

表2 推定結果（妻=非常勤職）

説明変数	(2.3)式		(2.4)式		(2.5)式	
	固定効果モデル		固定効果モデル		変量効果モデル	
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値
定数項	376.268	1.824 †	375.817	1.819 †	441.094	10.535 ***
妻の相対的所得	-37.501	-0.453	-34.374	-0.350	-125.638	-1.155
妻の相対的所得の2乗	27.665	0.216	28.063	0.217	102.732	0.800
夫の実質年収			-0.001	-0.068	-0.009	-0.659
妻の実質年収			-0.008	-0.129		
Spline						
妻の実質年収：第1分位					0.097	0.369
妻の実質年収：第2分位					-0.293	-0.760
妻の実質年収：第3分位					-0.039	-0.136
妻の実質年収：第4分位					0.015	0.788
夫の労働時間	0.105	3.865 ***	0.106	3.866 ***	0.069	3.318 ***
妻の労働時間	-0.404	-12.459 ***	-0.404	-12.331 ***	-0.421	-16.057 ***
夫の最高学歴	(omitted)		(omitted)		2.478	0.907
妻の最高学歴	(omitted)		(omitted)		-0.682	-0.187
夫の年齢	48.768	0.640	48.596	0.637	-1.074	-1.004
妻の年齢	-52.335	-0.687	-52.127	-0.683	-0.384	-0.304
同居する子どもの数	11.441	1.557	11.480	1.560	15.886	3.436 ***
子どもなしダメー	-58.371	-2.696 *	-58.384	-2.695 **	-69.566	-5.181 ***
末子=未就学児童ダメー	29.688	2.358 **	29.593	2.346 *	54.943	5.618 ***
末子=小学生ダメー	-1.008	-0.125	-1.064	-0.132	5.988	0.886
実母もしくは義母同居ダメー	-15.735	-1.241	-15.735	-1.240	-6.847	-0.935
20歳以上の娘同居ダメー	-17.821	-1.221	-17.755	-1.216	-21.441	-1.629
夫=常勤職ダメー	9.687	0.717	9.703	0.717	9.690	0.916
居住地の規模	-4.873	-0.421	-4.890	-0.422	-3.405	-0.606
R^2 within	0.147		0.147		0.143	
R^2 between	0.041		0.041		0.404	
R^2 overall	0.029		0.029		0.315	
サンプル数	2,619		2,619		2,619	
グループ数	786		786		786	
Hausman検定 χ^2 (Prob < χ^2)	26.97 (0.0194)*		27.97 (0.0217)*		23.20 (0.1085)	

注: ***, **, *, †はそれぞれ0.1%, 1%, 5%, 10%で有意であることを表している。

conomics and Identity," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.115, No.3, pp. 715-753.

安藤潤 [2014], 「JPSC2000-2008 パネルデータを用いた常勤職で働き稼ぐ妻の家事労働行動に関する実証分析」『新潟国際情報大学情報文化学部紀要』第17号, pp. 65-80.

Brines, J. [1994], "Economic Dependency, Gender, and the Division of Labor at Home," *American Journal of Sociology*, Vol.100, No.3, pp. 652-688.

Gupta, S. [2007], "Autonomy, Dependence, or Display? The Relationship between Married

Women's Earnings and Housework," *Journal of Marriage and Family*, Vol.69, No.2, pp. 399-417.

Killewald, A. and M. Gough [2010], "Money Isn't Everything: Wives' Earnings and Housework Time," *Social Science Research*, Vol.39, pp. 987-1003.

内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部編 [2013], 『国民経済計算年報 平成25年版』.

【研究論文／市場・企業】

ヘドニック価格関数による住宅の評価と情報の開示の提案

A Proposal of Evaluation of Housing using Hedonic Approach and Disclosure of Information

廣野桂子 (日本大学経済学部)

Keiko Nosse HIRONO, Department of Economics, Nihon University

1. はじめに

住宅の評価に関するミクロ経済分析は、存在しない。また、現在の住宅の評価法である取引事例法、収益還元法、原価法では、住宅市場での需給均衡価格で住宅を評価できない。

本稿では、第一に、住宅の質を変数とするヘドニック価格関数で住宅を評価することを提案した。また、住宅価格を被説明変数とし、住宅の質と品質調整済み価格指標を説明変数とする回帰式を計測し、分析誤差を取り除いて住宅の理論価格で住宅を評価する方法を示した。さらに、この方法を、ヘドニック価格関数を含むミクロ経済モデルを構築して示した。

第二に、ヘドニック価格関数による住宅の評価法を用いて、任意の住宅のデータから、住宅の真の理論価格を推計する方法を提示した。

第三に、この評価法を実現するためには、住宅の質とオファー価格、住宅の質を変数とするヘドニック価格関数の回帰式と分析誤差を取り除くためのパラメーター及び「真の理論価格を求める式」を情報として政府が開示する必要があることを示した。

第四に、政府がこれらの情報を開示することで、経済主体が合理的に期待を形成した場合の価格、すなわち、需給均衡価格で住宅を評価することが可能となることを提示した。

第五に、住宅の鑑定評価や投資家への住宅の収益の指標の提示など、ヘドニック住宅価格関数を用いた住宅の評価のさまざまな利用法を示した。

本稿では、Rosen [1974] のモデルに式を追加した。これにより、住宅の真の理論価格、つまり、ヘドニック価格関数で適正に住宅を評価する価格を誤差を除いて求める式を新たに導出できた。すなわち、分析誤差と取引人の誤差が取り除かれた住宅の真の理論価格である需給均衡価格を推計する方法を示した。

政策的なインプリケーションとしては、政府が住宅の質を変数とするヘドニック価格関数による住宅の評価法を推進し、かつ、情報としてヘドニック価格関数の回帰式と全体の誤差に占める分析誤差の比率、及び、「真の理論価格を求める式」を開示することにより、民間部門が住宅市場の需給均衡価格を誤差なしで算出できるようになる。この政策により、住宅の真の理論価格での取引が促進されることを示した。

2. 住宅の適正な評価の方法

Rosen [1974] によると、住宅のヘドニック価格関数は、

$$\log P_{t,i} = P_{t,i}(z_1, z_2, \dots, z_n, \eta_t) \quad (1)$$

となる。(1)式で、 z_1, z_2, \dots, z_n は住宅の質(住宅の面積、通勤時間など)、 $P_{t,i}$ はこの質をもつ住宅 i の t 期の市場価格、 η_t は時点 t における品質調整済み価格指標を表す。

ヘドニック価格関数によって住宅の評価を行うために、住宅の理論価格及び購入価格の理論価格からの乖離を計算する。

まず、ミクロデータで(1)式を回帰する。 η_t は年ダミーで推定する。

次に、(1)式の推定線に住宅*i*の質 $z_1^*, z_2^*, \dots, z_n^*$ と年ダミーを代入して住宅*i*の*t*期の価格の理論値 $P_{t,i}^*$ を求める。本稿ではこの $P_{t,i}^*$ と比べ分析誤差がない水準、つまり、住宅の真の理論価格の水準 $P_{t,i}^{**}$ で住宅価格を評価することを提案する。なぜならば、この真の理論価格がパレート最適であるためである。

さらに、住宅*i*の*t*期の購入価格 $P_{t,i}^a$ と住宅価格の理論値を指數関数で変換した理論価格 $P_{t,i}^*$ との差を購入価格で割ったものを V_i とし、これを算出する。

次に、Linneman [1986] の手法で、全体の誤差 V_i を分析誤差と物件の過大評価・過小評価に伴う取引人の誤差に分ける。分析誤差は、ヘドニック価格関数の計測ミスに伴う誤差であり、例えば、測定誤差、関数形の間違いや不適切なサンプリングにもとづく誤差である。

取引人の誤差が生じるケースとして、次のことが挙げられる。①住宅の売り手や買い手は、住宅価格の変動が大きいときには、住宅の需要曲線や供給曲線の位置がわからず、需給均衡価格で取引することが難しい（廣野 [2003]）。②売り手が理論価格より低い価格で住宅を供給する要因として、転職や子供との同居・老人ホームへの入居などによる中古住宅の売り手の売り急ぎ、生産者の資金繰りの悪化による新築住宅の売り急ぎ、供給者による荒利の水準の設定の違いがある。③現在の住宅の評価法がヘドニック法でなく原価法や取引事例法であることにより、住宅価格がヘドニック価格から乖離する。

ここで、全体の誤差 V_i に占める取引人の誤差 TR_i の比を γ とする。すなわち、次式が成り立つ。

$$TR_i = \gamma V_i \quad (2)$$

全体の誤差がない場合の住宅*i*の価格の理論値を $P_{t,i}^{**}$ で表し、これを真の理論価格と呼ぶ。(全体の誤差：取引人の誤差＝ $(P_{t,i}^a - P_{t,i}^*) : (P_{t,i}^a - P_{t,i}^{**})$)。

*q*期前から*t*期までの住宅*i*の増価収益率を

$R_{i,t-q}$ で表す。

$$\begin{aligned} R_{i,t-q} &= (P_{t,i}^a - P_{t-q,i}^a) / P_{t-q,i}^a \\ &= \gamma V_i - 1 + P_{t,i}^{**} / P_{t-q,i}^a \end{aligned} \quad (3)$$

Linneman [1986] の手法により、 γ を増価収益率を V_i に回帰することで求める。これは、定義式(3)から全体の誤差が V_i であれば γV_i だけ増価収益率が変化するという性質を使っている。

住宅の真の理論価格を求めるために、次の(4)、(5)式を、このモデルに新たに本稿で追加する。購入価格 $P_{t,i}^a$ と真の理論価格 $P_{t,i}^{**}$ の差は取引人の誤差である。なぜならば、真の理論価格 $P_{t,i}^{**}$ は分析誤差を含まないためである。

したがって、

$$TR_i = (P_{t,i}^a - P_{t,i}^{**}) / P_{t-q,i}^a \quad (4)$$

が成り立つ。よって、(2)式より、

$$\begin{aligned} P_{t,i}^{**} &= P_{t,i}^a - \gamma V_i \cdot P_{t-q,i}^a \\ &= P_{t,i}^a - \gamma (P_{t,i}^a - P_{t,i}^*) \end{aligned} \quad (5)$$

