working=0)	(A)		(B)		(C)		(D)			
	OLS		Probit		2SLS		IV estimation			
							IV Probit			
	Coefficient (Std. Err)		Marginal Effect (Std. Err)		Coefficient (Std. Err)		Coefficient (Std. Err)		Marginal Effect (Std. Err)	
Onsets of three major diseases within the past 3 years	0.149 (0.033)	***	0.185 (0.046)	***	0.834 (0.377)	**	1.412 (0.388)	***	0.516 (0.130)	***
First-stage health function (coefficients of IVs)										
BMI at age 30	—		—		0.005 (0.003)	**	0.049 (0.016)	***	—	
Parents' anamneses of three major diseases										
Both parents	—		—		0.043 (0.021)	**	0.320 (0.121)	***	—	
Either father or mother	—		—		0.044 (0.015)	***	0.299 (0.098)	***	—	
R ² /Pseudo R ²	0.4119		0.3712							
Wald Chi ² /F-value	137.29	***	574.52	***	88.45	***	731.22	***		
Test for weak identification										
Kleibergen-Paap rk LM statistic					14.16					
<i>p-value</i>					0.003					
Cragg-Donald Wald F statistic					4.71					
Test of over-identification										
Hansen J statistic					1.46					
<i>p-value</i>					0.483					
Number of samples					1764					

Note: The asterisks, ***, **, * indicate the statistical significance at 1%, 5%, and 10% significance level.

Table 5-2. The effects of onsets of three major diseases on the probability of "being retired from the labor market"

Dependent variable=Working status (being retired from the labor market=1; Working or Seeking jobs=0)	(A)		(B)		(C)		(D)			
	OLS		Probit		2SLS		IV estimation			
							IV Probit			
	Coefficient (Std. Err)		Marginal Effect (Std. Err)		Coefficient (Std. Err)		Coefficient (Std. Err)		Marginal Effect (Std. Err)	
Onsets of three major diseases within the past 3 years	0.114 (0.033)	***	0.133 (0.044)	***	0.484 (0.313)		1.612 (0.312)	***	0.569 (0.103)	***
First-stage health function (coefficients of IVs)										
BMI at age 30	—		—		0.007 (0.003)	**	0.049 (0.017)	***	—	
Parents' anamneses of three major diseases										
Both parents	—		—		0.048 (0.026)	*	0.307 (0.126)	**	—	
Either father or mother	—		—		0.056 (0.02)	***	0.296 (0.102)	***	—	
R ² /Pseudo R ²	0.4293		0.3967							
Wald Chi ² /F-value	112.42	***	364.96	***	92.30	***	545.88	***		
Test for weak identification										
Kleibergen-Paap rk LM statistic					14.43					
<i>p-value</i>					0.002					
Cragg-Donald Wald F statistic					4.51					
Test of over-identification										
Hansen J statistic					1.68					
<i>p-value</i>					0.432					
Number of samples					1294					

Note: The asterisks, ***, **, * indicate the statistical significance at 1%, 5%, and 10% significance level.

Table 6-1. The effects of an onset of lifestyle related diseases on the probability of "not working"

Dependent variable=Working status (Not working=1; Working=0)	(A)	(B)	(C)		(D)			
	OLS	Probit	2SLS		IV estimation			
	Coefficient (Std. Err)	Marginal Effect (Std. Err)	Coefficient (Std. Err)		Coefficient (Std. Err)	Marginal Effect (Std. Err)		
Onsets of lifestyle related diseases within the past 3 years	0.018 (0.021)	0.022 (0.028)	0.335 (0.135)	**	1.088 (0.245)	***	0.387 (0.092)	***
First-stage health function (coefficients of IVs)								
BMI at age 30	—	—	0.018 (0.004)	***	0.063 (0.012)	***	—	—
Parents' anamneses of life-style related diseases								
Both parents	—	—	0.096 (0.041)	**	0.343 (0.116)	***	—	—
Either father or mother	—	—	0.098 (0.022)	***	0.316 (0.072)	***	—	—
R ² /Pseudo R ²	0.4041	0.3631						
Wald Chi ² /F-value	128.91	***	567.86	***	106.58	***	866.32	***
Test for weak identification								
Kleibergen-Paap rk LM statistic			42.18					
<i>p-value</i>			0.000					
Cragg-Donald Wald F statistic			15.77					
Test of over-identification								
Hansen J statistic			2.05					
<i>p-value</i>			0.359					
Number of samples			1764					

Note: The asterisks, ***, **, * indicate the statistical significance at 1%, 5%, and 10% significance level.

Table 6-2. The effects of an onset of lifestyle related diseases on the probability of "being retired from the labor market"

Dependent variable=Working status (being retired from the labor market=1; Working or Seeking jobs=0)	(A)	(B)	(C)		(D)			
	OLS	Probit	IV estimation					
			2SLS	IV Probit				
	Coefficient (Std. Err)	Marginal Effect (Std. Err)	Coefficient (Std. Err)		Coefficient (Std. Err)	Marginal Effect (Std. Err)		
Onsets of lifestyle related diseases within the past 3 years	0.013 (0.023)	0.017 (0.028)	0.209 (0.124)	*	0.849 (0.378)	**	0.272 (0.139)	*
First-stage health function (coefficients of IVs)								
BMI at age 30	—	—	0.021 (0.005)	***	0.064 (0.014)	***	—	
Parents' anamneses of life-style related diseases								
Both parents	—	—	0.115 (0.053)	**	0.371 (0.133)	***	—	
Either father or mother	—	—	0.115 (0.028)	***	0.338 (0.082)	***	—	
R ² /Pseudo R ²	0.4237	0.3906						
Wald Chi ² /F-value	107.42	***	366.46	***	96.66	***	496.41	***
Test for weak identification								
Kleibergen-Paap rk LM statistic			38.07					
<i>p-value</i>			0.000					
Cragg-Donald Wald F statistic			13.83					
Test of over-identification								
Hansen J statistic			2.17					
<i>p-value</i>			0.338					
Number of samples	1294							

Note: The asterisks, ***, **, * indicate the statistical significance at 1%, 5%, and 10% significance level.

