

One disadvantage of this database is that the data is annual, and temporal aggregations may cause a bias that underestimates the size of the fixed cost, as pointed out by Hamermesh (1989). The advantages are i) since the data is constructed for multiple sectors and multiple firms are included in each sector, we can capture the characteristics of the cost structures for various sectors, and ii) we can also use factor prices, which are not available in Hamermesh (1989) and Hildreth and Ohtake (1998).

4. Results

In this section, we provide the results of the estimation of the asymmetric factor adjustment model using the panel data of large Japanese manufacturing firms. We also discuss some of the implications of the estimates of parameters for each small sector of the manufacturing industry. Tables 8–10 present the estimates of the parameters and the standard deviations. We also provide Geweke's (1992) Convergence Diagnostic (CD) for each parameter. With respect to the samples after the burn-in period, we examined whether there was a significant difference between the mean of the first 10% samples and that of the last 50%. We calculated the CD using the BOA (Bayesian Output Analysis) package of the R language. On this calculation, we used the last ten thousand samples for Sectors 4 and 12 and the last twelve thousand samples for the other sectors because of the hardware restriction.

Since the estimates of λ_2 in many sectors are very close to zero, we also estimated a model which excludes regime 3. Hereafter, we refer to this model as the *one-sided model*. Since the results are rather large, Tables 8–10 contain estimates of either the asymmetric adjustment model or the one-sided model. The selection of the model is based on the marginal likelihood values calculated according to Chib (1995). The full results of estimation are available upon request to the authors.

p_1 , p_2 and p_3 in Table 8 represent the portions where y_{it} takes a value of 1, 2 and 3, respectively. We are interested in the adjustment speed parameters, λ_1 and λ_2 , and the threshold parameters, γ_1 and γ_2 .

The petroleum products sector (Sector 6) is not estimable, since the sample paths of the parameters become unstable (switching occurs between the two modes of the posterior densities). We consider that this happens because the sample size is small, and we removed Sector 6 from the results. For the same reason, we removed the non-ferrous sector (Sector 10), which included only one firm. The textile sector (Sector 2) is removed because Geweke's CDs for the adjustment coefficients indicated the samples are not converged.

The parameters of linear regression equation (2.18) can be interpreted as follows. The desired labor input L_{it}^* will increase if the demand for products Y_{it} increases and will decrease if the price of labor relative to that of capital increases, since the capital is substituted for the labor. From this viewpoint, β_1 is expected to be positive and β_2 is expected to be negative. β_3 is expected to be negative because the technical progress will decrease the input required for a certain level of output. From Tables 9 and 10, these conditions are satisfied in eight manufacturing sectors, which are the food products (Sector 1), chemicals (Sector 4), medical products (Sector 5), rubber products (Sector 7), non-metallic mineral products (Sector 8), fabricated metal products (Sector 11), precision instruments (Sector 15) and other manufacturing (Sector 16) sectors.

The asymmetric behaviors between increasing and decreasing regimes are clear; that is, the values of p_1 and p_3 are different and the values of λ_1 and λ_2 , which represent adjustment speeds, are also different in all sectors. Park et al. (2005) proposed a method of testing asymmetry that calculate posterior probabilities of the all patterns of the parameter values. We simply use the mean and standard deviation of each parameters in the following discussion. The asymmetric behaviors are also confirmed by the model selection with the marginal likelihood values. The one-sided model is selected in 7 sectors. In the food products sector (Sector 1), 10% of the behaviors are classified as belonging to regime 1

Table 8. Sample mean, sample standard deviation and Geweke's convergence diagnostic (CD) of the model parameters for thirteen sectors in the Japanese manufacturing industry (part 1)

Sector	p_1		p_2		p_3		λ_1		λ_2	
	Mean	CD	Mean	CD	Mean	CD	Mean	CD	Mean	CD
1	0.10	-2.03	0.00	-0.99	0.89	2.18	0.612	0.51	-0.005	-0.44
	(0.01)		(0.00)		(0.01)		(0.095)		(0.001)	
3	0.13	-0.59	0.87	0.59			0.570	-0.63		
	(0.04)		(0.04)				(0.145)			
4	0.09	1.28	0.91	-1.28			0.627	-1.15		
	(0.01)		(0.01)				(0.099)			
5	0.36	0.85	0.00	1.49	0.64	-1.43	0.233	-1.92	0.147	-1.87
	(0.01)		(0.01)		(0.01)		(0.025)		(0.013)	
7	0.05	-2.59	0.02	-0.29	0.93	2.57	1.022	1.04	-0.009	2.14
	(0.02)		(0.02)		(0.02)		(0.167)		(0.004)	
8	0.72	-0.86	0.00	0.31	0.28	0.83	0.141	-0.20	0.143	-0.68
	(0.01)		(0.00)		(0.01)		(0.016)		(0.019)	
9	0.09	-1.22	0.91	1.22			0.727	2.32		
	(0.02)		(0.02)				(0.143)			
11	0.16	0.88	0.83	-0.87	0.01	-0.90	0.901	-0.00	0.489	0.59
	(0.02)		(0.02)		(0.00)		(0.099)		(0.044)	
12	0.10	0.63	0.90	-0.63			0.730	-0.42		
	(0.01)		(0.01)				(0.076)			
13	0.08	0.23	0.92	-0.23			0.708	-0.42		
	(0.02)		(0.02)				(0.136)			
14	0.07	-0.52	0.93	0.52			0.626	-0.11		
	(0.01)		(0.01)				(0.116)			
15	0.10	1.23	0.90	-1.23			0.767	-2.29		
	(0.02)		(0.02)				(0.136)			
16	0.11	0.73	0.88	-0.84	0.02	0.49	0.814	-0.49	0.389	0.14
	(0.02)		(0.02)		(0.01)		(0.148)		(0.058)	

Standard deviations are given in parentheses.

Table 9. Sample mean, sample standard deviation and Geweke's convergence diagnostic (CD) of the model parameters for thirteen sectors in the Japanese manufacturing industry (part 2)