となる。 $P_{t,i}^a - P_{t,i}^*$ はすでに算出してあり、住宅の購入価格 $P_{t,i}^a$ は既知なので、 γ を上記の方法で求めて、(5)式から真の理論価格 $P_{t,i}^{**}$ を算出できる。

住宅の真の理論価格での評価

本稿では、 $P_{t,i}^{**}$ の水準で*t*期の住宅*i*を評価することを提案する。

3. 情報の開示の方法とその効果

前節の評価法を実現するために、本稿では、政府が、住宅の情報誌に掲載されている住宅の質のすべての説明項目を住宅の質の候補として住宅のヘドニック価格関数(1)式を計測し、かつ、 γ を推計することも提案する。政府は、さらに、ヘドニック価格関数(1)の計測結果の式と γ 及び(5)式から、消費者が $P_{t,i}^a$ と当該住宅の質を入力すれば $P_{t,i}^{**}$ を計算できるようなプログラムのソフトを開発することを提言する。このソフトは、インターネットで利用可能

表1 ヘドニック価格関数の推定

回帰式の番号	①	②	③
定数項	7.436 (94.478)	7.436 (94.534)	7.430 (94.738)
通勤時間	-0.015 (-14.545)	-0.015 (-14.537)	-0.015 (-14.344)
面積	0.018 (15.575)	0.018 (15.423)	0.018 (15.530)
築年数	-0.009 (-2.696)	-0.009 (-2.573)	-0.008 (-2.480)
総武線ダミー	-0.551 (-14.173)	-0.549 (-14.105)	-0.544 (-13.975)
常磐線ダミー	-0.654 (-17.153)	-0.651 (-17.011)	-0.643 (-17.044)
京浜東北線ダミー	-0.516 (-13.382)	-0.516 (-13.376)	-0.519 (-13.503)
庭・ルーフバルコニー	— (1.151)	0.086 (1.151)	—
構造PC造り	—	—	-0.140 (-1.884)
R^2	0.830	0.830	0.831
SEE	0.235	0.235	0.234

(注) () 内は*t*-値である。

とする。

本稿が提案する住宅の評価法と情報の開示によって、次の効果が得られる。第一に、ヘドニック価格がそうであるように、住宅の価格が、消費者の効用を最大化し、生産者の費用を最小化している均衡価格 $P_{t,i}^{**}$ になる。第二に、住宅の価格をパレート最適に誘導できる。

この情報の開示の経済学的な意味は、経済主体が合理的に期待を形成した場合の価格で住宅を評価できるようになることである。すなわち、各経済主体は、需給均衡価格を知ることが可能となる。とりわけ、住宅価格の変動が大きく、住宅の売り手や買い手が住宅の需給均衡価格で取引することが難しいような時も、政府が情報を開示することで、住宅価格を需給均衡価格に導くことができる。

4. 住宅の理論価格の推計

次に、本稿で提案した住宅の評価法、及び、住宅の真の理論価格を求める方法を実際のデータへの適用例の形で示す。

推計の期間は1986～93年である。週刊『住宅情報』の購入用物件(1月)をデータとした。この推計の期間は、首都圏の住宅価格が一旦2倍になり、その後、下落するといった住宅価格の急な変動があった時期であり、そのような時期でも、ヘドニック法を用いた住宅の評価法が十分機能するかどうかをみる。首都圏の山手線、中央線、東横線、総武線、京浜東北線、常磐線の沿線の居住用のマンションをデータとした。 $q=3$ とする。3年前の同じ週に同じマンションが記載されている場合に、これをデータとした。データの数は323である。

まず、(1)式のヘドニック価格関数を回帰した。表1で、その計測結果を示した。通勤時間は東京駅、大手町駅、日比谷駅への通勤時間である。通勤時間以外に、面積、築年数、総武線ダミー、常磐線ダミー、京浜東北線ダミーが、この回帰式で効いている住宅の質の変数である(表1、①式)。1987～93年の年ダミーを表1の

回帰式の説明変数としている。

表1の②③式は、構造がPCか、庭・ルーフバルコニー等の有無を質として追加した式である。表1の回帰式の決定係数は高く、各々の質の変数の係数推定値の符号は期待通りであった。住宅の質として週刊『住宅情報』に掲載されている上記以外の項目は、ヘドニック価格関数の回帰で有意でなかった。

住宅価格の理論値は、表1の推定線①式に住宅の質 $z_1^*, z_2^*, \dots, z_n^*$ 及び対応する年ダミーの値を代入して算出した。①式の説明変数の係数はすべて5%の有意水準で有意であるため、ここで①式を利用した。住宅の理論価格 $P_{t,i}^*$ は、住宅価格の理論値を指數関数で変換して求めた。 $P_{t,i}^*$ と住宅の購入価格 $P_{t,i}^a$ の差を購入価格 $P_{t-q,i}^a$ で割ったものを V_i とした。

表2では、(3)式において $q=3$ として住宅

表2 γ の計測結果

式	$dR_{i,t-q}/dV_i$	t -値	R^2
①	0.523*	8.867	0.762

(注) 5%の有意水準で有意な係数には、右肩に*を付記。

の増加収益率 $R_{i,t-3}$ を V_i に回帰した結果を示した。表2から、 γ は 0.523 と求められた。表2で、 V_i の係数は有意である。

住宅の評価の計算例

山手線の池袋の1991年の購入価格 $P_{t,i}^a$ が7980万円のあるマンションの通勤時間は24分、面積は50.66平方メートル、築年数は5年3ヶ月である。このとき、このマンションの理論価格 $P_{t,i}^*$ は表1のヘドニック価格関数の推計式①にこれらの属性と年ダミーを代入して、指數関数で変換し、7856.205万円と求めることができる。 $\gamma=0.523$ であるので、(5)式から真の理論価格 $P_{t,i}^{**}=7915.255$ 万円と計算できる。

5. ヘドニック価格関数の活用法

以上の住宅の評価法を実際に市場の参加者が活用する方法を、次に記す。

- ①上記の住宅の評価法と情報の開示により、住宅の鑑定評価の費用を節減できる。
- ②住宅の評価に影響を与えていたり住宅の質とそうでない質を判別できる。

住宅の価格に効いている質であるかどうかは、その質を説明変数の1つとして、(1)式を回帰し、係数推定値の t -値から判断できる。消費者が重視している質ならば、住宅の価格に効いている変数のはずである。

③本稿の評価法により、住宅の売り手と買い手に適正な住宅価格がわかる。これは、上記の住宅の評価水準は、住宅市場での需給均衡価格であるという意味で住宅の適正な価格であるためである。住宅の売り手も買い手も、住宅を売買する際に、住宅の適正な価格を知っていると、不安なく、かつ、円滑に住宅の売買の計画を立てて、売買を実行できる。

④ある質の住宅の賃貸料がわかれば、質を(1)式の z に代入し、さらに、本稿の手法で、真の理論価格を求めて、その住宅の価格・賃貸料比率(PER)を計算できる。すなわち、適正な住宅価格を用いてその質の住宅への投資の収益力を示す指標を作成できる。

⑤投資用物件についても住宅価格と PER の数值を、投資家に情報として提供できる。

6. 結論

本稿では、ヘドニック価格関数を用いた住宅の評価を提案した。ヘドニック価格関数によって住宅を評価し、分析誤差を取り除くことで、消費者と生産者が最適な行動をとるような住宅の評価を実現できる。このとき、配分はパレート最適となる。

本稿では、さらに、データセット内の住宅について、誤差を取り除いて、住宅市場の需給均衡価格である住宅の真の理論価格を計算するための手法を提供した。また、本稿では、ヘドニック価格関数を用いた住宅の評価が、広く可能となるような情報を、政府が提供することを提案した。この政策により、住宅の真の理論価格での取引が促進され、住宅市場でパレート最適な配分を誘導できる。

さらに、ヘドニック住宅価格関数を用いた住宅の評価法は、実際に、経済主体が住宅の鑑定評価を含むさまざまな場面で活用できる。

参考文献

- Griliches, Z. [1971], *Price Indexes and Quality Change*, Harvard University Press, Cambridge.
- Linneman, P. [1986], "An Empirical Test of the Efficiency of the Housing Market," *Journal of Urban Economics*, Vol. 20, pp. 140-154.
- Rosen, S. [1974], "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, pp. 34-55.
- 伊藤隆敏・廣野桂子 [1992], 「住宅市場の効率性：ミクロデータによる計測」『金融研究』第11巻第3号、日本銀行、pp. 17-50。
- 清水千弘・川村康人 [2009], 「既存住宅流通と住宅価格」『都市住宅学』第67号、pp. 112-116。
- 廣野桂子 [2003], 「情報の不完全性と住宅保有の格差」『季刊住宅土地経済』No. 49, pp. 33-39。

【研究論文／エネルギー政策】

余剰電力問題に対応するインセンティブ制度の研究*

Study of Incentive System to Solve Surplus Power Problem

花田真一（金沢星稟大学）、大橋弘（東京大学）、進士善夫（東京ガス）、渡部洋介（東京ガス）、須澤健太郎（東京ガス）

Shin-ichi HANADA, Kanazawa Seiryo University, Hiroshi OHASHI, University of Tokyo, Takao SHINJI, Tokyo Gas co., Yosuke WATABE, Tokyo Gas co., Kentaro SUZAWA, Tokyo Gas co.