Table 7. The effects of health status on hours of working per week

Health status within the past 3 years before the date of survey	The number of diagnosed diseases		Onsets of three major diseases		Onsets of life-style related diseases	
	(A)		(B)		(C)	
Dependent variable=Hours of working per week	IV Tobit					
	Coefficient (Std. Err)	Marginal Effect (Std. Err)	Coefficient (Std. Err)	Marginal Effect (Std. Err)	Coefficient (Std. Err)	Marginal Effect (Std. Err)
Health status within the past 3 years	-7.920 *** (2.991)	-4.650 *** (1.755)	-40.665 (24.947)	-16.993 ** (6.968)	-18.525 * (9.571)	-10.086 ** (4.683)
Reference: Non-IV Tobit estimate of health measures	-1.626 *** (0.381)	-0.998 *** (0.234)	-9.790 *** (2.208)	-5.495 *** (1.123)	-3.427 ** (1.388)	-2.063 ** (0.820)
First-stage health function (coefficients of IVs)						
BMI at age 30	0.049 *** (0.015)	—	0.005 ** (0.002)	—	0.017 *** (0.004)	—
Parents' anamneses						
Life-style related diseases						
Both parents	0.549 *** (0.136)	—	—	—	0.118 *** (0.037)	—
Either father or mother	0.230 (0.088)	—	—	—	0.094 *** (0.022)	—
Cancer or malignant tumore						
Both parents	0.006 (0.157)	—	—	—	—	—
Either father or mother	-0.084 (0.097)	—	—	—	—	—
Cerebral stroke and cerebrovascular diseases						
Both parents	0.253 (0.342)	—	—	—	—	—
Either father or mother	0.047 (0.093)	—	—	—	—	—
Heart diseases						
Both parents	1.186 *** (0.332)	—	—	—	—	—
Either father or mother	0.030 (0.102)	—	—	—	—	—
Three major diseases						
Both parents	—	—	0.047 ** (0.019)	—	—	—
Either father or mother	—	—	0.041 *** (0.015)	—	—	—
Wald Chi ²	1361.700 ***		1312.89 ***		1374.08 ***	
Number of samples	1764					

Note1: The asterisks, ***, **, * indicate the statistical significance at 1%, 5%, and 10% significance level.

Note2: Marginal effects are calculated by $\partial E(y|y>0, x) / \partial x_i$.

Table 8-1. Results of split sample estimation: the effects of the number of diseases on working status and hours of working (under 60 versus 60 and older)

Age group	Under 60						60 and older					
	Not working=1; Working=0						Not working=1; Working=0					
	Average hours of working per week			Average hours of working per week			Average hours of working per week			Average hours of working per week		
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(D)	(E)	(F)	(D)	(E)	(F)
2SLS		IV Probit		IV Tobit		2SLS		IV Probit		IV Tobit		
Coefficient (Std. Err)	Coefficient (Std. Err)	Marginal Effect (Std. Err)	Coefficient (Std. Err)	Marginal Effect (Std. Err)	Coefficient (Std. Err)	Coefficient (Std. Err)	Coefficient (Std. Err)	Marginal Effect (Std. Err)	Coefficient (Std. Err)	Marginal Effect (Std. Err)	Coefficient (Std. Err)	Marginal Effect (Std. Err)
Number of diseases within the past 3 years	0.017 (0.026)	0.262 (0.317)	0.018 (0.030)	1.277 (2.474)	1.240 (2.402)	0.147 ** (0.057)	0.442 *** (0.093)	0.176 *** (0.037)	-16.665 ** (7.026)	-6.035 ** (2.538)		
First-stage health function (coefficients of IVs)												
BMI at age 30	0.051 ** (0.022)	0.054 ** (0.023)	—	0.051 *** (0.018)	—	0.061 *** (0.023)	0.061 *** (0.023)	—	0.040 * (0.022)	—		
Parents' anamneses												
Lifestyle related diseases												
Both parents	0.562 *** (0.186)	0.563 *** (0.182)	—	0.519 *** (0.199)	—	0.425 (0.270)	0.403 * (0.225)	—	0.508 *** (0.183)	—		
Either father or mother	0.463 *** (0.105)	0.451 *** (0.109)	—	0.477 *** (0.098)	—	0.139 (0.135)	0.106 (0.117)	—	0.149 (0.108)	—		
Cancer or malignant tumore												
Both parents	0.241 (0.217)	0.254 (0.208)	—	0.187 (0.205)	—	-0.092 (0.237)	-0.208 (0.175)	—	-0.257 (0.203)	—		
Either father or mother	-0.168 (0.111)	-0.145 (0.117)	—	-0.198 * (0.119)	—	-0.167 (0.15)	-0.087 (0.127)	—	-0.083 (0.128)	—		
Cerebral stroke and cerebrovascular diseases												
Both parents	-0.426 (0.347)	-0.465 (0.341)	—	-0.592 (0.747)	—	0.187 (0.322)	0.243 (0.244)	—	0.308 (0.364)	—		
Either father or mother	0.099 (0.117)	0.110 (0.114)	—	0.087 (0.118)	—	-0.021 (0.159)	0.002 (0.125)	—	0.053 (0.120)	—		
Heart diseases												
Both parents	0.808 (0.816)	0.738 (0.815)	—	0.845 * (0.468)	—	1.401 (0.909)	1.429 * (0.806)	—	1.339 *** (0.456)	—		
Either father or mother	0.012 (0.124)	0.023 (0.123)	—	-0.011 (0.119)	—	-0.171 (0.147)	0.033 (0.150)	—	0.018 (0.144)	—		
Wald Chi ² /F-value	2.74 ***	46.34 ***		98.65 ***		22.96	491.02 ***		293.18 ***			
Test for weak identification												
Kleibergen-Paap rk LM statistic	39.72					14.22						
p-value	0.000					0.115						
Cragg-Donald Wald F statistic	4.67					2.75						
Test of over-identification												
Hansen J statistic	9.95					6.88						
p-value	0.268					0.550						
Number of samples	725						1039					