Sector	γ_1		γ_2		β_0		β_1		β_2	
	Mean	CD	Mean	CD	Mean	CD	Mean	CD	Mean	CD
1	-0.0123	0.02	0.0143	0.10	-4.143	1.17	1.216	-1.09	-0.081	1.70
	(0.0122)		(0.0164)		(1.902)		(0.191)		(0.098)	
3	-0.0410	-1.11			-1.629	2.21	1.068	-1.57	-0.535	-2.06
	(0.0520)				(3.696)		(0.306)		(0.280)	
4	-0.0026	0.82			-0.471	-1.66	0.837	0.85	-0.044	1.00
	(0.0027)				(0.566)		(0.056)		(0.062)	
5	-0.0020	-1.91	0.0021	1.47	0.164	-2.42	0.719	2.61	-0.008	-0.42
	(0.0026)		(0.0029)		(0.514)		(0.051)		(0.018)	
7	-0.0674	-0.62	0.2433	1.93	6.051	4.81	0.490	-4.26	-0.192	-3.57
	(0.0633)		(0.1869)		(4.911)		(0.429)		(0.186)	
8	-0.0032	-0.23	0.0014	-0.17	-0.605	-1.15	0.766	0.98	-0.057	0.71
	(0.0039)		(0.0019)		(0.676)		(0.062)		(0.051)	
9	-0.0093	-0.47			-2.138	0.39	0.942	0.19	0.055	-1.65
	(0.0102)				(1.239)		(0.113)		(0.110)	
11	-0.0016	2.99	0.8845	-0.36	-1.714	-0.17	0.873	0.00	-0.019	-0.52
	(0.0017)		(0.0631)		(0.442)		(0.044)		(0.025)	
12	-0.0032	1.48			-2.382	0.37	1.003	0.28	0.022	-2.41
	(0.0030)				(0.759)		(0.080)		(0.047)	
13	-0.0040	1.08			-0.121	1.82	0.850	-1.46	0.121	-1.21
	(0.0051)				(0.859)		(0.090)		(0.074)	
14	-0.0056	0.83			0.771	-0.25	0.738	0.69	0.017	-1.37
	(0.0068)				(1.151)		(0.101)		(0.098)	
15	-0.0254	0.58			-1.643	-1.44	1.018	1.35	-0.039	0.69
	(0.0225)				(2.139)		(0.203)		(0.063)	
16	-0.0206	0.40	2.1856	-0.24	-0.797	-1.33	0.808	0.96	-0.032	0.41
	(0.0284)		(0.2971)		(1.711)		(0.162)		(0.117)	

Standard deviations are given in parentheses.

Table 10. Sample mean, sample standard deviation and Geweke's convergence diagnostic (CD) of the model parameters for thirteen sectors in the Japanese manufacturing industry (part 3)

Sector	β_3		τ_u		τ_α		τ_ν	
	Mean	CD	Mean	CD	Mean	CD	Mean	CD
1	-0.056	-1.18	802.2	0.54	1.04	-1.81	11.73	-0.09
	(0.015)		(54.4)		(0.70)		(3.15)	
3	0.036	1.90	660.3	-0.88	9.13	-1.79	9.88	-0.36
	(0.030)		(86.5)		(100.15)		(3.05)	
4	-0.062	-0.95	415.7	-0.02	8.22	0.85	10.50	-0.33
	(0.011)		(20.0)		(3.65)		(2.80)	
5	-0.044	-2.50	58819.5	1.79	13.71	1.81	17.26	-1.92
	(0.005)		(19115.6)		(5.90)		(3.18)	
7	-0.011	1.89	284.7	-0.92	0.40	-2.14	5.44	-2.12
	(0.035)		(31.1)		(0.72)		(1.99)	
8	-0.030	-0.74	58110.9	0.54	8.73	0.84	7.40	-0.39
	(0.007)		(19517.2)		(3.57)		(1.71)	
9	-0.054	1.43	302.6	-2.02	6.21	-0.81	6.61	1.33
	(0.017)		(22.5)		(6.00)		(2.23)	
11	-0.021	0.34	718.2	1.04	14.47	0.11	22.43	0.75
	(0.004)		(47.2)		(4.59)		(3.11)	
12	-0.051	2.13	356.4	0.43	4.61	-0.78	15.52	0.14
	(0.006)		(14.6)		(1.47)		(2.93)	
13	-0.139	1.17	160.1	0.80	158.60	-2.28	9.37	0.26
	(0.021)		(10.4)		(1089.02)		(3.08)	
14	-0.051	0.97	371.8	-0.77	5.30	-0.12	5.94	-0.26
	(0.016)		(20.7)		(2.98)		(1.86)	
15	-0.064	0.17	417.7	1.97	2.33	0.03	9.13	-1.89
	(0.015)		(36.7)		(1.56)		(2.68)	
16	-0.026	0.02	388.4	1.27	2.56	-0.96	6.76	-0.12
	(0.016)		(40.6)		(1.39)		(1.85)	

Standard deviations are given in parentheses.

and the estimated value of λ_1 is 0.61, which is far larger than the results from the conventional model (Hildreth and Ohtake, 1998). However, λ_2 is close to zero. Similar results are observed in Sectors 7, 11 and 16, where the estimated values of λ_1 are 0.61–1.02. The one-sided model is selected in Sectors 3, 4, 9 (iron and steel), 12 (machinery), 13 (electrical machinery), 14 (transport equipment) and 15. The estimates of λ_1 take large values of 0.57–0.77 in these sectors. We can consider that the sectors for which the one-sided model is selected, have essentially the same structure of adjustment costs as the Sectors 1, 7, 11 and 16. Since the firms in these sectors increase the numbers of employees mainly through standard hiring (just hiring new graduates in April), the adjustment speeds become very slow in the hiring regime. However, these firms reduce the numbers of employees rapidly when necessary. As Hamermesh (1993) points out, the hiring speed is determined by not only the cost structure, but also conditions of labor supply (unemployment rate). In this paper, we can treat supply shocks as recruiting cost because we do not examine temporal differences and the labor market is considered identical for every sectors (the craft union is not common in Japan). The variable cost is supposed to be small in the decreasing regime and large in the increasing regime in these sectors. This is explained by the facts that i) the firms know the ability of their employees but do not know the ability of workers in the labor market, and ii) the firms increase overtime and part-time work before increasing permanent employees. The results also suggest that even if the employment reduction is easy, the opposite action may not be easy. This is particularly important for labor legislators.

In the medical (Sector 5) and non-metallic mineral products sector (Sectors 8), all λ_1 and λ_2 are less than 0.3 and γ_1 and γ_2 are close to zero. These facts indicate that there is a small fixed cost and a large variable cost. The adjustments are done slowly in both regimes in these sectors. Since λ_1 takes similar values in these two sectors, the cost structures of these sectors appear to be similar. While the large value of p_1 ($p_1 = 0.72$) and small value of p_3 ($p_3 = 0.28$) for Sector 8 imply that the firms in this sector tended to reduce the employment during the observation period, the values for Sector 5 indicate the opposite direction of the trend ($p_1 = 0.36$ and $p_3 = 0.64$). Differences in the values of p_1 , p_2 and p_3 among sectors can be explained by the business conditions of individual sectors provided that the other factors are kept equal. If the sector is in a recession, a frequent labor reduction will end up resulting in a large value of p_1 . We also expected that the higher fixed cost would increase the values of $|\gamma_1|$, but they were rather small in many sectors.

The results strongly suggest that the fixed cost in the reduction regime may not be large. Although Hamermesh (1989) points out that an estimated fixed cost may become small by the aggregation of data, (For details, see Caballero et al. (1997).) it is extremely unlikely that such an effect would have changed our results. The temporal aggregation of data causes a problem only when the firm frequently changes its employment strategy. However, the firm cannot change its employment strategy in a short period of time if the fixed cost is high.