1. はじめに

本稿は、余剰電力の対応に地域冷暖房システム（以下、DHC）を利用した際のインセンティブ制度について、経済学的な侧面から検討を行ったものである。東日本大震災以降、住宅用太陽光発電（以下、PV）などの分散型電源が急速に普及している。しかし、現在の日本の電力系統は分散型電源の大量導入を想定して設計されてはいないため、さまざまな問題が発生する可能性が指摘されてきた（電力系統利用協議会[2009]、経済産業省[2010]、環境省[2012]等）。本稿は、そうした問題の一つである余剰電力問題について、DHCを事例として、適切なインセンティブ制度について研究を行ったものである。

電力系統は、常に需給が一致している必要があり、需要に対して過剰な発電が行われた場合、停電などのリスクが発生する。分散型電源が大量に導入された場合、気象条件や需要の状況により、電力需要に対して発電が過剰に行われ、余剰電力が発生する可能性がある。この問題に対しては、蓄電池の利用や PV の出力抑制などが対策として考えられてきた。しかし、そのためには数兆円程度の投資が必要であると考えら

* 本研究を行う上で、穴山梯三先生、井手秀樹先生、日本経済政策学会第72回全国大会の参加者の皆様に多くの貴重で有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表する。

れている（経済産業省[2010]）。

本稿は、蓄電池の導入や出力抑制の代替策として、調整能力を持つ需要家の協力を促すインセンティブ制度について研究している。例えば本稿で具体的な事例として取り上げる DHC は、熱・冷水供給の際にコジェネレーションシステム（CGS）を利用し、発生させた電力を自家消費や電力会社への販売に充てている。余剰電力発生時に CGS の発電出力を減らせば電力系統全体の電力供給を減らし、余剰電力問題の緩和が期待される。

しかし、需要家は通常、最も効率的な機器の運用を行っているはずであり、余剰電力発生時に CGS の利用を減らせば最適運用点から逸脱する。最適運用点からの逸脱の費用は蓄電池の導入と比べて約 0.03% 程度と非常に小さいが（石川他[2011]），その費用を協力した需要家のみに負わせるのは公平性に欠けると考えられる。そこで、本稿は交渉により、余剰電力発生時にすべての主体の便益が改善するようなインセンティブ制度の設計が可能か否かを検討した。

具体的な事例として幕張地域冷暖房センターにおける機器の効率や設備を用い、すべての主体の便益が改善するパレート改善が可能なインセンティブ制度が存在するか否かを検証した。その結果、約 1 円から約 7 円という比較的少額のインセンティブ額でパレート改善が可能なことが示された。

2. DHCの利用とその課題

DHCは、冷水・蒸気などの「熱」を作り、一定エリア内の需要家に配管を通じて供給する事業者である。熱・冷水供給の一部にCGSを利用しているケースがあり、発電した電力を自家消費や販売に充てている。余剰電力発生時にCGSの利用割合を減らすことで電力の「吸収」が可能になる。その費用は蓄電池導入の約0.03%程度とされており(石川他[2011])、またLNGを利用するCGSの発電をPVの発電に置き換えることで化石燃料の節約や二酸化炭素排出量の削減にもつながると考えられる。

しかし、DHCは熱需要や費用を勘案して最も効率的な運用を行っている。余剰電力発生時にCGSの利用割合を減らし電力の吸収を行うと最適運用から外れてしまう。適切なインセンティブ制度がなければその費用はDHCが負担することになるが、余剰電力問題は系統全体の問題であり、DHCのみに費用を負わせるのは公平ではない可能性がある。

また、DHCをはじめとする大口需要家は電力会社との需給調整契約により、要請があれば系統の安定化に貢献することが義務付けられている。しかし、電力会社が協力する需要家を直接指名する場合、情報の非対称性などの存在から社会的な費用が最小となる需要家を指名できない可能性がある。

3. インセンティブ制度の設計

そこで、DHCが自動的に協力をを行うようなインセンティブ制度を考察する。適切なインセンティブ制度を設計することには、以下のメリットがあると考えられる。

まず、社会的便益の適切な配分により、パレート改善が起きる可能性がある。余剰電力発生時に電力の吸収を行えば、社会の純便益は増加する。インセンティブ制度がない場合、増加した便益が偏在し、吸収前に比べて便益が低下する主体が存在する可能性がある。適切なインセ

ンティブ制度により便益が配分されれば、パレート改善が可能である。

また、適切なインセンティブ制度の下で自動的に系統貢献の判断を行わせることで、効率の良い主体から協力が行われる可能性がある。系統貢献をする主体を直接指名した場合、情報の非対称性などから最も効率の良い主体を指名できるとは限らない。効率の良い主体ほど便益が大きくなるようなインセンティブ制度を設計すれば、効率的な協力が実現することになる。

当事者間の交渉によりパレート改善が起きるインセンティブ制度が満たす条件は、以下のとおりである。まず、資源を消費するCGSの利用から資源を消費しないPVなどによる余剰電力の利用に切り替えることで、社会厚生が増加する。次に、増加した厚生を配分することでDHCは余剰電力対策への貢献により利益を得、電力会社もDHCの貢献により利益を得る余地がある。

次に、以下のような電力系統のモデルにより具体的な条件を検討する。系統の参加者として、電力会社、DHC、電力需要家、PV導入者を考える。電力会社はDHC・PV導入者から契約に基づき電力を購入し、自社による発電と併せて電力需要家に電力を供給する。電力会社は、余剰電力発生時には電力を「捨てる」ことができるが、そのためには一定以上の費用が掛かる。電力会社は自社発電の量は調整できるが、ベース電力が存在し、発電をそれ以下にするためにはやはり一定以上の費用が掛かる。PVの発電量をEP、DHCの発電量をEDHC、ベース発電量をEB、電力需要をED、余剰電力をESとすると、以下の式が成り立つ

$$ES = EP + EDHC + EB - ED \quad (1)$$

次に、電力会社・DHCの利益を計算する。電気料金をPE、PV発電の買取価格をPP、DHCからの買取価格をPD、余剰電力を「捨てる」費用をC、PVの出力抑制による発電量の変化分を ΔEP 、DHCが吸収する電力量を

ΔED とすると、余剰電力発生時の電力の売買による各主体の利益は以下のようになる

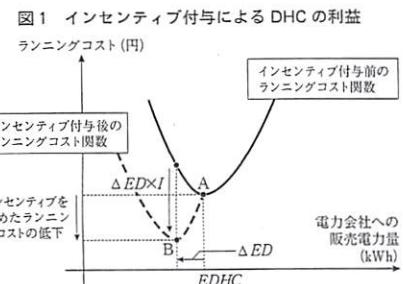
需給調整契約を発動しない場合：

$$\begin{aligned} \text{電力会社} : & ED \times PE - EP \times PP - EDHC \times PD \\ & - ES \times C \\ \text{DHC} : & EDHC \times PD \end{aligned}$$

需給調整契約を発動する場合：

$$\begin{aligned} \text{電力会社} : & ED \times PE - (EP - \Delta EP) \times PP \\ & - (EDHC - \Delta ED) \times PD \\ & - (ES - \Delta EP - \Delta ED) \times C \\ \text{DHC} : & (EDHC - \Delta ED) \times PD \end{aligned}$$

インセンティブにより費用関数が下方シフトすれば、強制されずとも自動的に吸収を行うことでの利益が増加する。図1にはインセンティブ付与によるDHCの利益の変化が示されている。DHCはランニングコストの最低点AでEDHCを決定している。インセンティブを付与せずに受給調整契約を発動し ΔED の吸収を行った場合、最適点の左側で操業することになり、DHCの費用が増加する。しかし、インセンティブが与えられることで費用は削減される。DHCは自発的にインセンティブを含めた最適点Bとなるような吸収量 ΔED を選択することになる。



以上の考察をまとめると、

- ・電力会社の条件： $PD + C > I$
- ・DHCの条件：インセンティブを加味したランニングコストが低下する

という条件を満たすインセンティブ額Iが存在すれば、当事者間の交渉により、需給調整契約を発動しない場合に比べパレート改善されるような交渉解が存在することになる。

4. インセンティブ額の検証

数値例として幕張地域冷暖房センターの機器効率をもとに、前述の条件を満たすインセンティブ額が存在するかを検証する。

ガス価格を40円/m³とし、PDは7円/kWhとする。つまり、7円/kWh以下のインセンティブ額であれば、確実にパレート改善が行われる(Cは0円以下にはならないため)。余剰電

力が発生する特異日として冬期（年末年始）6日間、中間期（ゴールデンウイーク）7日間、夏期（お盆）5日を想定する。

また、単純化のために、①部分負荷運転時の効率は定格効率で一定、②機器の起動停止費用は考慮しない、③各機器の出力下限は0、という仮定を置く。この仮定のもとで費用最小化問題を解くと、各期間の標準的な冷熱需要のもとで、特異日にはCGSを100%稼働するケースが最適であることが示された。また、部分負荷運転時の効率を一定と仮定しているため、発電量を減らした場合のランニングコストの増加量は線形である。その傾きは冬期には約0.94円/kWh、夏期及び中間期には約1.26円/kWhであった。線形であるため、この傾きを超えるインセンティブ額であれば、CGSからの発電量は0となり、DHCの利益は増加することになる。

前述の条件に計算結果を当てはめると、インセンティブ額は $7 > I > 1.26$ となり、この範囲内であれば、電力会社・DHCとともに利益が改善されることになる。

また、インセンティブ額が1.3円/kWhの場合、幕張地域冷暖房センターにより余剰電力の1070.3MWhが吸収され、DHCの収入が15.9万円、電力会社の費用が($C=0$ の場合でも)610.1万円減ることが示された。つまり、2社の利益は合計で626万円増加している。DHCと電力会社の間の利益配分はインセンティブ額によって決定され、インセンティブ額を上限の7円に近づけるほどDHCへの配分が増加することになる。

計算に際しては部分負荷運転時の効率一定など、さまざまな仮定をおいている。したがって、下限が厳密に1.26円ではないかもしれない。しかし、上限の7円との間にはかなりの開きがあることから、DHCと電力会社の条件を共に満たすようなインセンティブ額は一定以上の確率で存在するのではないかと考えられる。

5. まとめ

本稿は、DHCを利用した余剰電力問題の緩和について検討したものである。検討の結果、幕張地域冷暖房センターの数値例ではパレート改善が行われるインセンティブ額が存在し、その範囲が広いことが示された。このインセンティブ制度は当事者間の利益配分で完結しており、他市場への課税などは伴わないので、市場を歪めない。また、DHCに限らず一定の電力吸収能力のある設備であれば、本稿のインセンティブ制度の導入は可能である。