Note1: The asterisks, ***, **, * indicate the statistical significance at 1%, 5%, and 10% significance level.

Note2: Marginal effects are calculated by $\partial E(y|x > 0, x) / \partial x_i$.

Table 8-2. Results of split sample estimation: the effects of onsets of three major diseases on working status and hours of working (under 60 versus 60 and older)

Age group	Under 60						60 and older					
	Not working=1; Working=0			Average hours of working per week			Not working=1; Working=0			Average hours of working per week		
	(A)	(B)	(C)	(C)		(D)	(E)	(F)	(F)			
	2SLS	IV Probit	IV Tobit	Coefficient	Marginal Effect	2SLS	IV Probit	IV Tobit	Coefficient	Marginal Effect		
	Coefficient	Coefficient	Marginal Effect	Coefficient	Marginal Effect	Coefficient	Coefficient	Marginal Effect	Coefficient	Marginal Effect		
	(Std. Err)	(Std. Err)	(Std. Err)	(Std. Err)	(Std. Err)	(Std. Err)	(Std. Err)	(Std. Err)	(Std. Err)	(Std. Err)		
Onsets of three major diseases within the past 3 years	0.642 *	Not converged.		-49.500 *	-33.153 ***	0.793	1.854 ***	0.513 ***	-47.546	-12.778 *		
	(0.354)			(26.086)	(8.639)	(0.491)	(0.201)	(0.028)	(37.604)	(7.462)		
First-stage health function (coefficients of IVs)												
BMI at age 30	0.006 *			0.005 **	—	0.006 *	0.046 ***	—	0.005	—		
	(0.003)			(0.003)		(0.004)	(0.017)		(0.004)			
Parents' anamneses of three major diseases												
Both parents	0.061 **			0.067 **	—	0.026	0.156	—	0.025	—		
	(0.028)			(0.020)		(0.031)	(0.132)		(0.028)			
Either father or mother	0.017			0.015	—	0.062 **	0.262 **	—	0.062 ***	—		
	(0.015)			(0.015)		(0.024)	(0.103)		(0.023)			
Wald Chi ² /F-value	2.79 ***			86.88 ***		22.02 ***	466.22 ***		388.49 ***			
Test for weak identification												
Kleibergen-Paap rk LM statistic	10.36					8.81						
p-value	0.016					0.032						
Cragg-Donald Wald F statistic	4.32					2.99						
Test of over-identification												
Hansen J statistic	0.194					2.14						
p-value	0.908					0.344						
Number of samples				725					1039			

Note1: The asterisks, ***, **, * indicate the statistical significance at 1%, 5%, and 10% significance level.

Note2: Marginal effects are calculated by $\partial E(y|y>0, x)/\partial x_i$.

Table 8-3. Results of split sample estimation: the effects of onsets of lifestyle related diseases on working status and hours of working (under 60 versus 60 and older)

Dependent variables	Under 60						60 and older					
	Not working=1; Working=0			Average hours of working per week			Not working=1; Working=0			Average hours of working per week		
	(A)	(B)		(C)		(D)	(E)		(F)			
	2SLS	IV Probit		IV Tobit		2SLS	IV Probit		IV Tobit			
	Coefficient (Std. Err)	Coefficient (Std. Err)	Marginal Effect (Std. Err)	Coefficient (Std. Err)	Marginal Effect (Std. Err)	Coefficient (Std. Err)	Coefficient (Std. Err)	Marginal Effect (Std. Err)	Coefficient (Std. Err)	Marginal Effect (Std. Err)		
Onsets of lifestyle related diseases within the past 3 years	0.105 (0.114)	1.129 (0.834)	0.148 (0.208)	3.939 (9.897)	3.841 (9.687)	0.543 ** (0.229)	1.431 *** (0.200)	0.488 *** (0.051)	-37.666 ** (19.021)	-11.874 ** (5.268)		
First-stage health function (coefficients of IVs)												
BMI at age 30	0.018 *** (0.006)	0.070 *** (0.020)	—	(0.017) *** (0.006)	—	0.017 *** (0.005)	0.053 *** (0.014)	—	(0.016) *** (0.005)	—		
Parents' anamneses of lifestyle related diseases												
Both parents	0.097 (0.067)	0.348 (0.212)	—	(0.087) (0.061)	—	0.102 * (0.053)	0.341 *** (0.125)	—	(0.131) *** (0.045)	—		
Either father or mother	0.102 *** (0.031)	0.355 *** (0.118)	—	(0.110) *** (0.030)	—	0.097 *** (0.031)	0.252 *** (0.086)	—	(0.097) *** (0.029)	—		
Wald Chi ² /F-value	2.80 ***	123.05 ***		98.32 ***		7.56 ***	591.02 ***		376.71 ***			
Test for weak identification												
Kleibergen-Paap rk LM statistic	20.90					22.48						
<i>p</i> -value	0.000					0.000						
Cragg-Donald Wald F statistic	7.96					8.05						
Test of over-identification												
Hansen J statistic	2.545					1.26						
<i>p</i> -value	0.280					0.533						
Number of samples	725					1039						