5. Concluding Remarks

In this paper, we proposed a new asymmetric adjustment model with thresholds, and estimated the model using panel data from large Japanese manufacturing companies. The findings are as follows.

- (i) In almost all sectors, the variable cost is small in the decreasing regime but large in the increasing regime. Even if the lay-off is easy, the hiring action is not necessarily easy.
- (ii) Even if the sectors have similar cost structures, their directions of employment action differ according to their business conditions.
- (iii) The estimated fixed cost is not as large as we expected.

Although there is a limitation inherent in the data used in this study, it is reasonable to conclude that the employment strategy of individual firms is asymmetric between decreasing and increasing regimes. By explicitly treating asymmetric structures in the model, we obtain more accurate effects of the variable and fixed costs than the previous studies, where the conventional symmetric models were used. Ignoring the asymmetric structure might result in inconsistent results.

Acknowledgements

The authors thank Associate Professor Yasuhiro Omori, Professor Hajime Wago, and participants in seminars at Tohoku University, the Institute of Statistical Mathematics, Osaka Gakuin University, and the anonymous referee for helpful comments.

REFERENCES

- [1] Albert, J. H. and Chib, S. (1993). Bayesian Analysis of Binary and Polychotomous Response Data, *Journal of the American Statistical Association*, **88**, 669–679.
- [2] Caballero, R. J., Engel, E. M. R. A. and Haltiwanger, J. (1997). Aggregate Employment Dynamics: Building from Microeconomic Evidence, *American Economic Review*, **87**, 115–137.
- [3] Caner, M. and Hansen, B. E. (2001). Threshold Autoregression with a Unit Root, *Econometrica*, **69**, 1555–1596.
- [4] Chib, S. (1995). Marginal Likelihood from the Gibbs Output, *Journal of the American Statistical Association*, **90**, 1313–1321.
- [5] Chib, S. (2001). Markov Chain Monte Carlo Methods: Computation and Inference, *Handbook of Econometrics 5* (ed. Heckman, J. J. and Leamer, E.), 5, 3569–3649, North Holland, Amsterdam.
- [6] Chib, S. and Carlin, B. P. (1999). On MCMC Sampling in Hierarchical Longitudinal Models, *Statistics and Computing*, **9**, 17–26.
- [7] Geweke, J. (1992). Evaluating the Accuracy of Sampling-Based Approaches to the Calculation of Posterior Moments, *Bayesian Statistics* (eds. Bernardo, J. M. and DeGroot, M.H.), 4, 169–193, Oxford University Press, New York.
- [8] Gould, J. P. (1968). Adjustment Costs in the Theory of Investment of the Firm, *The Review of Economic Studies*, **35**, 47–55.
- [9] Hamermesh, D. S. (1989). Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs, *The American Economic Review*, **79**, 674–689.
- [10] Hamermesh, D. S. (1992). A General Model of Dynamic Labor Demand, *The Review of Economics and Statistics*, **74**, 733–737.
- [11] Hamermesh, D. S. (1993). *Labor Demand*, Princeton University Press, Princeton.

- [12] Hansen, B. E. (1999). Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference, *Journal of Econometrics*, **93**, 345–368.
- [13] Heckman, J. J. (1981). The Incidental Parameter Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time-Discrete Data, *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications* (eds. Manski, C. F. and McFadden, D. L.), 179–195, MIT Press, Cambridge.
- [14] Hildreth, A. K. G. and Ohtake, F. (1998). Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs in Japan, *Journal of the Japanese and International Economics*, **12**, 131–150.
- [15] Jacquier, E., Polson, N. G. and Rossi, P. E. (1994). Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models, *Journal of Business and Economic Statistics*, **12**, 371–389.
- [16] Koike, K. (1983). Kaiko kara Mita Gendai Nihon no Roushi Kankei (Modern Japanese Industrial Relations from the Viewpoint of Dismissals), *Nihon Keizai no Kouzou Bunseki (Analysis of Japanese Economic Structure)* (eds. Moriguchi, C., Aoki, M. and Sawa, T.), 109–126, Soubun-sha, Tokyo (in Japanese).
- [17] Lancaster, T. (2004). *An Introduction to Modern Bayesian Econometrics*, Blackwell, Malden.
- [18] Lauritzen, S. L. (1996). *Graphical Models*, Clarendon Press, Oxford.
- [19] Maddala, G. S. (1983). *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, New York.
- [20] Nickell, S. J. (1986). Dynamic Models of Labor Demand, *Handbook of Labor Economics* (eds. Ashenfelter, O., Layard, P. R. G. and Card, D. E.), 473–522, Elsevier Science, Amsterdam.
- [21] Oga, T. (2005). Dougakuteki Bunpu Kongou Moderu wo Mochiita Kouzou Henka no Bunseki (An Analysis of Structural Change with Dynamic Mixture Model), *Beizu Keiryou Keizai Bunseki: Marukofu Rensa Monte Karuro-hou to sono Ouyou (Bayes Econometric Analysis: Markov Chain Monte Carlo Method and its Applications)* (ed. Wago, H.), 329–354 Touyou Keizai Shinpou-sha, Tokyo (in Japanese).
- [22] Park, S. J., Shin, D. W., Park, B. U. and Oh, M. (2005). Bayesian Test for Asymmetry and Nonstationarity in MTAR Model with Possibly Imcomplete Data, *Computational Statistics & Data Analysis*, **49**, 1192–1204.
- [23] Suruga, T. (1998). Employment Adjustment in Japanese Firms, *Internal Labour Markets, Incentives and Employment* (eds. Ohashi, I. and Tachibanaki, T.), 196–221, Macmillan Press, New York.
- [24] Tanner, M. A. and Wong, W. H. (1987). The Calculation of Posterior Distributions by Data Augmentation, *Journal of the American Statistical Association*, **85**, 829–839.

資料1

著者	対象	用いた調査	調査年(最新)	推計結果	貧困率(%)	備考
後藤(2007)	世帯	『就業構造基本調査』	2002年	総数	18.7%	貧困世帯率として推計。就業世帯と失業世帯の合計。
伍賀(2007)	個人	『就業構造基本調査』	2002年	総数(就調)	29.5%	個人所得が200万円未満の労働者をワーキングプアとして推計。雇用形態別推計がある。
		『労働力調査(詳細結果)』	2005年	総数(労調詳細)	33.4%	
駒村(2007)	世帯	『全国消費実態調査』	1999年	65歳未満・普通世帯	4.55%	65歳未満で世帯主が働いている普通世帯と、65歳未満の単身世帯について推計。ワーキングプア世帯・ボーダーライン世帯率として推計。
				65歳未満・単身世帯	11.10%	
浦川・橋木(2007)	世帯	『所得再分配調査』(個票)	2001年	一般常雇(企業規模30人未満)	12.6%	世帯主の職種別の推計
				一般常雇(企業規模30~99人)	10.2%	
連合総研(2006)	個人	『就業構造基本調査』	2002年	一般常雇(企業規模100~999人)	5.3%	1人世帯の最低生活費を満たしていない雇用者を単独最低生活費未満者、3人世帯の最低生活費を満たしていない雇用者を世帯最低生活費未満者と定義して推計。自営業者除く。65歳以上除く。
				一般常雇(企業規模1000人以上)	3.6%	
				1年未満の契約の雇用者	30.4%	
				自営業	23.9%	
				単独最低生活費未満者	28.5%	
				世帯最低生活費未満者	47.1%	