また、電力吸収の費用の低い主体ほど低いインセンティブ額でも吸収を行う。系統貢献は自主的な判断に任せ、インセンティブ額を調整することで効率的な主体から順に電力吸収が行われ、直接指名する場合に比べて効率が良いと考えられる。この点からも、インセンティブ制度の導入は社会便益を増加させると考えられる。

参考文献

- 石川幸一郎・横山明彦・進士誉夫・辻田伸介 [2011]、「地域冷暖房システムによる電力系統のPV大量導入時の余剰電力問題への貢献に関する基礎検討」、平成22年電気学会研究会、PSE-11-003。
- 環境省 [2012]、「2013年以降の対策・施策に関する検討小委員会（第16回）参考資料6」。
- 経済産業省 [2010]、「低炭素社会実現のための次世代送配電ネットワークの構築に向けて～次世代送配電ネットワーク研究会報告書～」。
- 電力系統利用協議会 [2009]、「新エネ発電の大量導入が連系線へ与える影響に関する勉強会とりまとめ報告」。

【研究論文／医療】

Socio-Economic Status, Physical Functions and Mental Health of Older Adults in Japan*

中野あい（神戸大学大学院経済学研究科）

Ai NAKANO, Graduate School of Economics, Kobe University

1. Introduction

The mental health of older adults is affected by various factors such as perceived health, disability, activities of daily living (ADL) and instrumental activities of daily living (IADL), social support, and economic conditions. Medical studies revealed correlations between physical conditions and depressive symptoms in older people in Japan (Honda et al. [2004]). Murata et al. [2011] found that social support from the family or outside the family was associated with lower rates of depression in older men and women. Mental health of older adults is also affected by the physical health.

In this study, we verified the relationship between mental health and physical functions, social support, and economic conditions such as income level in older adults in Japan using two-period panel data. Using panel data, we can consider unobservable

heterogeneity such as the characteristics of a person.

2. Data

Our analysis used longitudinal micro datasets from the National Survey of the Japanese Elderly (NLSG). These data were collected by the University of Michigan and the Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology and consist of six datasets from 1983 to 2002 collected every three years.

The data used in our analysis consisted of 1852 samples pooled over two periods. We used two datasets from 1999 and 2002 because they had common question items from the Center for Epidemiological Studies Depression Scale (CES-D), and we pooled the two datasets into one for analysis. From the two datasets from 1999 and 2002, we analyzed data from a total of 926 respondents.

3. Measures

3.1. Mental health

In our dataset, mental health was assessed with the 20 items from the CES-D. Respondents were asked about their depressive affect ("I felt nervous," "I had no appetite," "I felt depressed," "I could not concentrate," "I felt troubled," "I felt I had failed in my life," "I felt horrible," "I could not sleep well," "I was taciturn," "I felt lonely," "I felt

* The data for this secondary analysis, "National Survey of the Japanese Elderly (NLSG), the University of Michigan and the Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology," was provided by the Social Science Japan Data Archive, Center for Social Research and Data Archives, Institute of Social Science, The University of Tokyo. I wish to appreciate for use permission of data.

I would like to thank to Mai Taki (Rakuwakai Otowa Hospital) and referee for their helpful comments. All errors are mine.

Table1 Descriptive Statistics

Variables	mean	SD	min	max
mental health (CES-D score)	11.113	4.512	0	45
self-rated health	3.517	0.970	1	5
sex (Dummy variable, female=1)	0.361	0.481	0	1
age	72.653	5.478	57	98
marital status (Dummy variable, 1=married (i.e., the spouse is not dead, missing, or divorced))	0.997	0.057	0	1
number of children	2.276	0.998	0	7
alcohol consumption	0.477	0.499	0	1
smoking (Dummy variable, 1=smoke cigarettes)	0.225	0.417	0	1
activity of daily life (ADL) (Dummy variable, 1=able to do all six activities (taking baths, putting on and taking off clothes, etc.) without difficulty.	0.948	0.222	0	1
instrumental activity of daily life (IADL) (Dummy variable, 1=able to do all four activities (shopping, making a telephone call, etc.) without difficulty.)	0.028	0.258	0	1
economic condition (amount of family income)	227.395	280.523	60	2800
having key person				
to listen to closely	0.954	0.209	0	1
provide financial support (Dummy variable, 1=have dependable person who provides financial support))	0.674	0.468	0	1
daily support	0.958	0.201	0	1
attitudes of people who are close				
scold and complain	0.099	0.299	0	1
financial burden	0.002	0.046	0	1
not feelig alone	0.884	0.320	0	1
Being relied on	0.299	0.458	0	1

alienated," "I wanted to cry," "I felt sad," "I had the feeling of being disliked," "I could not get motivated at all") and well-being ("I had confidence in my ability," "I felt the future was bright," "I felt happy," "I felt cheerful") during the past week. The respondents were asked how many times they experienced the described feelings, which were scored 3 if the frequency was 5–7 days per week, 2 for 3–4 days per week, 1 for 1–2 days per week, and 0 if rarely for the 16 depressive affect items. For the four well-being items, the scores were reversed. The theoretical range of the CES-D varies from 0 to 60.

For our analysis, mental health levels are high if the scores for depressive symptom are low and the scores for well-being are

high.

3.2. Self-rated health (SRH)

Subjective health status was measured by asking respondents the following question: "Overall, how is your current health condition?" (5 = excellent, 4 = very good, 3 = good, 2 = fair, 1 = poor). Higher scores of SRH indicate better subjective health.

3.3. Other variables

The respondents were asked about their ability to work without help, and the scores were measured by number of activities of daily living (ADL) and number of instrumental activities of daily living (IADL). ADL are about the ability of daily living ("taking a bath," "getting dressed," "eating," "getting up from bed and standing up from

a chair," "going out," "using the toilet") and IADL are about the ability to perform activities using various means ("going shopping," "using the telephone," "getting on a bus and train alone," "doing light housework"). The respondents were regarded as having sufficient ability in ADL and IADL if they did not consider it difficult to perform ADL and IADL without help for all six and four questions, respectively.

Socioeconomic status was measured by the amount of family income in 1999 and 2002. The respondents chose one value among different class values for their income levels for each kind of source of income. In our analysis, the mean values for each class were used.

Since lack of emotional or instrumental support affects depressive symptoms and health, some variables about the presence of social support were used in our analysis. The presence of key persons was measured by asking respondents whether they had social support, such as emotional (e.g., "lending an ear"), financial, or daily support in everyday life. In addition, being surrounded by people who are scolding and complaining could represent another burden for the respondents. Thus, we assume that the stress arising under these situations could further affect mental and physical health.

Finally, age and gender were examined as socio-demographic variables.

4. Results

Since we combined data from two assessment periods (the questions for CES-D were the same in 1999 and 2002), we estimated the mental health in older individuals by pooling ordinary least squares (OLS) and

performing fixed effect and random effect analyses. The results for the fixed effect for self-rated health are reported in column 1 of Table 2, and the results for the fixed effect for ADL and IADL are shown in column 2 of Table 2. The fixed effect model was chosen by the Hausman test.

First, we conducted the pooled OLS estimation, and the results showed that gender was associated with mental health, that is, older women were more likely to have depressive symptoms than older men¹⁾. Table 2 illustrates that SRH was negatively correlated with mental health of older adults. This suggests that SRH exerts a negative effect on depressive symptoms.

In the panel analysis shown in Table 2, age was negatively correlated with mental health; the older people get, the more likely they develop depressive symptoms. The results also suggest that getting older increases the risk of contracting various (infectious) diseases and decreases physical abilities. Together with the separation from a spouse and retirement from work, these factors could lead to depressive symptoms in older people. Smoking and drinking alcohol was not related to mental health.

As for economic status, the income level was strongly associated with mental health. Most elderly people live on their pension income and some work to receive a salary, as in many cases, the income level falls with age. An adequate economic situation gives older adults the feeling of security and eases mental health problems. Our results suggest that decreases in the amount of public pen-

1) Since the gender is unchangeable, the gender variable was in the pooled OLS results.

Table2 Results

	mental health (fixed effect)		mental health (fixed effect)	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
self-rated health	-0.920 ***	0.153	—	—
age	0.182 **	0.051	0.178 ***	0.052
marital status	1.060	2.379	1.229	2.419
number of children	-0.318	0.735	-0.318	0.746
alcohol consumption	-0.332	0.447	-0.461	0.453
smoking	0.356	0.646	0.155	0.654
economic condition	—	—	—	—
family income	-0.001 **	0.0004	-0.001 **	0.0006
having key person	—	—	—	—
to listen to closely	0.277	0.397	0.143	0.549
provide financial support	-1.212 ***	0.644	-1.171 ***	0.296
daily support	-0.348	0.541	-0.468	0.654
attitudes of people who are close	—	—	—	—
sold and complain	0.558	0.396	0.497	0.402
financial burden	3.460	2.420	4.515 *	2.448
not feeling alone	-0.851 **	0.397	-0.937 **	0.403
Being relied on	-0.483	0.315	-0.610 *	0.320
ADL	—	—	-1.752 **	0.735
IADL	—	—	-0.385	0.665
constant	-0.405	5.019	-2.211 **	5.134
Number of observation	1852/926		1852/926	
F	6.66		4.55	
Prob>F	0.000		0.000	

Note: ***, **, and * indicate significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. We performed the control by regions.

sion may have negative effects on mental health in older adults, and poverty could lead to depressive symptoms.

Having helpful people around for financial support is beneficial for the mental health of older people. On the other hand, having helpful people around for daily support is not correlated to mental health in older individuals. Thus, people who support and give money to older individuals can positively affect the mental health of older adults.

Close people who are an additional financial burden for the older individual have a negative effect on mental health (10% significance level). Not feeling alone is benefi-

cial for mental health at a 10% significance level. Furthermore, being relied on is good for mental health in older people at a 10% significance level, as shown in column 2 of Table 2. Column 2 of Table 2 shows the effects of ADL and IADL, which were both positively related with mental health. Many medical studies have shown that physical function, ADL, and IADL are associated with mental health of older people, and our results confirm these previous studies.