Note1: The asterisks, ***, **, * indicate the statistical significance at 1%, 5%, and 10% significance level.

Note2: Marginal effects are calculated by $\partial E(y|y>0, x) / \partial x_i$.

乳幼児医療費助成制度における真の財政負担主 —自然実験を利用した数量的評価—

高久玲音*

日本経済研究センター

慶應義塾大学商学研究科 博士課程

概要

乳幼児医療費助成制度はすべての財源を自治体が支払う地方単独事業として行われているが、モラルハザードによって増加した医療費の一部は公的医療保険によって支払われている。そのため、自治体が真に負担している費用は制度導入によって生じる総費用の一部であると考えられる。本稿では、実質的に公的保険と自治体がどの程度の費用を負担しているか検討するために、第一に、レセプトデータを用いて乳幼児における医療費の価格弾力性を推計した。価格弾力性の推計は、北海道で2004年10月に行われた乳幼児医療費助成制度の対象年齢引き上げを自然実験とみなした差分の差分の差法 (difference in difference in differences) を用いた。その結果、二人親家庭の乳幼児の医療費価格弾力性は-0.24から-0.29となり、RAND医療保険実験によって推計された成人の弾性値とほぼ同じであることがわかった。さらに、この弾性値から推計される公的保険と自治体の負担はそれぞれ、3歳から6歳の子ども一人あたり年間1万5000円となり、ほぼ同額であることが明らかになった。乳幼児医療費助成制度は自治体のみ負担ではなく、実質的には自治体と公的保険の折半でファイナンスされていると考えられるだろう。

1 はじめに

わが国における国民健康保険制度は、日本国内のどの地域に居住しても等しく医療サービスを享受できることを理念として掲げており、保険者である市区町村の財政格差がサービスの格差をもたらさないよう比較的手厚い財政調整制度が設けられている。一方、都道府県や市区町村では、医療サービスの供給に対して独自の制度を設けることが可能であり、保険で供給されるサービス以上の部分については、自治体ごとの差が生じることを許

*E-mail: takaku@jcer.or.jp. 泉田信行先生、岩本康志先生、権丈善一先生、鈴木亘先生、中村さやか先生、野口晴子先生、山田篤裕先生、湯田道生先生の助言とコメントに感謝いたします。本研究は厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）「所得水準と健康水準の関係の実態解明とそれを踏まえた医療・介護保障制度・所得保障制度のあり方に関する研究」（研究代表者泉田信行）の補助を受けて実施されたものです。ただし、本文中のすべての誤りは筆者に帰するものです。

容している。先行研究を展望すると、心身障がい者に対する医療費助成制度や乳幼児医療費（岩本 2010、別所 2010、西川 2011）、健康増進法に基づくがん検診事業（高久 2011）、などで大きな地域差がある点が指摘されている。

このうち、心身障がい者に対する医療費助成や乳幼児医療費助成では、窓口での自己負担が軽減される場合が多く、対象者は概ね1割もしくは無料で医療サービスを受けられる。医療費の支払い主体は大きく、公的保険、自治体、患者に分けられるが、こうした制度の機能は、通常、患者の自己負担を自治体の財政負担に移し替えるものと理解される。ただし、自己負担の軽減がモラルハザードを引き起こす場合には、制度導入によって各主体にどれだけの追加的財政負担が生じるかは自明でない。自己負担を軽減した結果医療費そのものが増える場合には、各自治体が実施する医療費助成制度が公的保険の財政負担となっていると考えられるからである。こうした点について定量的に把握するためのキーとなるパラメーターが医療費の価格弾力性である。仮に弾力性がゼロであれば、医療費助成は単に患者の自己負担を自治体の負担に振りかえる政策だと解釈できる。しかし、弾力性が大きい場合には、制度導入による自治体の追加拠出よりも保険からの追加拠出が大きくなる場合も想定されるだろう¹。富裕な自治体ほど助成を行う傾向があることを考えると、保険分の拠出に関しては、国全体でプールした財源を相対的に豊かな自治体へ投下していると見なすことも可能である。

そこで本稿では、定量的に地方単独事業として行われている事業の真の財政負担主を明らかにするために、以下の検証をおこなった。まず、北海道 Y 市のレセプトデータを用いて、乳幼児における医療費の価格弾力性を推計した。その後、推計された価格弾力性から、各財政主体の拠出額を制度改正前後で比較し、実質的な負担額を算出した。