(注)2007年までの推計結果を掲載。

(出所) 村上(2008), p.8, 表1より引用。

資料2

国	資料	就業の定義	貧困基準
EU	Eurostat	- 少なくとも15時間雇用された(Marlier, 2000) - 前年の主な活動状態	低所得基準: 等価世帯所得の中位の60% (相対的貨幣貧困)
フランス	- Institut National de la Statistique et de l'Economie (INSEE) - Academics - National Action Plan for Social Inclusion 2001-2003/2003-2005	- 少なくとも年間6ヶ月労働市場で活動する(就業するもしくは仕事を探す)個人 - 少なくとも6ヶ月間就業する - 年間少なくとも1ヶ月以上仕事を持っていた	低所得基準: 等価世帯所得の中位の50%(場合によっては、60~70%) (相対的貨幣貧困)
ベルギー	National Action Plan for Social Inclusion 2001-2003/2003-2005	- 少なくとも年間6ヶ月労働市場で活動する(就業するもしくは仕事を探す)個人 - 少なくとも6ヶ月間就業する	低所得基準: 等価世帯所得の中位の60% (相対的貨幣貧困)
スイス	- Swiss Federal Statistical Office - Academics	- 全ての「活動」個人であり、就業時間を問わない - フルタイムで働く全ての個人(例えば週36時間以上) - 利益の上がる活動を少なくとも週40時間(ひとつのフルタイムの仕事)	社会保障による行政上の定額料金 ¹⁾ (行政上の貨幣貧困)
アメリカ	US Census Bureau	- 家計に属するメンバーによる労働時間が1750時間以上(44週)	連邦貧困基準 (絶対的貨幣貧困)
	US Bureau of Labour Statistics	- 少なくともその年に6ヶ月間(27週)労働市場で活動する(就業するか仕事を探している)	連邦貧困基準の125-150-200%未満 ²⁾ (絶対的貨幣貧困)
	US researchers in general	- 平均して、少なくとも半日(1000時間)就業している成人 - USCB, USBLS定義(上記参照)	カナダ統計局のLow-income cut-offs(LICOs) (絶対的貨幣貧困)
カナダ	National Council of Welfare(NCW)	総家計所得の50%以上が賃金、給与、または自営業からのものである	CCSD相対的低所得基準 (相対的貨幣貧困)
	Canadian Council on Social Development(CCSD)	成人のメンバーらが、少なくとも49週間フルタイム(少なくとも週30時間以上)かパートタイムで就業する	相対的低所得基準: 年間20000ドル未満
	Canadian Policy Research Networks(CPRN)	フルタイム/フリーランサー	Henderson 絶対的貧困基準 ³⁾ (絶対的貧困基準)
オーストラリア	Social Policy Research Centre	全ての「活動」個人であり、就業時間を問わない	

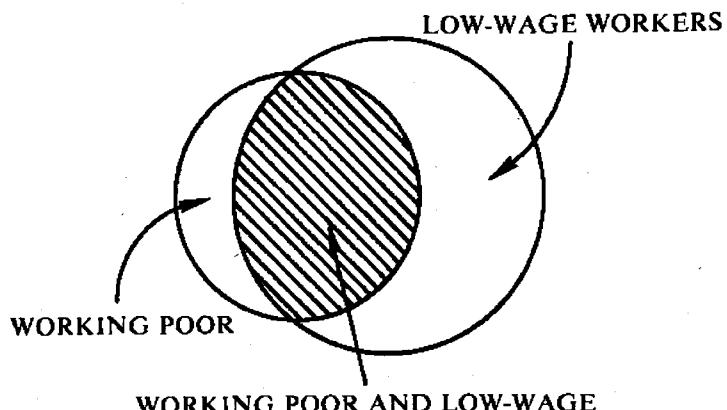
(注1) 平均的な家賃と基本的な健康保険料をConfederation Suisse des Institutons d'Action Sociale's 'vital' minimumに加えて計算される基準である。

(注2) 代替的な貧困基準の利用は、連邦の貧困基準が貧困を十分に評価するためには低すぎるという認識をアメリカの研究者が一般的にもっていることによる。(Warren C.R., 2002; Employment Policies Institute, 2002)

(注3) Henderson 貧困基準は、オーストラリア政府貧困委員会で、Henderson, R.F.により1970年代に開発された。彼の広く利用されている公式は、個人や家計もしくは規模別の基礎的生活費用を計算する。

(出所) Peña-Casas, R. and Latta, M. (2004), p.7

資料3



ワーキングプアと低賃金の関係

(出所) Bluestone, B., Murphy, W.M., Stevenson, M.(1973), p.35 より引用。

資料4

推計者・機関	定義	貧困率	備考	対象年度	調査
Klein, B.W.(1992)	最低賃金で働き、所得が公的貧困基準に満たない者	26.3%	分母は最低賃金労働者数(推計値)	1989年	CPS
Schiller, B.(1994)	年間フルタイムで働きながら所得が公的貧困基準に満たない者	2.5%	分母はフルタイムで働く労働者数	1992年	CPS
Kim, M.(1998)	18歳以上で、前年に就労経験があるが、設定した貧困基準に所得が満たない者	12.0% 9.0% 7.0%	分母は18歳以上人口。公的貧困基準の150%を貧困基準とする。 分母は18歳以上人口。公的貧困基準の125%を貧困基準とする。 分母は18歳以上人口。公的貧困基準を貧困基準とする。	1994年	CPS
Iceland, J. and Kim, J.(2001)	(1)世帯メンバーの労働時間合計が1750時間以上で、世帯所得が公的貧困基準、実験的貧困基準に満たない個人(full-time working poor family)。 (2)世帯メンバーの労働時間合計が50~1749時間で、世帯所得が公的貧困基準、実験的貧困基準に満たない個人(part-time working poor family)。 (3)世帯所得が公的貧困基準に満たない者	6.9% 9.7% 65.9% 59.5% 13.3% 16.1%	左記の定義に当てはまる貧困者・非貧困者を分母とする。公的貧困基準を用いた場合。 左記の定義に当てはまる貧困者・非貧困者を分母とする。実験的貧困基準を用いた場合。 左記の定義に当てはまる貧困者・非貧困者を分母とする。公的貧困基準を用いた場合。 左記の定義に当てはまる貧困者・非貧困者を分母とする。実験的貧困基準を用いた場合。 分母は全人口。公的貧困基準を用いた場合。 分母は全人口。実験的貧困基準を用いた場合。	1997年	CPS
Acs, G., Phillips, K.R., McKenzie, D.(2000)	(1)世帯メンバーの年間労働時間合計が1000時間以上で、世帯所得が公的貧困基準の200%の水準以下である世帯。 (2)世帯メンバーの年間労働時間合計が1000時間以上で、世帯所得が公的貧困基準以下である世帯。	32.2% 6.4%	定義は世帯であるが、推計結果、貧困率は個人と世帯に関して発表している。分母は、個人の場合は全人口。(左記は個人の貧困率)	1997年	National Survey of America's Family
Census Bureau(2006)	貧困世帯に属する個人を、(1)年間を通じてフルタイムで働く、(2)年間を通じてフルタイムで働いていない、(3)働いていない、の3類型に分類。 少なくとも働いている世帯メンバーが1人おり、世帯所得が貧困基準以下の世帯。	6.1% 2.8% 12.8% 21.7% 11.0%	就業者を分母とする。そのうち、世帯所得が公的貧困基準以下である者を分子とする。 年間フルタイムで働く就業者を分母とする。そのうち、世帯所得が公的貧困基準以下である者を分子とする。 年間フルタイムで働かない就業者を分母とする。そのうち、世帯所得が公的貧困基準以下である者を分子とする。 非就業者を分母とする。そのうち、世帯所得が公的貧困基準以下である者を分子とする。 全世帯を分母とする。左記は、総数についての貧困率。この他、婚姻、父子、母子世帯別の指標がある。	2004年	CPS
BLS(2006)	半年以上(27週)以上労働市場で活動し、貧困世帯に属する個人。	5.3% 5.3%	27週以上労働市場で活動する労働力(就業者、失業者)が分母。 そのうち貧困世帯に属する者を分子とする。	2002年 2003年	CPS