5. Conclusion

Our results demonstrate the important factors that affect mental health. SRH, age, physical activity, functional abilities such as ADL and IADL, and economic status were associated with mental health of older adults. Furthermore, social support was associated with mental health, that is, elderly living alone tend to become depressive. In addition, when income decreases, older adults tend to become depressive. Their income can include both public pension and income from working. Thus, poverty at old age is detrimental for mental health. To maintain mental health in older people, activities that provide vitality and financial help should be implemented as a policy.

References

- Honda, H. et al. [2004], "Relationship between physical function and depression in community dwelling elderly," *Journal of Health & Services*, 3, pp. 51–61.
 Murata, C. et al. [2011], "Social support and depression among community living older people. -AGES Project," *Japanese Journal of Gerontology*, 33 (1), pp. 15–22.

【研究論文／労働政策】

高度プロフェッショナル制度の労働者像

—Albert O. Hirschman の Exit および Voice の視点から—

Representation of Labor within the Policy Proposals of White-collar Exemption in Contemporary Japan

石綿 寛 (中央大学大学院総合政策研究科)

Hiroshi ISHIWATA, Graduate School of Policy Studies, Chuo University

1. 背景と目的

安倍政権下の雇用政策の一環として再び新たなホワイトカラー・エグゼンプション(WE)導入が議論されている。今回の名称は「高度プロフェッショナル制度」(以下プロフェッショナル制度)である。この施策の提案者たちはこの制度が「労働者のニーズ」に合致しており、時代に適した労働時間制度として導入を要請している。本稿はこの施策の提案者にとっての「労働者のニーズ」とは、使用者から撤退できる自律的労働者(Exit型労働者)および使用者に対して声を上げができる労働者(Voice型労働者)にとってのニーズであると議論する。

本稿は、プロフェッショナル制度などの労働時間規制改革を批判する研究に位置づけられる。既存の労働時間改革批判は、日本の労働者の労働時間がすでに過剰であること、日本の労使関係は対等ではなく規制を改革するとさらなる労働時間の超過が進むこと、現行の法制においても十分に弾力的な労働時間を適用することは可能であること、などを指摘してきた(佐々木[2014]、田端[2014]、森岡[2014]など)。しかしながら、上述したように規制改革の推進派は、改革こそ労働者のニーズに合致していると議論している。この中で政策決定者の言説を分析する本稿は、プロフェッショナル制度がどのようなホワイトカラー労働者(のニーズ)に合致していくか、その他のホワイトカラー労働者(のニ

ーズ)には合致しないかを議論する。この点で本稿の貢献は、労働時間規制改革批判はどのようなホワイトカラー労働者を守るためにのものかを明確にすることである。また本稿の政策への貢献は、政策を推進する側と政策を批判する側がぶつかる論点を示すことでプロフェッショナル制度の改善点を明確にすることである。

以下では、第一にプロフェッショナル制度の概要を議論する。第二にその上で、提案者たちが主張する労働者のニーズを考えるために、以下の2つの言説を分析する。鶴光太郎「労働時間改革:鳥瞰図としての視点」と長谷川闇史「個人と企業のための新たな働き方」である。その上で、第三に現在のプロフェッショナル制度が前提としているのは、Hirschmanが議論するところのExit型・Voice型の労働者であると本稿は議論する。

2. 高度プロフェッショナル制度の概要

では具体的にプロフェッショナル制度を導入するとホワイトカラー労働者の働き方がどのように変わるのか。要点を整理すれば、年収要件・対象業務で限定された労働者に対して時間外労働割増賃金が適用されなくなる。またそれら労働者は時間外労働も限定はあるがほぼ制限なく可能になる。この労働基準法の改正が国会で成立した後に対象職種や職務の詳細は決定されるが、現在答申で示されている点は以下の通りである。

- 対象：金融商品の開発業務、金融商品のディーリング業務、アナリストの業務、コンサルタントの業務、研究開発業務など
- 年収要件：1075万円以上（厚生労働省労働政策審議会労働条件分科会「今後の労働時間法制の在り方について」平成27年2月13日）

またこのプロフェッショナル制度では、対象労働者の過労による事故防止の観点から労働時間管理＝健康管理時間の把握、健康福祉確保措置、1か月100時間以上働く労働者に対する医師の面接指導を講じることが予定されている。さらにこの導入に当たっては、労働者代表が半数以上を占める労使委員会の5分の4以上の同意および本人同意が必要になるとされている（厚生労働省労働政策審議会労働条件分科会「労働基準法等の一部を改正する法律案要綱」平成27年3月2日）。

このプロフェッショナル制度は、早い段階から使用者側の都合を優先する雇用政策として批判されてきた。その一方で推進派の人々はこの労働施策が、労働者のニーズに合致するものであるとしている。本稿はこの推進派の人々にとっての労働者とはどのような人々なのかを分析する。そして鶴光太郎の「労働時間改革：鳥瞰図としての視点」と長谷川閑史「個人と企業の成長のための新たな働き方」を事例として取り上げる¹⁾。

3. 「労働時間改革：鳥瞰図としての視点」 および「個人と企業のための新たな働き方」

鶴光太郎および長谷川閑史は、プロフェッショナル制度が適用されるべき者は自律的な労働者であると議論している。そのような労働者とは、「業務遂行・健康管理を自律的に行おうとする個人」である。それゆえ長谷川によれば、

1) なお鶴光太郎は、内閣府の経済諮問委員会、規制改革会議の雇用ワーキンググループ、長谷川閑史は産業競争力会議の雇用・人材分科会の中心人物として安倍内閣にプロフェッショナル制度を提言した人物である

プロフェッショナル制度は「高度な職業能力を有し、自律かつ創造的に働きたい社員が、任意に本制度の利用を選択する」ものであると、指摘している（長谷川 [2014]）。具体的には、「プロとして一定水準以上の仕事をしようと思えば長時間労働は厭わないという信念」をもつ労働者（鶴 [2010: 9-10]），であり

優れたスキルや専門知識・経験に基づく高度な職業能力を有し、自らの裁量で労働時間の配分等を行うことで創造的に働くことできる者（プロフェッショナル・ハイパフォーマー）について、労働時間に捉われない自由度の高い働き方をするニーズ（長谷川 [2014]）

をもつ労働者（長谷川 [2014]）などである。そのような労働者は、時間外労働を金銭を目的としてもしくは命令をされて行うわけではなく、純粋に職務を全うするために行う。そして、最低限度の健康施策を実施すれば、長時間労働は、自分で自分の仕事や健康を管理する自律的な労働者には問題ではないと鶴と長谷川は指摘する（鶴 [2010: 12]）。

そして、鶴や長谷川は労使コミュニケーションによる働き方の実現こそ最もそのような自律的労働者に必要な制度であると議論する。つまり、「政府主導・一律的な労働時間短縮から分権的な枠組み（労使協定）に基づく労働時間の・働き方の柔軟化を目指すこと」が必要であるとしている（鶴 [2010: 17]）。鶴によれば、

長時間労働の多様な要因に対しては、個々の労働者の希望をきめ細かく実現していくことを可能にする労使コミュニケーションによる解決を図るべきである。例えば、先にみた職務の設定、企業内コーディネーション、人事評価制度、企业文化などを原因とする長時間労働への対応は企業毎の解決が鍵を握っているわけであり、その意味でも、労使コミュニケーションの役割は大きいといえる（鶴

[2010: 12-13])。

プロフェッショナル制度の下で自律的に働く労働者は、細やかな対応ができる労使コミュニケーションを通して、自発的長時間労働を採用すること、拒否することそして問題があった場合に苦情を言うことが期待されている（長谷川 [2014]、鶴 [2010]）。

4. Exit型労働者とVoice型労働者

鶴や長谷川が示した労働者をどのように考えることができるか。ここではAlbert O. Hirschmanの議論を参考に考えてみたい。組織に所属する人間の多様な合理性を明確にしたHirschmanの議論を参照することは、本稿の目的に合致していると考えられる。

Hirschmanは組織（企業、団体など）に対する個人の自律的な行為を、組織の劣化という現象から読み解いている。Hirschmanによれば、ある組織が劣化しているとその組織に所属する人間に経験された場合、自律的な個人は以下の2つの行為を通して組織の改善を図ろうとする。一つは、Exitである。Exitとは撤退という手段であり、その組織から離れることで別の組織に行くこと、もしくはその組織の商品を買わることを止め、他の組織の類似商品を買うことを意味する。これは有効な手段であるという。なぜならば、間接的にその組織の人的な質や利益に影響を及ぼすことができるからである。それに対してもう一つは、Voiceである。Voiceとは声を上げるという意味であり、その組織の内部に留まり声を上げて組織の質の劣化を改善するべく活動することを意味する。商品との関連で言えば、他の類似商品に買いかえるのではなく、組織に働きかけ商品の質を戻すためにクレームを行うことを意味する。Exitが間接的に組織の改善を訴える行為であることに対して、Voiceは直接的に働きかけることを意味する（Hirschman [1970]）。

プロフェッショナル制度の文脈からこの

Exit型およびVoice型の労働者を考えた場合、それは、第一に、長時間労働（を強いる仕事・働き方・組織）に対してExit（長時間労働の仕事・働き方やそれを強いる組織をやめることができる）もしくはVoice（長時間労働の仕事・働き方やそれを強いる組織を改善もしくは改善の働きかけ）ができる自律的な人間である。またある組織のプロフェッショナル制度が問題となった場合、それに對してExit（プロフェッショナル制度の適用をやめる手続きが）できる労働者もしくはVoice（プロフェッショナル制度そのものを改善する声）を上げることができる自律的な労働者を意味するだろう。

そして、鶴や長谷川が示していたのは、まさにこのExit型およびVoice型の労働者であった。それは長時間労働やそれが伴う健康問題に對して、最低限の健康管理施策によって「自律的」に向き合うことができる労働者である。それは、長時間労働が自分の意思であること（自分なりに管理しExitできること、もしくは長時間問題に工夫して向き合えること）、労使コミュニケーションによって明確に自分の意思を明確に伝えることが（Exitしたいと使用者に伝えられる、長時間労働が問題であると使用者に問題を提言できるという意味で）期待されることからも明らかである。それは、自分が合意した内容を達成できない労働者は、制度から外れるべきであるという鶴や長谷川の指摘からも明確である。