分析の焦点となる医療費の価格弾力性の推計は、乳幼児医療費助成制度の効果を考える際にも、欠かせない論点である。そもそも、乳幼児医療費助成制度の第一義的な目的は、子どもの医療費の自己負担分を助成することによって、子どもの保健の向上と健やかな育成を図ることにある。そうした観点からすると、乳幼児の医療費の価格弾力性が低い場合には、自己負担の軽減によって顕著な健康の増進が起こるとは考えにくく、価格弾力性の推計は制度の効果を把握するための重要な情報を含んでいる²。

推計に際しては大きく二つのデータセットを用いた。ひとつは、月次ベースで 2004 年 10 月の前後一年間の医療利用を個人単位で追跡した A データ、もうひとつは 2002 年から 2008 年まで比較的長期の期間を含むレセプトデータ（B データ）である。A データは制

¹地方単独事業として行われる医療サービスが保険財政へ外部性を与えるという議論は岩本（2010）において整理されている。

²子どもの健康を増進させる手段は複数存在し、自己負担の軽減はあくまで様々な政策オプションの中の一つに過ぎない。例えば、David, J. Barker 等の胎児起源説（fetal origins hypothesis）によると、いくつかの重要な健康資本は母親の胎内で形成される。そのため、子どもの健康状態を向上させるためには、母親の健康を向上させることが必要だとされる（Currie 2011）。母親の健康の増進のためには、雇用条件の向上や雇用機会の均等が有効である可能性も考えられる。また、Currie and Moretti(2003)では大学への入学機会の拡大によって女性の進学率が上昇し、その結果出生児の体重が増加したと報告している。Almond(2011)では妊娠期間中にラマダンの期間を含んだ場合には、出生時の体重が顕著に減少することを発見した。このように、一見子どもの健康とは関係ない政策や慣習であっても、実際には大きな効果がある場合がある。Bartling et al(2012)では、健康的な子どもほど競争に参加する確率が上昇することを実験で確かめている。

度改正の短期的効果、B データは中期的効果を識別するために用いる。

本稿でレセプトデータを利用した北海道 Y 市では 2004 年 10 月に乳幼児医療費助成制度の対象年齢引き上げた。その結果、住民税の課税世帯では自己負担が 3 割から 1 割へ、非課税世帯では 3 割から無料に軽減された。そこで、まず A データを用いて 2004 年 10 月の制度改正を自然実験とみなし、差分の差分の差法 (difference in difference in differences、DDD) を用いて価格弾力性を推計した。DDD は DD における共通トレンドの仮定 (common trend assumption) が先験的に想定できない場合の代替的手法であり、既に自然実験を利用した多くの研究で DD による推計結果の頑健性をチェックするために用いられている (Buchmueller and DiNardo 2002、Bitler, Gelbach and Hoynes 2003、Rossin 2011、Lindo 2011)。次に、4 半期ごとの年齢別一人あたり医療費を集計し、長期の効果を識別するために制度改正前後 4 年のデータセットを作成した (B データ)。B データでは、二人親世帯と母子家庭の子どもの医療需要を比較し、相対的に大きな自己負担軽減を受けた二人親世帯で医療利用が増加しているか、差分の差法で推定した。

結論としては、これらすべての推計において、乳幼児の医療費の価格弾力性は -0.3 前後だった。これは、ランダム化実験である RAND 医療保険実験で推計された成人の弾力値の上限 $-0.17 \sim -0.31$ に相当し、Kan and Suzuki (2010) で推計された日本人の成人の弾力値 -0.055 の 5 倍を超えている。つまり、わが国における乳幼児の医療費利用は価格に対して弾力的であるという結論が得られた。さらに、この弾力値と子ども一人あたりの平均医療費から推計した自治体と公的保険の負担額は、ほぼ同額となった。実質的に、乳幼児医療費助成は自治体と公的保険の折半で運営されていると考えられるだろう。

章立ては以下の通りである。まず、2 節では実証分析に先立って、関連する先行研究を展望する。次に、3 節では北海道 Y 市で行われた乳幼児医療費助成制度の拡充について解説する。4 節は推計モデルを開示する。5 節は最初に A データによる推計結果を掲載し、次に B データによる短期と中期の効果の推計結果を掲載し、考察を加える。6 節は本稿で得られた知見をまとめ分析の限界を指摘するとともに、政策的な議論の論点整理を行う。

2 乳幼児医療費助成制度

2.1 概要

国民健康保険では、就学前幼児の自己負担率を 20 % と定めているが、すべての市区町村で例外なく乳幼児医療費助成制度が設けられ、追加的な医療費の補助が行われている。乳幼児医療費助成制度は地方単独事業として位置づけられ、平成 22 年度決算では全国で 2101 億円が計上された³。地方単独事業とは、「国庫からの補助を受けずに地方公共団体が単独で実施する事業」とされ、財政的な面で単独で実施していることが単独事業の特質となっている。実施主体は市区町村であるものの、財源は都道府県と折半となっており、

³母子 (父子) 家庭医療費助成では 656 億円が計上された。数字は総務省『社会保障関係の地方単独事業に関する調査結果』。

市区町村の助成レベルは都道府県の意向に大きく影響を受ける。近年、選挙での得票を目的として乳幼児医療費助成の対象年齢引き上げを訴える地方政治家も多いと指摘されており⁴、地域間格差は広がる傾向にあると考えられる。

表1は2009年以降の乳幼児医療費助成制度の対象年齢の上限（通院）を都道府県ごとにまとめている。近年引き上げが目立つ都道府県は、茨城、栃木、群馬などの北関東であり、空間的な相互参照行動も影響しているかもしれない（中澤2007）。ただし、助成の内容は地域ごとに異なり、一部負担金の有無、償還か現物か、所得制限の有無など多くのポイントがある。一概に、対象年齢の上限が高いほど寛大な制度だとは言えない点には注意する必要がある。