(出所) Klein, B.W.(1992), p.54, Schiller, B.(1994), p.65, Table 1, Kim, M.(1998), p.87, Table 1, Iceland, J. and Kim, J.(2001), p.261, Table 2, Acs, G. Phillips, K.R., McKenzie, D.(2000), Table 1, Census Bureau ホームページ, BLS ホームページより作成。

学生を除いたワーキングプア

学生を除く、仕事が主のワーキングプア

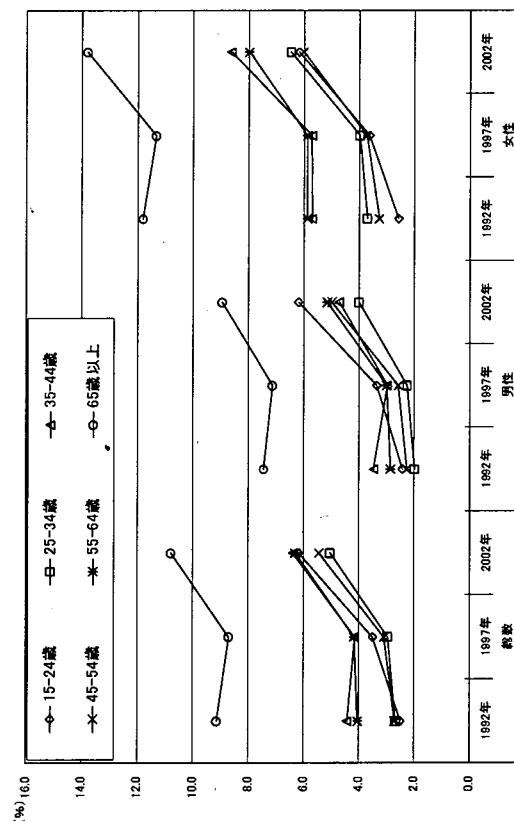


図1 年齢別(学生を除く) 失業・就労貧困率の推移

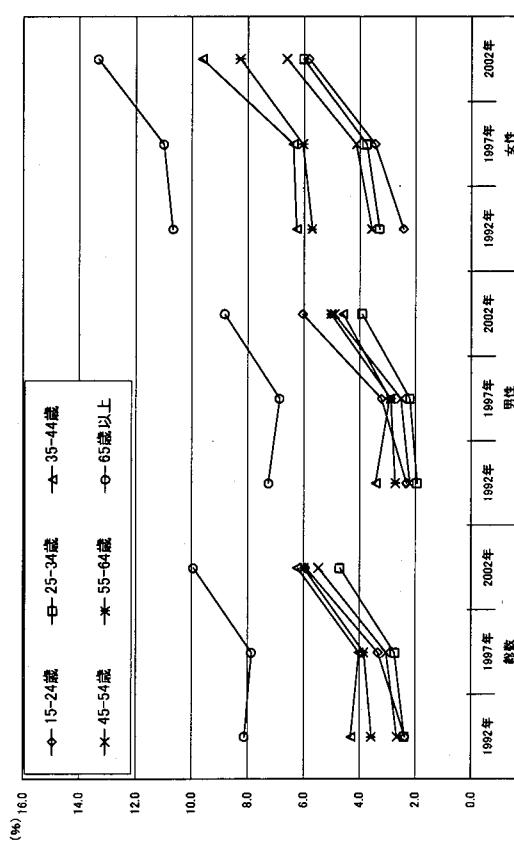


図5 年齢別(学生を除く。仕事が主) 失業・就労貧困率の推移

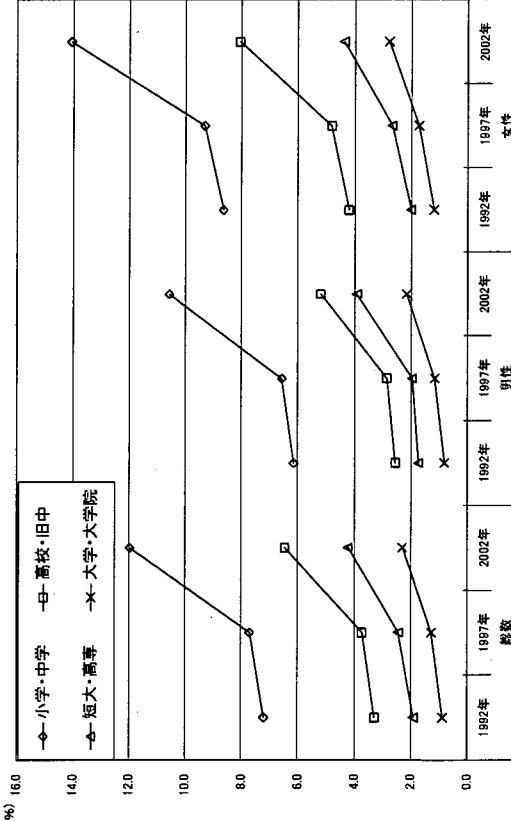


図2 学年別(学生を除く) 失業・就労貧困率の推移

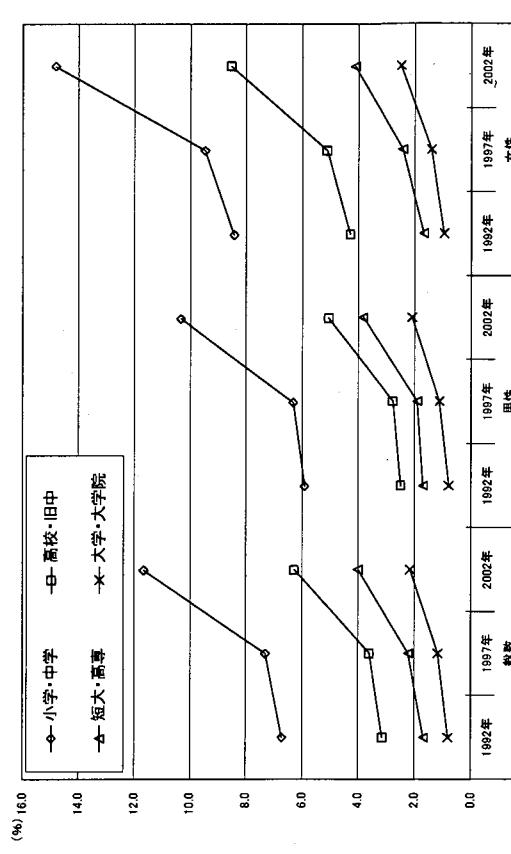


図6 学年別(学生を除く、仕事が主) 失業・就労貧困率の推移

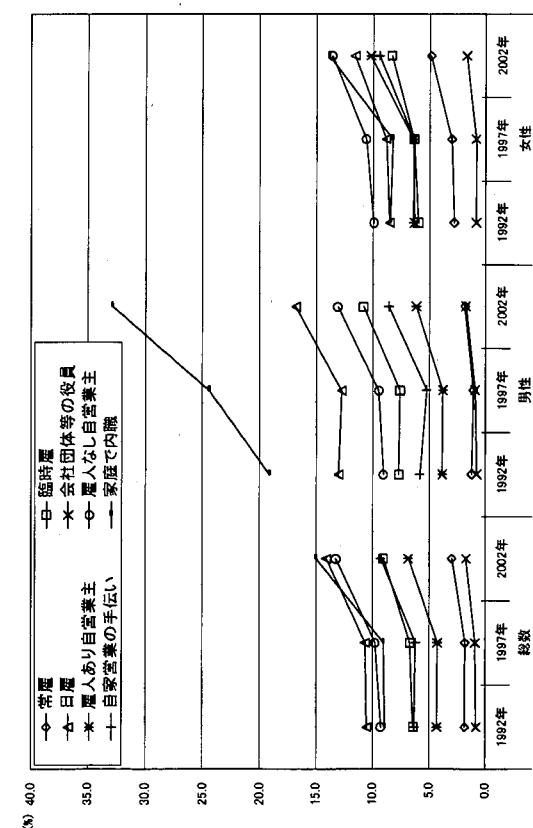


図3 従業上の地位別(学生を除く) 失業・就労貧困率の推移