5. 結論：高度プロフェッショナル制度への政策提言

以上、本稿が明確にしたことは、プロフェッショナル制度を提案する人々が意図しているプロフェッショナル制度に該当する労働者および労働者のニーズとは、長時間労働やそれに伴う健康被害に對してExitできるもしくはVoiceできるExit型およびVoice型労働者であり彼らのニーズである。このことが意味することは、プロフェッショナル制度は、それ以外の労働者

に適用するべきではないということである。例えば、自分の仕事に自律性のない労働者や、自分の健康や業務量に問題があっても意志表示をしないもしくはできない（例えば、Hirschmanが議論する消極的な Loyalist 型の人々が該当する）人にはプロフェッショナル制度は該当しない、そしてされるべきではない。

では、ここからどのような政策的インプリケーションを導けるか。上述の議論の理解に基づくならば、プロフェッショナル制度は以下の2点に留意する必要がある。一つは対象者である。対象者は職種によって選ばれるということになっているが、これは正しいのか。金融のトレーダー・研究者は一般的には自律的な働き方と考えられているが、それらの職種の労働者の内実は、鶴が指摘するような非自発的長時間労働になっていないか。この精査が必要である。また二つ目は、プロフェッショナル制度導入に伴う合意形成・健康管理および苦情受付の対応のあり方である。プロフェッショナル制度はいずれも導入を義務づけているが、その導入におよんで「プロフェッショナリズム」をもつ労働者にどのように対応するかは注意されるべきである。Exit型およびVoice型労働者が常にExitおよびVoiceできる労働者であるとは限らない。長時間労働をしている間に、いつの間にかExitもしくはVoiceできない労働者に変わること可能性はおおいにある（業務量の変化、精神的なプレッシャーなどによる）。その際に、「プロフェッショナリズム」をもつ労働者として健康管理施策や苦情処理を行うと彼らの必要なニーズを汲み取れない危険性がある。例えば、辛くて意見や選択をできない労働者がやっとの思いで相談に訪れた時に相談員が、労働者を励ますだけでは、逆に労働者を追い込むことにもなりかねない。事業所ごとの対応になるが、プロフェッショナル制度をどのように辛い労働者から辞めさせるかというような対応のあり方は十分に考える必要があるだろう。

参考文献

- Hirschman, A. H. [1970], *Exit, voice, and loyalty: responses to decline in firms, organizations and states*, Harvard University Press.
 (三浦隆之訳『組織社会の論理構造：退出・告発・ロイヤルティ』ミネルヴァ書房、1975年)
- 佐々木亮 [2014]、「労働時間の規制外しと『残業代ゼロ制度』の狙い」森岡孝二・今野晴貴・佐々木亮著『いのちが危ない残業代ゼロ制度』岩波ブックレット, pp. 22-45.
- 田端博邦 [2014], 「「ホワイトカラー・エグゼクション」一いくつかの疑問」『労働法律旬報』1823, pp. 6-14.
- 鶴光太郎 [2010], 「労働時間改革：鳥瞰図としての視点」鶴光太郎・樋口美雄・水町勇一郎著『労働時間改革』日本評論社, pp. 1-24.
- 長谷川閑史 [2014], 「産業競争力会議 雇用・人材分科会資料 個人と企業の成長のための新たな働き方」(www.kantei.go.jp/jp/singi/keizaisaisei/skkkaigi/goudou/dai4/siryous2.pdf)
- 森岡孝二 [2014], 「命より儲けの労働時間制度改革」森岡孝二・今野晴貴・佐々木亮『いのちが危ない残業代ゼロ制度』岩波ブックレット, pp. 2-21.

【研究論文／労働政策】

経済成長とフォーマル・インフォーマル就業者の雇用比率

In Economic Growth and Employment Ratio of Formal to Informal Labors

菊本斯琴（大阪経済大学大学院経済学研究科）

Suchin KIKUMOTO, Graduate School of Economics, Osaka University of Economics

1. はじめに

21世紀に入ると、世界のグローバル化が進み、労働市場が多様化していることに関心が集まっている。日本においては正規労働者と非正規労働者に労働市場を分けて分析する多くの研究がある。中国においては90年代後半、インフォーマル・セクターに関する統計資料を求めるILOの提案に応じて、調査作業が行われたが、インフォーマル就業を示すデータは把握されておらず、それらの関連の研究蓄積が手薄である(Hussmanns [1996])。

中国では驚異的な経済発展とともに、労働市場の二極化が問題となっている。本稿は賃金と雇用形態の視点から、二重労働市場におけるフォーマル就業者・インフォーマル就業者を分析する。フォーマル就業者は高賃金、安定な雇用である。インフォーマル就業者は、低賃金、不安定な雇用である。この労働市場の二極化は所得格差拡大の一因である。

1.1 実証的研究

2004年以降、中国沿海地域において、出稼ぎ労働者不足の現象（民工荒と呼ばれる）が生じた。そこから余剰労働力が吸収されつくし、賃金が上昇し、二重労働市場は解消されるという“ルイスの転換点”が議論されるようになった。本稿は、余剰労働力が持続的に存在する、という先行研究を踏まえて、経済成長が二重労働市場においてフォーマル・インフォーマル就業の雇用比率に対して、どのような影響を与えているかについて分析する。

1.2 理論的研究

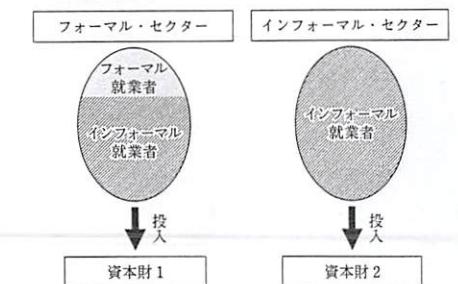
これまでフォーマル・インフォーマル就業について、Agénor and Montiel [1999] のモデル分析では、生産は労働だけで行われ、資本ストックが存在しないという前提を置いていた。また経済成長率と雇用の関係は分析されていない。

そこで、本稿においては、生産には資本が必要であるとして、フォーマル就業者・インフォーマル就業者の雇用比率が経済成長によって、どのような影響を受けるかを検討する。また、フォーマル就業者とインフォーマル就業者は補完的（同じ方向）に変化するのか、代替的（異方向に変化する）に変化するのかも分析する。

2. モデル

Agénor [2001] と同様にフォーマル・セクターとインフォーマル・セクターの2つの部門から成り立つ経済モデルとする。本稿はフォーマル・セクターのインフォーマル就業者とイン

図1 フォーマル・セクターとインフォーマル・セクターの生産と投入



フォーマル・セクターのインフォーマル就業者は同一賃金であると仮定する。

第1部門（フォーマル・セクター）は第1財（生産財、消費財）を生産している。第2部門（インフォーマル・セクター）は第2財（消費財）を生産している。第1財はフォーマル労働、インフォーマル労働、資本ストックによって生産される。第2財は、インフォーマル労働と資本ストックによって生産される¹⁾（図1参照）。

2.1 フォーマル・セクター

$$Y_F = (N_1)^a (N_{1u})^b (K_1)^{1-a-b} \quad (1)$$

$$0 < a < 1, \quad 0 < b < 1, \quad 0 < a+b < 1$$

ここで Y_F はフォーマル・セクターの産出量であり、 N_1, N_{1u}, K_1 はそれぞれフォーマル就業者、インフォーマル就業者、資本ストックである。フォーマル・セクターはフォーマル・インフォーマル就業者を雇用して生産を行っている。

フォーマル・セクターの生産関数が1次同次であることを用いて、資本ストックあたりの式に書き換えると

$$\frac{Y_F}{K_1} = \left(\frac{N_1}{K_1} \right)^a \left(\frac{N_{1u}}{K_1} \right)^b \left(\frac{K_1}{K_1} \right)^{1-a-b} \quad (2)$$

となる。⁽²⁾を書き換えれば

$$\sigma_F = (n_1)^a (n_{1u})^b \quad (3)$$

のように変形することができる。

規模に関して収穫一定を仮定して、 $\partial\sigma_F/\partial n_1 > 0, \partial\sigma_F/\partial n_{1u} > 0, \partial^2\sigma_F/\partial n_1^2 < 0$ 、かつ $\partial^2\sigma_F/\partial n_1\partial n_{1u} = \partial^2\sigma_F/\partial n_{1u}\partial n_1 > 0$ を満たしていると仮定する。すなわち、フォーマル・インフォーマル就業者は生産過程で補完関係にあり、一方の投入量が増加すると他方の限界生産物が高まることにな

1) 本稿の中国労働市場には、戸籍制度によって分割された都市と農村の二重構造だけではなく、雇用形態から労働市場を2つに分割された部門として考察する。フォーマル・セクターは国有企業・集団所有制企業の伝統部門と外資系の振興部門で構成され、インフォーマル・セクターは農民工と都市の下層者（リストラされた労働者）から成る。

って $\partial^2\sigma_F/\partial n_1\partial n_{1u} = \partial^2\sigma_F/\partial n_{1u}\partial n_1 > 0$ となる。

フォーマル・セクターの利潤率は

$$\pi_F = (n_1)^a (n_{1u})^b - (\omega_1 n_1 + \omega_{1u} n_{1u}) \quad (4)$$

で表される。

π_F はフォーマル・セクター価格で測られた実質利潤率である。 ω_1 はフォーマル就業者の実質賃金、 ω_{1u} はインフォーマル就業者の実質賃金である。

利潤最大化の1階条件によって

$$a(n_1)^{a-1} (n_{1u})^b = \omega_1 \quad (5)$$

$$b(n_1)^a (n_{1u})^{b-1} = \omega_{1u} \quad (6)$$

となる。これらの仮定の下では、実質賃金に労働の限界生産力が等しくなる点で労働需要が決まり、(5), (6) 式により

$$n_1 = (a)^{\frac{b-1}{a+b-1}} (b)^{\frac{-b}{a+b-1}} (\omega_1)^{\frac{1}{a+b-1}} (\mu_1)^{\frac{b}{a+b-1}} \quad (7)$$

$$n_{1u} = (a)^{\frac{-a}{a+b-1}} (b)^{\frac{a-1}{a+b-1}} (\omega_1)^{\frac{1-a}{a+b-1}} (\mu_1)^{\frac{1-a}{a+b-1}} \quad (8)$$