また2011年4月1日時点では、群馬、東京、島根の3県で対象年齢が15歳年度末までとなっている⁵。一方、宮城、新潟、大阪、佐賀では3歳未満が対象となるに過ぎず、助成の内容に顕著な地域差が生じている。

2.2 単独事業としての医療費助成

乳幼児に限らず、障がい者への医療費助成など、地方単独事業として行われる事業のなかには公的保険の自己負担を軽減するものがある。こうしたサービスは名目上「単独」事業として行われているものの、自己負担の軽減によって増大した医療費の一部は公的保険から支払われる。そのため、実質的には自治体単独でサービスが提供されているとはいえない可能性がある。政府は、こうした公的保険へのフリーライドを防ぐために、医療費助成を自治体が行う場合には、その自治体への国庫負担率を引き下げることで対応している。この国庫負担金の削減額は、2008年度決算では各種医療費助成制度全体で350億円（うち乳幼児69億円）となっている⁶。医療費助成によって公的保険に追加的な負担が生じる場合には、国庫負担率が引き下げられることで部分的に公的保険の財政負担は相殺されることになる。しかし、乳幼児医療費助成制度にかかる歳出額は2000億円規模であることを考えると、69億円の国庫負担金の削減がフリーライド防止のための十分なインセンティブになっているかは検討の余地があるだろう。

2.3 市区町村レベルでの乳幼児の実効自己負担率

次に、市区町村ごとの自己負担率の分布について概観する。現在、すべての市区町村の乳幼児医療費助成制度の仕組みを網羅的に把握できる統計資料は存在しないが、『国民健康保険事業年報』には全体、未就学児、70歳以上（一般、現役並み所得者）の別に、総医療費と一部負担金の総額が市区町村ごとに記載されている。このデータを用いて、市区

⁴日経グローバル誌、2011年9月19日付け。

⁵このような年齢の場合、一般的には乳幼児という名称では呼ばれないが、用語の統一のため乳幼児医療費助成という言葉を用いる。

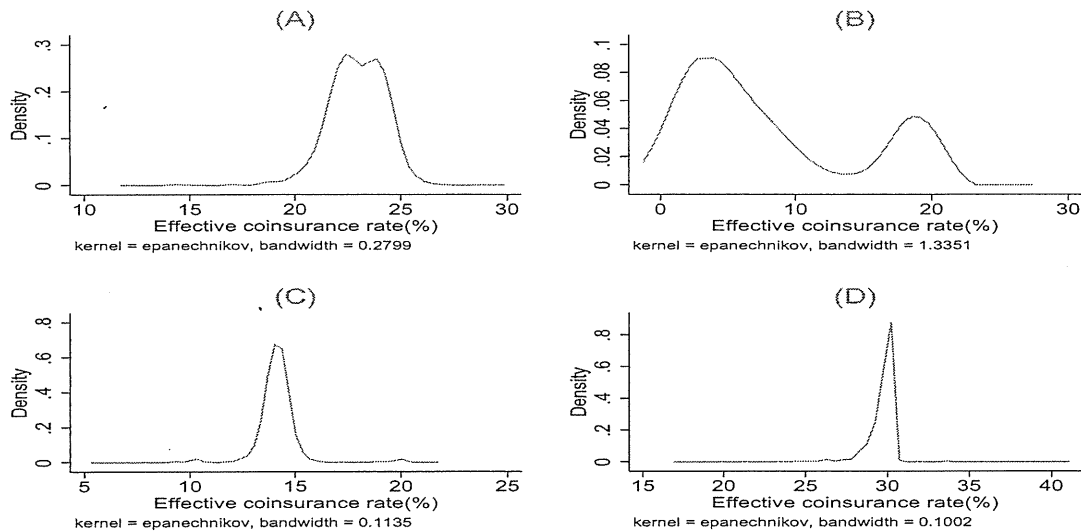
⁶総務省『国民の視点に立った社会保障制度改革の成案に向けて』2011年5月23日。

表 1: 乳幼児医療費助成制度の対象年齢（通院）の推移

	平成21年4月1日	平成22年4月1日	平成23年4月1日
北海道	就学前	就学前	就学前
青森	就学前	就学前	就学前
岩手	就学前	就学前	就学前
宮城	3	3	3
秋田	就学前	就学前	就学前
山形	就学前	就学前	就学前
福島	就学前	就学前	就学前
茨城	就学前	就学前	9歳年度末
栃木	9歳年度末	12歳年度末	12歳年度末
群馬	就学前	15歳年度末	15歳年度末
埼玉	就学前	就学前	就学前
千葉	就学前	就学前	9歳年度末
東京	15歳年度末	15歳年度末	15歳年度末
神奈川	就学前	就学前	就学前
新潟	3	3	3
富山	4	4	4
石川	4	4	4
福井	3	3	9歳年度末
山梨	5	5	5
長野	就学前	就学前	就学前
岐阜	就学前	就学前	就学前
静岡	就学前	就学前	就学前
愛知	就学前	就学前	就学前
三重	就学前	就学前	就学前
滋賀	就学前	就学前	就学前
京都	就学前	就学前	就学前
大阪	3	3	3
兵庫	9歳年度末	9歳年度末	9歳年度末
奈良	就学前	就学前	就学前
和歌山	就学前	就学前	就学前
鳥取	就学前	就学前	就学前
島根	就学前	就学前	15歳年度末
岡山	就学前	就学前	就学前
広島	就学前	就学前	就学前
山口	就学前	就学前	就学前
徳島	7	9歳年度末	9歳年度末
香川	6	6	6
愛媛	就学前	就学前	就学前
高知	就学前	就学前	就学前
福岡	就学前	就学前	就学前
佐賀	3	3	3
長崎	就学前	就学前	就学前
熊本	4	4	4
大分	就学前	就学前	就学前
宮崎	就学前	就学前	就学前
鹿児島	6	就学前	就学前
沖縄	4	4	4