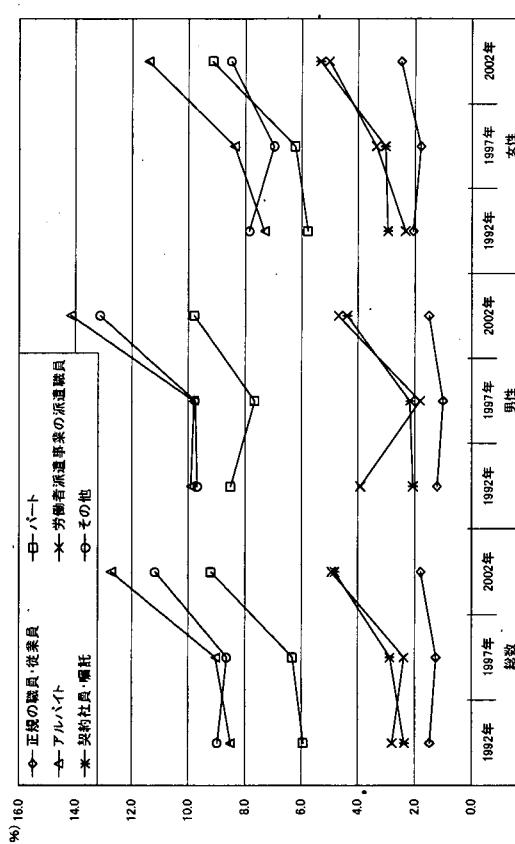


図7 従業上の地位別(学生を除く) 失業・就労貧困率の推移

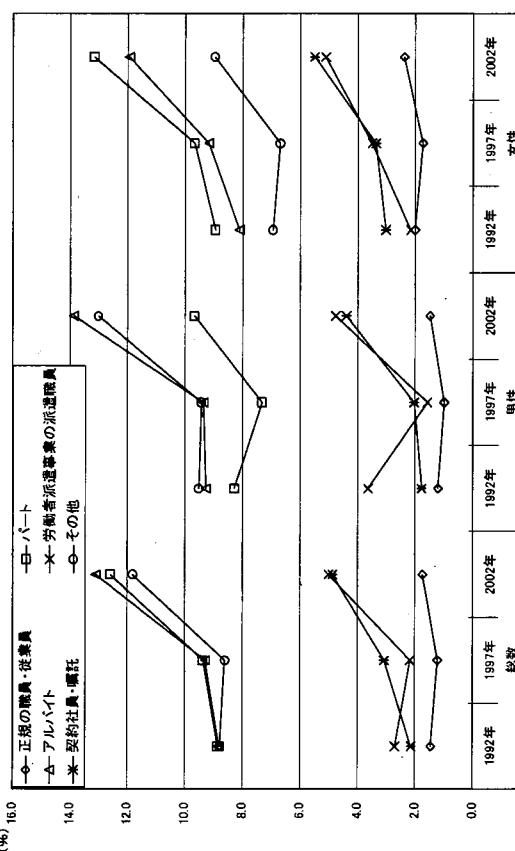


図7 従業上の地位別(学生を除く) 失業・就労貧困率の推移

ワーキングプアの規定と推計について

村上雅俊(関西大学ソシオネットワーク戦略研究機構)

1. はじめに(報告目的)

本報告は、一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センターで提供している『就業構造基本調査』(1992・1997・2002年)の秘匿処理済ミクロデータによる「日本のワーキング・プアの推計」(申請者:岩井浩, 共同利用者:村上雅俊)をもとにした報告である。本報告では、①岩井・村上(2007a)(2007b)(2007c)でのワーキングプアの推計方法とその結果に対する幾つかの指摘を受け、より実態を踏まえる形で、日本のワーキングプアを規定する。そして、②日本のワーキングプアの推計結果と、そこから読み取ることの出来る日本のワーキングプアの特徴を提示することを目的とする¹⁾。

本報告の流れは以下のようになる。

- a) 問題の所在(分析視角・課題)
- b) ワーキングプア推計の国際的動向(特にEU, アメリカについて)
- c) 日本のワーキングプアの(再)推計方法, (再)推計結果