となる。ここで $\mu_1 = \omega_{1u}/\omega_1$ である。すなわち、 μ_1 は、フォーマル就業者の実質賃金とインフォーマル就業者の実質賃金の比率で表すことにする。規模に関して収穫一定を仮定しているので、 $a+b-1 < 0$ となっている。したがって、フォーマル・セクターでのフォーマル就業者とインフォーマル就業者の需要関数は、フォーマル就業者の実質賃金とインフォーマル就業者の実質賃金に関して減少関数になる。

2.2 インフォーマル・セクター

インフォーマル・セクターの生産関数はフォーマル・セクターと同じようにコブ＝ダグラス生産関数を仮定する。

$$Y_I = (N_{2u})^c (K_2)^{1-c} \quad (9)$$

$$0 < c < 1, \quad 0 < 1-c < 1$$

ここで Y_I はインフォーマル・セクターの産出量であり、インフォーマル・セクターは、1種類の就業者、すなわち、インフォーマル就業者 N_{2u} と資本 K_2 を使って生産することになる。インフォーマル・セクターの生産関数も1次

同次であることを用いて、資本ストック当たりの式に書き換えると

$$\frac{Y_I}{K_2} = \left(\frac{N_{2u}}{K_2} \right)^c \left(\frac{K_2}{K_2} \right)^{1-c} \quad (10)$$

となる。

(10) 式を書き換えると

$$\sigma_I = (n_{2u})^c \quad (11)$$

のように変形することができる。 σ_I は資本ストック当たりのインフォーマル・セクターの産出量であり、 n_{2u} は資本ストックを測ったインフォーマル就業者である。規模に関して収穫一定により $\partial\sigma_I/\partial n_{2u} > 0, \partial^2\sigma_I/\partial n_{2u}^2 < 0$ を満たしている。

インフォーマル・セクターの実質利潤率は

$$\pi_I = p(n_{2u})^c - \omega_{2u} n_{2u} \quad (12)$$

となる。ここで相対価格 $p = P_2/P_1$ である。 p は第1財で測った第2財の相対価格である。 π_I はフォーマル・セクター価格で測った実質利潤率であり、 ω_{2u} はインフォーマル就業者の実質賃金である。利潤最大化の1階条件は

$$pc(n_{2u})^{c-1} = \omega_{2u} \quad (13)$$

となる。インフォーマル・セクターの実質賃金に労働の限界生産力が等しくなる点で労働需要が決まり、

$$n_{2u} = \left(\frac{\omega_{2u}}{pc} \right)^{\frac{1}{c-1}} \quad (14)$$

となる。規模に関して収穫一定を仮定しているので、 $c-1 < 0$ となっている。したがって、インフォーマル・セクターでのインフォーマル就業者の需要関数は、インフォーマル就業者の実質賃金に関して減少関数になる。

2.3 フォーマル・インフォーマル・セクター相互作用と均衡式

フォーマル・セクターとインフォーマル・セクターの労働者が受け取った賃金の一定割合 θ は、フォーマル・セクターの第1財の購入に向けられ、 $(1-\theta)$ はインフォーマル・セクター

の第2財の購入に向けられるものと仮定する。したがって、フォーマル・インフォーマル・セクターの財市場における均衡式は

$$P_1 Y_F = \theta(W_1 N_1 + W_{1u} N_{1u} + W_{2u} N_{2u}) + P_1 I_1 + P_1 I_2 \quad (15)$$

$$P_2 Y_I = (1-\theta)(W_1 N_1 + W_{1u} N_{1u} + W_{2u} N_{2u}) \quad (16)$$

となる。(15)式左辺はフォーマル・セクター財市場の供給側である。右辺は第1財に対する需要であり、フォーマル・インフォーマル・セクターの労働者の消費とフォーマル・セクターの設備投資 I_1 、インフォーマル・セクターの設備投資 I_2 から成る。 W_1 はフォーマル就業者の名目賃金、 W_{1u} はフォーマル・セクターでのインフォーマル就業者の名目賃金、 W_{2u} はインフォーマル・セクターでのインフォーマル就業者の名目賃金である。

(16)式左辺はインフォーマル・セクター財市場の供給側である。右辺は第2財に対する需要であり、フォーマル・インフォーマル・セクターの労働者の消費は受け取った賃金の $(1-\theta)$ である。

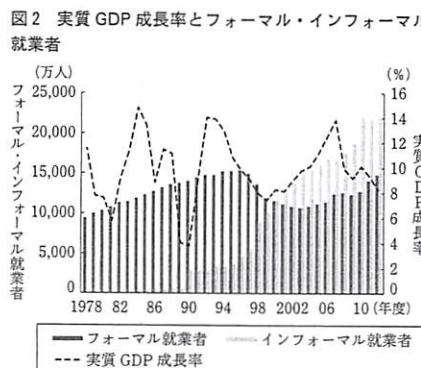
計算によって、次の命題が得られる。

命題(1) 経済成長が高くなると、フォーマル・セクターにおけるフォーマル・インフォーマル就業者数を増加させるとともに、インフォーマル・セクターにおいてはインフォーマル就業者数を増加させる。フォーマル就業者とインフォーマル就業者は補完関係にある。

命題(2) 経済成長率が上昇すれば、フォーマル就業比率よりもインフォーマル就業比率が大きくなる。

これは経済成長とともに、インフォーマル・セクターの産出量と雇用が拡大していくからである。これは労働需要の増加は賃金の低いインフォーマル就業者を多く雇用するからである。

図2に示すように、中国では、国有企业のリストラが終了した2000年代前半以降、経済成長率の上昇に伴い、私営企業部門（インフォーマル・セクター）が拡大し、それに伴い、インフォーマル就業者数が増加した。本稿モデルで



示したように、労働供給制約がなければ、インフォーマル就業比率が増加していく。

3. 結論

本稿では、労働供給制約がなく、余剰労働力が持続的に存在するもとで、経済成長率の上昇が、二重労働市場におけるフォーマル・インフォーマル就業者数及びその就業比率に与える影響について分析した。

フォーマル・セクターの成長率 g_F およびインフォーマル・セクターの成長率 g_I の増加はフォーマル・セクターの産出を増加させ、フォーマル・セクターの産出の増加は実質賃金の減少をもたらすことになる。実質賃金が減少すると、フォーマル・セクターでのフォーマル・インフォーマル就業者が増える。生産過程においてフォーマル・インフォーマル就業者は補完関係にあり、インフォーマル・セクターでのインフォーマル就業者も増える。

経済成長率が高くなれば、インフォーマル・セクターでのインフォーマル就業者の就業比率はフォーマル・セクターでのインフォーマル就業者の就業比率より大きくなり、インフォーマル就業者の就業比率が高まっていくのである。

第2の含意は、経済成長率が高くなると、フォーマル就業者数とインフォーマル就業者数は

両方とも増えるけれども、フォーマル就業者数以上に、インフォーマル就業者数が増える。したがって、経済成長にともない、二重労働市場は統合・解消されず、むしろ二重労働市場の構造においてインフォーマル就業の構成比がさらに拡大していく。モデルが予測するような状態に対して、中国政府が対策をとらないならば、中国のインフォーマル就業者の低賃金と貧困が、暴動、スラム街、地下経済とヤミ経済の問題を引き起こすかもしれない。

したがって、インフォーマル就業者への社会政策が重要となる。周天勇が主張するように、政府の積極的関与によって、労使関係の改善、所得格差の縮小、インフォーマル就業者の健康保険、労働契約期間、年金保険、インフォーマル就業者に対する保護政策が重要となってくる。

参考文献

- Agénor, Pierre-Richard [1999], "Macroeconomic Adjustment with Segmented Labor Markets," *Journal of Development Economics*, 58, pp. 277-296.
- Agénor, Pierre-Richard and Peter J. Montiel [1999], *Development Macroeconomics*, 2nd ed., Princeton University Press.
- Agénor, Pierre-Richard [2001], "Employment Effects of Stabilization Policies," *European Journal of Political Economy*, 14, pp. 853-875.
- Hussmanns, Ralf [1996], "ILO's Recommendations on Methodologies Concerning Informal Sector Date Collection," in Bohuslav Herman and Wimstoffers, eds., *Unveiling the Informal Sector: More than Counting Heads*, Aldershot: Avebury, pp. 15-29.
- 菊本義治・山口雅生 [2005], 「労働市場の二重構造—経済停滞下の雇用比率と賃金格差—」『商大論集』第56巻第3号。
- 周天勇・胡鋒 [2007], 「改善労働力需求結構、努力拡大就業再就業」『中国経済新聞網』(出典:中国税務報), 2007年7月8日。

【研究論文／労働政策】

女性の就業状況の地域差についての考察*

—就業時間の分析を中心に—

Regional Differences in Female Labor Supply: Evidence from an Analysis of Work Hours

坂西明子 (奈良県立大学地域創造学部)

Akiko SAKANISHI, Faculty of Regional Promotion, Nara Prefectural University

点をも明らかにしたい。

2. 女性労働率の地域差

本節では、女性の就業状況の地域差を考察する。労働供給を表す指標には、労働人口の15歳以上人口に占める割合である労働率や、時間数で測った労働サービス供給量としての就業時間等がある(三谷[2011])。

労働率に着目した研究はこれまでに行われてきたが(坂西[2005]等)、労働率は労働参加者の頭数によって測られたものであり、就業者の労働供給の実態を詳細に捉えるためには、就業時間を用いて、時間数でみた労働供給の分析を行うことが求められる。本稿では、配偶状態、世帯構成別にみた女性の就業時間の地域差を分析する。就業時間に関する研究には、山本・黒田[2014]等、さまざまなものがあるが、地域差に着目して女性の就業時間の分析を行った研究は非常に少ない。