(資料) 厚生労働省『乳幼児等に係る医療費の援助についての調査』より筆者作成

町村ごとの就学前乳幼児の実効自己負担率を計算することができる。先行研究では、市区町村レベルでの上乘せに言及しながらもデータでは確認できておらず、実証分析に先立って確認する意義は大きい。



(注) 図は国民健康保険における医療費（療養の給付等）に占める自己負担（一部負担金）の割合を市区町村別に計算し、カーネル密度関数で分布を示している。(A)は全体、(B)は未就学児分、(C)は70歳以上一般所得者分、(D)は70歳以上現役並み所得者分。データは2009年度。一部負担金には高額療養費が含まれる。

図 1: 市区町村における乳幼児の実効自己負担率の分布

図1の(A)は国民健康保険全体での実効自己負担率、(B)は未就学児分の実効自己負担率、(C)と(D)はそれぞれ70歳以上の一般所得者、現役並み所得者分の実効自己負担率である。このうち(B)で示された未就学児分の自己負担率では、乳幼児医療費助成や一人親家庭医療費助成などによってどの程度各市区町村の自己負担が軽減されているかが分かる。みると、自己負担率の分布は5%と20%に大きな山がある。実効自己負担率が20%である自治体は、国民健康保険の定める自己負担率が20%であることから、追加的な補助をほとんど行っていない自治体と解釈できる。一方、多くの自治体が保険の定める範囲を超えて補助を行っており、実効ベースで5%程度に集中している⁷。ただし、分布は全体的になだらかであり、0%から20%の区間に比較的均一に散らばっている。自立支援法に基づく更正医療などでは月額自己負担の上限が設けられていることから、必ずしも自治体による助成の効果とは言い切れない点に注意する必要があるが、高額療養費については一部負担金に含まれている。そのため、図1で推計された実効自己負担率の分布は、重篤な疾病の患者の分布によって発生しているのではない⁸。実際、長期入院患者が

⁷こうした2極化の傾向は政令指定都市のみのサンプルについても同様だった。

⁸3歳未満の乳幼児についてはほぼすべての都道府県で助成対象としており、0歳から2歳までの医療費が多いことから、実効ベースで大幅な軽減がみられたと考えられる。

少なくない70歳以上の高齢者分では、市区町村ごとのバラツキは少なく、一般所得者で15%程度、現役並み所得者で30%程度に集中している。

2.4 分散分解

次に、確認した市区町村レベルでの実効自己負担率の差異が、都道府県間の差異によるものか、それとも同一都道府県内の市区町村間の差異によるものかを把握する。仮に前者が分散のほとんどを説明するのであれば、都道府県レベルの助成制度の違いを用いた別所(2010)、岩本(2010)等の推計には大きな誤差は生じないと考えられる。一方、後者による分散も無視できない場合には、本稿のアプローチのように市区町村の助成情報を用いた分析が望ましい。

X_k を k 番目の市区町村における乳幼児の実効自己負担率、 \bar{X}_n を実効負担率の全国平均、 \bar{X}_{47} を都道府県レベルでの実効自己負担率とすると、実効自己負担率の分散 ($\sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X}_n)^2$) は次のように分解できる。

$$\sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X}_n)^2 = \sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X}_{47})^2 + 2 \sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X}_{47})(X_k - \bar{X}_n) + \sum_{k=1}^n (X_{47} - \bar{X}_n)^2 \quad (1)$$

右辺第1項は同一都道府県内での実効自己負担率の分散、右辺第3項は都道府県レベルでの分散だと解釈できる。第2項の交差項は計算するとゼロに近くなるため無視すると、総分散の16%が同一都道府県内における市区町村の分散、84%が都道府県レベルの分散で説明できることがわかった。⁹

乳幼児医療費助成制度では都道府県から半額が補助され、基準となる助成レベルも都道府県ごとに決まっており、都道府県間の分散は総分散の大半を説明できる。一方、仮に都道府県平均が与えられたとしても、市区町村ごとのバラツキも16%程度ある。これは、都道府県の基準がある一方で各市区町村が追加的に支出を行っていることを示している。