2. 問題の所在－分析視角と課題

2-1 分析視角

- ・ 一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センターで提供している就業構造基本調査(1992・1997・2002年)の秘匿処理済ミクロデータによる「ミクロデータを利用した就労貧困者の推計」(責任研究者:岩井浩)の研究成果を発表したのが2007年である。
- ・ その後、推計方法・結果に対する幾つかの指摘(批判)があった。それらを受けて、再度データを申請しワーキングプアの再推計を行った。
- ・ これまでの日本のワーキングプアの規模の推計については、例えば以下がある。(他については資料1を参照。)
 - (ア) 後藤道夫・伍賀一道・布川日佐史・唐鎌直義・木下武男・名取学・岡田知弘・渡辺雅男・居城舜子・伊藤周平(2005)『ポリティーク』, 第10号, 特集 現代日本のワーキング・プア, 旬報社。
 - (イ) 伍賀一道(2007)「今日のワーキングプアと不安定就業問題・間接雇用を中心に」, 『経済研究』, 11卷, 4号, 静岡大学。
 - (ウ) 後藤道夫(2007)「格差社会の実態と背景」, 後藤道夫・吉崎祥司・竹内章郎・中西新太郎・渡辺憲正『格差社会とたかう』, 第1章, 青木書店。
- ・ 働きながらも最低限度の生活水準を保つことが出来ない世帯(後藤道夫), 最低限度の生活を保つことが出来ない個人(伍賀一道), としてのワーキングプアの増大とその多

¹⁾ 本研究は、平成21年度科学研究費補助金(若手B)「先進諸国におけるワーキングプアの国際比較研究」【課題番号: 21730179】助成を受けたものである。

様な形態の存在が明らかにされている。

- 「ワーキングプア」の定義は様々であり、統一されたワーキングプアの定義は今のところない(資料1参照)。独自の方法によって推計・集計されたデータから、近年ワーキングプアが増加しているということを論じる際の対象が、世帯であったり個人であったりする。それぞれの推計方法には意義があるが、日本のワーキングプアの規模は実際どの程度になるのだろうかという疑問は残る。

↓

2-2 各指標の制約

- それぞれの研究成果には意義があるが、同時に以下のような限界を持つ。
 - ワーキングプアを世帯として捉える場合(後藤道夫)
世帯員個々人がどういった就業状態にあるのかが分からない。
 - ワーキングプアを個人として捉える場合(伍賀一道)
他の世帯員の所得が分からない。本人が年収200万円であっても、パートナーの所得の多少は分からない→世帯所得が最低生活基準以上であるかどうかが不明である。

↓

○集計表から推計することの限界。本報告で規定するワーキングプアは、労働市場で活動している就業者と失業者の総計（労働力）内で、世帯所得が最低生活基準以下の労働力

2-3 背景・課題

- 1992年～2002年(分析対象時期)は、バブル経済が崩壊した後、長期不況に突入し、労働市場を含む様々な分野で規制緩和が行われた時期である。労働市場では、失業・不安定就業(非正規雇用)の数が増大した。賃金水準の低下と多様な非正規雇用の増大に規定された低賃金階層の増加に伴い、最低生活水準(生活保護基準)に満たない労働者、労働力の多様な形態が顕在化した。このような状況は、パート、派遣、請負労働等の非正規就業の増大と賃金水準の低下のみならず、正規雇用の賃金の低下、自営業の廃業の増大と不安定化をともなって進行した。
- 生活保護統計の問題
 - 厳しいミーンズ・テストを受けた後、ようやく生活保護を受けるに至った世帯・個人を捉えた統計
 - 被生活保護受給世帯の「非稼働化」の問題
- ワーキングプアの規模と構成について、様々な標識が提起された。一つの統一的基準(労働市場で一定期間活動している就業者と失業者の総計(労働力総計)内で、世帯所得が最低生活基準以下の労働力)に基づき、失業、就業、低所得、貧困の比較可能な総合的分析指標を提起し、その実態に迫る。

3. ワーキングプア推計の国際的動向(なぜ上記のような規定で推計するのか)

3-1 EUでの議論

- ・ 各国のワーキングプア推計の動向をとりまとめたものとして, Peña-Casas, R. and Latta, M. (2004)がある。資料2を参照。
- ・ Bardone, L., Guio, A.-R.(2005), pp.1-2
 - (ア) 「労働年齢の世帯員が労働市場でどの程度活動しているかは、扶養家族の存在と相まって、個人の貧困リスクに対する脅威の重要な決定因となる。」(p.1より引用)
 - (イ) 「相対的所得貧困という定義の根底にある世帯内での資源の均等分配の仮定の下では、個人の経済的福祉はすべての世帯員から提供された資源の合計に依存する。」(p.2より引用。傍点は報告者が付記。)

↓

- Ex. 年所得が200万円でも、世帯内に要扶養児童が二人いる場合と単身世帯ではその意味合いは異なる。
- 各国のワーキングプアの規定と推計において、労働市場での活動期間の規定は異なるが、多くは最低生活水準以下の世帯所得により貧困世帯を特定し、その世帯メンバーの労働力状態を見ている。

3-2 アメリカでの議論

- ・ Bluestone, B., Murphy, W.M., Stevenson, M.(1973) : Working Poorとなる主な要因として、低賃金があるが、それのみではワーキングプアとはならない。(資料3参照)
- ・ Klein, B.W., Rones, P.L.(1989)の指摘(世界初のワーキングプア推計)
 - (ア) 失業、フルタイムの職が見つからない、低賃金率といった労働市場問題の結果として生まれる低所得
 - (イ) 要扶養児童の存在とたった1人の稼得者のような貧困に対して伝導性のある世帯構造
- ・ アメリカにおいても決して統一的なワーキングプアの推計方法があるわけではない(アメリカにおけるこれまでのワーキングプア推計結果については、資料4を参照)

3-2-1 連邦政府内の状況

a) BLS

- ・ ワーキングプアを推計し続け、その結果を年間レポートとして発表している。

b) センサス局(Census Bureau)

- ・ 局自体がワーキングプアという言葉(term)を用いないことを明言。
- ・ その理由として、「統計利用者が答えようとする問題から、用いるデータによってワーキングプアの意味が異なる」ことをあげている。

3-2-2 現状

○ワーキングプア推計をめぐる論点は以下の三点に集約される

- (1) 最低賃金水準で働く労働者が、どの程度労働市場と接触(attachment)し、なおかつ、それらのうちどの程度が貧困であるかをめぐる論議(労働市場での活動期間をめぐる論議)
- (2) ワーキングプアの推計に用いる最低生活基準をめぐる論議
- (3) ワーキングプアを世帯として捉えるか、それとも個人として捉えるかの論議