⁹計算結果は以下である。

$$\sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X}_n)^2 = 71401.42 \quad (2)$$

$$\sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X}_{47})^2 = 11138.11 \quad (3)$$

$$2 \sum_{k=1}^n (X_k - \bar{X}_{47})(X_k - \bar{X}_n) = -0.0006243 \quad (4)$$

$$\sum_{k=1}^n (X_{47} - \bar{X}_n)^2 = 60263.31 \quad (5)$$

3 先行研究

3.1 子どもの医療需要

欧米では既に多くの研究が子どもの医療需要について蓄積されており、人的資本の蓄積において胎児期や乳児期の健康が重要であるとの認識が広まっていることから、近年ではさらに多くの研究が発表されるようになってきている。まず、RAND 医療保険実験 (Leibowitz et al 1985) では外来診療について成人と同程度の弾性値を確認した一方、入院については効果を観察できなかったとしている (Leibowitz et al 1985、Zweifel and Manning, 2000)。一方、Almond and Doyle JR.(2011) では RAND 医療保険実験では分析されなかった産後の入院について保険適用の効果を分析し、追加的な保険適用にともなう在院日数の上昇を確認している¹⁰。また、1980年代後半の Medicaid の適用範囲拡大に関して多くの実証研究があり、Cutler and Gruber(1996) では 1987年から 1992年までの期間で4分の1の子どものが新しく保険適用されたとしている。また Currie and Gruber(1996) では医療需要に与える影響も計測し、受診の増加と死亡率の減少を確認した。特に、Currie and Gruber(2001) では保険の適用によって、出産時に高度な治療が施されるケースが増加したことを確認しており、保険から子ども健康への重要な経路を発見している。また、Currie, Decker and Wanchuan(2008) では所得は子どもの健康を決定する重要な因子である一方、近年ではその影響は弱まってきており、保険適用の拡大がその重要な要因であると主張している。

3.2 わが国における子どもの医療需要

わが国における子どもの医療需要に関する分析としては、乳幼児医療費助成制度の効果を分析した多田 (2005)、岩本 (2010)、別所 (2010) が挙げられる。このうち多田 (2005) と岩本 (2010) では都道府県データを、別所 (2010) は国民生活基礎調査の個票データを用いている。いずれの研究でも助成は医療需要に対して正の効果を与えていたとされるが、別所 (2010) では3歳から6歳の年齢層では助成の効果は観察できなく、当該年齢層においては価格弾力性が小さいことを示唆している。しかし、これらの先行研究ではサンプルの居住地が都道府県レベルまでしか把握されなかったため、市区町村レベルの助成までは特定できていない。また、データの制約から医療費の価格弾力性は推計されていない。

わが国で行われた医療費の価格弾力性の推定結果を展望すると、一致して医療費が非弾力的である点を指摘している (Yoshida and Takagi,2002、Kan and Suzuki,2010、熊谷・

¹⁰カリフォルニア州では 1997年に乳児の産後入院を普通分娩の場合産後2日間無料とする法律が施行された。しかし、日にちのカウントにはカレンダーの日付が用いられたため、出産時刻が午前0時より前か後かで保険適用期間に約1日の差が生じた。Almond and Doyle JR.(2011)では、カリフォルニア州における1991年から2002年までのデータから出産時刻が午前0時の前後1時間だったケースを抽出し Regression Discontinuity Designの方法で追加的な保険適用が在院日数(病院で過ごす深夜の数で換算)に与える影響を検証した。その結果、午前0時以降に生まれたケースでは在院日数が0.25日多いことがわかった。一方、在院日数の増加は再入院率には影響を与えていなかった。

泉田,2004)。しかし、これらはすべて成人のサンプルを用いた推定であり、子どもの医療利用について同様の結果が観察されるかは定かではない。

3.3 自然実験を用いた諸研究

自然実験を用いたアプローチは既に医療費の価格弾力性の推計において一般的な手法となっている。医療需要に関する諸研究では外生的な自己負担率の変更を自然実験として価格弾力性を推計する研究は多く、Chiappori, Durnad and Geoffard(1998)、Cockx and Brasseur(2003)、Chandra, Gruber and MaKnight(2010)などがある。Chiappori, Durnad and Geoffard(1998)ではフランスで1994年に実施された自己負担増加の効果を分析し、往診について弾力的との結論を得た一方、通院については効果が観察されなかったとしている。この理由として同研究では受診の費用のうち重要なのは機会費用であるため、10%の自己負担変更には反応しなかったと説明している。また、Cockx and Brasseur(2003)ではベルギーのサンプルを分析し、男性について-0.13、女性について-0.03という弾性値を報告している。米国の高齢者のデータを分析したChandra, Gruber and MaKnight(2010)では、通院について-0.10の弾性値を計測し、Keeler and Rolph(1988)によるRAND医療保険実験の弾性値<-0.17~-0.31>とほぼ同じ弾性値だと報告している。

わが国のデータを用いた研究としてはKan and Suzuki(2010)が挙げられる。同研究では1997年のサラリーマン本人の自己負担率改定の影響を分析し、弧価格弾力性は-0.055だと報告している。分析手法には、本人の自己負担率が引き上げられた一方、扶養者の自己負担率は一定に留まったことから、差分の差法を用いている。¹¹。ただし、患者調査の個票を用いて高齢者における弾性値を推計したShigeoka(2011)によると、弾性値は-0.2であり勤労世代のサンプルを用いたRAND医療保障実験と同じになっている。

4 識別戦略

本稿では、上記の先行研究をうけて、自然実験による識別戦略を採用した。対象となる実験は北海道で2004年10月に実施された乳幼児医療費助成制度の対象年齢引き上げである。この自然実験前後のデータはAデータとし、制度改正前後1年の月次データを作成した。また、Bデータでは制度改正による中長期的効果を識別するために制度改正前後4年の期間をとり、グループごとの集計値を用いる。

¹¹差分の差法が妥当である条件として、共通トレンドの仮定が満たされる必要があるが、Kan and Suzuki(2010)では一人あたり医療費の伸び率を1991年から2001年までプロットし、本人と扶養者の医療費が概ね同じトレンドに従っていることを示している (Figure.1)。