↓

〈(1)について〉

- ・貧困を所得の過不足で測る場合、ある一定の所得水準が貧困か否かを決定する要因となる。Working Poorを推計する場合、世帯員の賃金水準がどの程度で、年間を通じてどれだけ働けば(労働市場での活動期間)、貧困でなくなるのかを定義しなくてはならない。
- ・(Ex.) 夫が最低賃金水準で働いている。妻がおり、そして子供が二人いる。世帯の人数で異なる連邦貧困基準に対して、自らが属する世帯の所得が足りているのか否かを測る場合、この夫は最低賃金水準で「どれだけ働けば」連邦政府の貧困基準を上回るのか。この「どれだけ働けば」という点をめぐって、(1)の論点は展開された。
- ・Klein, B.W.(1992), Schiller, B(1994)・・・定義・推計結果が大きく異なる。
- ・Wertheimer, R.(2001)：下記を基準として推計
：1996年に個人責任・就労機会調停法(The Personal Responsibility and Work Opportunity Reconciliation Act of 1996)が成立した。同法は、公的扶助を受給する者に対して就労の義務を課し、福祉依存から脱却させることを明記している。ひとり親世帯に対しては、少なくとも週20時間の労働参加(2000年までに週30時間に引き上げる)を、二人親の世帯に対しては少なくとも週35時間の労働参加を義務(work requirement)づけている

○合意は得られていない。

〈(2)について〉

- ・現在のアメリカ連邦貧困基準が低すぎるという認識から、別の貧困基準を用いてワーキングプアの推計を行っている。(1965年にOrshansky, M.の基準(食料費が全支出の三分の一を占める。1965年当時3,130ドル。現在、物価指数で更新))
- ・連邦貧困基準の1.5倍(Kim, M(1998), Paster Jr., M and Scoggins, J.(2007))といった基準
- ・アメリカ連邦貧困基準は、所得水準をもとにしたものであり、資産、現物給付の価値等を含んでおらず、よって、ワーキングプアが過大推計されているとの見解。

○ 合意は得られていない。

〈(3)について〉

- ・ワーキングプアを個人と世帯の双方で捉えるようになってきている。最低限、世帯所得によって貧困を判断。労働市場での活動期間の基準を設ける場合には、世帯メンバーの労働時間数、労働週数がその対象となっている。
- ・個人のワーキングプアとワーキングプア世帯を捉えたものとして Acs,G., Phillips, K.R, McKenzie, D.(2000), Paster Jr., M and Scoggins, J.(2007)
- ・Klein, B.W, Rones, P.L.(1989)のワーキングプア推計方法は、カナダやフランスの研究者、機関によって採用され、各国のワーキングプア推計が行われている。

↓

- ☆ 最低限、貧困状態を世帯所得で判断。そこから世帯員個々人の労働市場での活動を見る場合は、個人単位で捉えるという一定の合意。
- ☆ この方法は、結果を政府が発表しない限り、集計データからは推計が困難。マイクロデータを用いて推計するしかない。

4. 日本のワーキングプアの(再)推計方法と(再)推計結果について

4-1 ワーキングプア規定の原則

- 岩井・村上(2007a)(2007b)(2007c)で提示した日本のワーキングプア規定の原則を本報告でも踏襲する。
 - ① 貧困であるか否かを世帯所得と世帯の最低生活基準の比較によって行い、貧困世帯を特定する。
 - ② 貧困世帯に属しており、通常(3ヶ月以上)労働市場で活動(就業・失業<求職>)している個人をワーキングプアと規定する。
- 理由は先の2、3内で述べたとおり。(年所得200万円未満の個人をワーキングプアとはしない。世帯内に稼働者が少なくとも一人いる貧困世帯もここではワーキングプアとはしない)

4-2 岩井・村上(2007a)(2007b)(2007c)の最低生活基準に対する批判とその検討

- 岩井・村上(2007a)(2007b)(2007c)の最低生活基準算定方法
 - 世帯内における15歳以上人数と15歳未満人数のマトリックス(生活扶助第一類と第二類のみで基準を算定)
- 駒村(2008)の指摘
 - ① 貧困の判断のために用いる生活保護基準が、生活扶助第一類と第二類の合計のみで算定されており、各種加算・扶助が考慮されていない点に問題
 - ② 認定所得の問題:生活保護受給の際には、当該世帯の収入合計から控除(勤労・基礎)、税、社会保険料等を除いた収入額が認定される。この収入額と生活保護基準額が比較され、その差額が支給される。
- 最低生活基準の規定

- a) 出来る限り世帯の状況に合わせて扶助・加算を算入
- b) 用いるデータ(『就業構造基本調査』リサンプリングデータ, 1992, 1997, 2002年)から判別できる限りにおいて、生活扶助第一類と第二類以外の、各種の扶助・加算を算入
- c) 生活扶助第一類額についても年齢階層別に設定
- d) 認定所得については、『就業構造基本調査』にある世帯所得データがカテゴリカルデータであることから、取り扱えなかった。世帯貧困率、ひいては、結果として表れるワーキングプアの規模が過小であることや、その構成に歪みがあることは否めない。

○ 最低生活基準の具体的算定方法(下図参照 生活保護手帳、各年版より)

- 生活扶助+住宅扶助+教育扶助+老齢(老人)加算+母子加算=基準額とした。
- データから判断できる限りにおいて、より細やかに基準を設定した。(例えば、医療扶助については傷病等の情報がデータにならため算入の判断が困難)

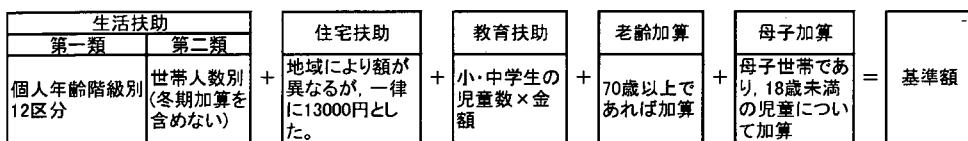


図 最低生活基準に含めた各種の扶助と加算

4-3 労働市場での活動の規定-労働市場での活動の規定-

4-3-1 岩井・村上(2007a)(2007b)(2007c)の労働市場活動の規定に対する批判とその検討

- 岩井・村上(2007a)(2007b)2007c)の労働市場での活動の規定
 - 3ヶ月以上という労働市場での活動期間(有業者・無業者<求職活動をしている>)のみがその対象
- 推計結果に、学生など、労働市場での活動が主でない層が含まれる点に問題があるという指摘
 - 例えば伍賀(2007)：自ら労働時間を調整した結果、低所得となっている層を推計から省く必要性を指摘
- +
- 福原(2008)の議論
 - 「アメリカのワーキング・プアの定義には貧しい失業者が含まれるのに対して、欧州連合では「失業貧困者」と「ワーキング・プア」を区別し、両者をあわせてアクティブ・プアと呼んでいる。このような定義の相違は厳密さへの関心度が異なるというよりは、多くのEU加盟諸国では①失業率が高く長期失業者が相対的に多いこと、また②雇用保険とは別に政府拠出による失業手当制度などがあることから、失業問題について固有の政策論議が必要とされることによる。日本につ