本研究では、核家族世帯の比率が高いなどの家族形態の地域差が有配偶女性の就業時間の地域差に及ぼす影響と、世帯構成が同じであっても就業時間に地域差が生じているのかの両方を考察する。定量的に家族形態の地域差がどの程度、女性の就業状態と関連を持つのかを分析した研究はあまり行われておらず、本稿ではこの

表1 15~64歳女性労働率(2005年)

埼玉県	58.47	京都府	59.58
首都圏	58.08	大阪府	56.83
東京都	60.37	兵庫県	56.90
神奈川県	57.44	奈良県	52.83
その他地域平均			64.19
都道府県平均			63.06

出所:『平成17年国勢調査結果』総務省統計局。

労働率の低い大都市圏で、就業時間で見た労働サービス供給量も低位であるかどうか、地域別の労働供給の状況を以下では考察する。

3. 地域別と配偶状態別に見た就業時間の特徴

以下では、2005年の「国勢調査」の匿名データを利用して¹⁾、配偶状態、世帯構成等の属

* 大会の討論者の松浦司先生(中央大学)と座長の田中康秀先生(岡山商科大学)、そして本誌の匿名のレフエリーから貴重なコメントをいただきいた。ここに記して謝意を表する次第である。本研究の一部は科研費JP16K03640の助成を受けた。

1) 計算法に基づいて、国立大学法人神戸大学を通じて独立行政法人統計センターから「国勢調査」(総務省)匿名データの提供を受けた。筆者が独自に作成・加工した統計

性により、就業時間を集計した統計を用いる。匿名データの使用の利点は、全国的な悉皆調査である国勢調査からサンプルが1%の抽出率で提供され、地域単位のデータの精度が比較的高いと考えられることと、公表されている集計表では提供されていない任意の項目からの集計が可能であることである。

Sakanishi [2015] では、40歳代以下の女性の労働率は未婚者と有配偶者の差が大きく、有配偶者のみ地域間格差が大きいことが示されている。そこで、40歳代以下の年齢層の就業時間分布の特徴について、考察する。20歳代前半以前の年齢層では学生の就業が多く含まれるため、25~49歳の女性を抽出した。

表2には、第2節で用いたのと同じ地域区分により、配偶状態別に25~49歳女性の就業状態に関する集計を行った²⁾。

表2 配偶状態別のサンプル数、就業率(%)

	サンプル総数		就業者のサンプル数		就業者の割合(%)	
	未婚	有配偶	未婚	有配偶	未婚	有配偶
首都圏	16,872	40,009	14,046	20,741	83.25	51.84
京阪神圏	8,443	19,560	6,799	9,831	80.53	50.26
その他	26,467	76,727	21,723	47,686	82.08	62.15
総計	51,782	136,296	42,568	78,258	82.21	57.42

出所：2005年「国勢調査」匿名データを用いて、筆者が集計（以降の図表についても同じ）。

就業者数のサンプル総数に占める割合の地域差は、未婚女性では3ポイント弱と小さい。他方、有配偶女性では首都圏や京阪神圏とその他地域との間で、10ポイント以上の差があり、2大都市圏で有配偶者の就業率が顕著に低い。

表3と表4には、それぞれ未婚者と有配偶者の就業者の週間平均就業時間、就業時間区別シェアを地域別に計算した³⁾。

すべての地域で未婚女性の平均週間就業時間は40時間を超えており、地域差は最大でも

であり、総務省が作成・公表している統計等とは異なる。
2) 「労働力状態」が「不詳」のサンプルは除外した。
3) 比率の計算に当たり、分母には休業者と就業時間不詳を除いた就業者の数を用いた。

表3 未婚女性の平均週間就業時間、就業時間区分別割合(%)

平均就業時間	各就業時間区分の比率(%)				
	29時間以下	30~39時間	40~49時間	50時間以上	
首都圏	41.12	4.34	23.60	53.18	18.88
京阪神圏	40.90	4.46	23.82	53.97	17.75
その他	41.66	3.80	19.71	58.57	17.91
全国	41.36	4.08	21.65	56.07	18.21

表4 有配偶女性の平均週間就業時間、就業時間区分別割合(%)

平均就業時間	各就業時間区分の比率(%)				
	29時間以下	30~39時間	40~49時間	50時間以上	
首都圏	30.52	45.28	17.64	28.25	8.84
京阪神圏	30.35	46.06	18.22	27.48	8.25
その他	33.45	35.24	19.43	35.98	9.34
全国	32.29	39.25	18.81	32.87	9.07

0.76時間と小さい。有配偶女性については、首都圏30.5時間、京阪神圏30.4時間に対し、その他地域33.5時間と、3時間以上の差がある。週間29時間以下の短時間就業の比率が、首都圏と京阪神圏でその他地域よりも10ポイント以上大きく、大都市圏の有配偶女性の短時間就業比率が高いことが影響している。

以上の分析より、未婚者では大都市圏とその他地域とで、就業率と就業時間分布の両方にあまり差が見られないが、有配偶者では2大都市圏とその他地域とで大きな地域差があることが示された。25~49歳女性の約70%を有配偶者が占めており、対人口シェアでも比重の高い有配偶者の働き方に地域差のあることが、女性就業の地域差の大半を説明している。

4. 有配偶女性の就業時間の地域差の分析—家族属性との関連から—

家族形態と有配偶女性の就業形態との関係について、さまざまな研究で実証的に考察してきた。一例として、小崎[2007]は、夫婦と子ども世帯の妻が、夫婦のみ、子どもと親世帯の

表6 有配偶女性の家族類型別就業率(%)

	夫婦のみ	夫婦と子ども	その他世帯	総計
首都圏	60.45	47.14	62.01	51.86
京阪神圏	58.73	45.82	61.67	50.27
その他	63.75	56.53	73.43	62.18
全国	61.73	51.93	70.22	57.44

表7 有配偶女性の家族類型別平均週間就業時間

	平均週間就業時間(時)	39時間以下就業者比率(%)	
		夫婦のみ	夫婦と子ども
首都圏	36.10	27.91	31.85
京阪神圏	34.84	28.31	32.65
その他	36.38	31.20	35.92
全国	36.06	29.87	34.99

場合よりも、非典型労働者になる確率が高いという結果を示した。坂西[2014]は、有配偶女性に幼い子どもがいる場合や同居の親がいない場合には、家事育児への時間配分の必要性から、非就業になる確率が高まることを示した。

本節では、匿名データを世帯の家族類型から独自に集計をして加工し、家族形態の地域差が、妻の就業・非就業や就業時間にどのように影響を及ぼしているのかを考察する。

表5には、25~49歳有配偶女性について、地域別に世帯の家族類型内訳を示した。

表5 有配偶女性の世帯の家族類型

	サンプル総数	総数に占める比率(%)		
		夫婦のみ	夫婦と子ども	その他世帯
首都圏	39,998	20.55	66.12	13.33
京阪神圏	19,555	16.21	68.88	14.92
その他	76,691	12.93	59.18	27.89
総計	136,244	15.64	62.61	21.75

注：世帯の家族類型の分類において、「対象外」はサンプルから除外した。また、「その他」世帯は、「男親又は女親と子どもから成る世帯」、「その他の親族世帯」、「非親族世帯」、「単独世帯」を含む。

首都圏と京阪神圏では、「夫婦のみ世帯」と「夫婦と子どもから成る世帯」の合計が85%超と、核家族世帯の比率が高い。「その他世帯」は、その他地域で約28%と2大都市圏よりも10ポイント以上高い。なお、「その他世帯」のうち、三世代世帯は、首都圏で67%、京阪神圏で72%、その他地域で80%を占める。

表6には、世帯の家族類型別に就業率を示した。どの地域も、夫婦と子どもから成る世帯、夫婦のみ世帯、その他世帯の順で就業率が高い。世帯構成の地域差が地域間の就業率の格差を説明していることが示唆される。しかし、夫婦と子ども世帯やその他世帯では、2大都市圏とその他地域とで就業率に10ポイント程度の差がある。同じ世帯の家族類型であっても、就業状況に大きな地域差があることがわかる。

表7には、世帯の家族類型別の平均就業時間、ならびに就業時間39時間以下の就業者の比率

$$h_i - \bar{h} = \sum_k \sum_j \frac{w_{ik} j w_{ij}}{S_i} - \sum_k \sum_j \frac{\bar{w}_k j \bar{w}_{kj}}{\bar{S}}$$

地域*i*の世帯の家族類型*k*の就業者が就業者総数に占める比率を*w_{ik}*/*S_i*=*C_{ik}*、全国の比率を*w̄*/*S̄*=*C_{0k}*、 $\sum_j \frac{j w_{ikj}}{w_{ik}} = X_{ik}$ 、 $\sum_j \frac{j \bar{w}_{kj}}{\bar{w}_k} = X_{0k}$ とすると、(1)式の要因分解は以下のように示せる。

$$\sum_k \frac{X_{ik} + X_{0k}}{2} (C_{ik} - C_{0k}) + \sum_k \frac{C_{ik} + C_{0k}}{2} (X_{ik} - X_{0k}) \quad (2)$$

(2) 式第1項は、地域*i*と全国の平均就業時間の平均値で加重された地域*i*と全国との世帯構成比率の差であり、第2項が地域*i*と全国との世帯構成比の平均値で加重された平均就業時間の差となる。したがって、第1項が全体の平均就業時間の差のうち、全国との世帯構成差から生じる寄与分を表し、第2項が同じ世帯構成でも地域と全国とで就業時間分布が異なることから生じる寄与分を示すことになる。

表8には、(2)式の計算を行い、地域別に全国との平均就業時間の差について、世帯構成ごとに要因分解した結果を示した。

表8 地域別の全国との就業時間差の分解

	首都圏	京阪神圏	その他地域			
世帯構成比	就業時間分布	世帯構成比	就業時間分布	世帯構成比	就業時間分布	
夫婦のみ	2.617	0.009	0.747	-0.218	-1.292	0.048
夫婦と子ども	1.019	-1.141	1.809	-0.928	-0.856	0.727
その他	-3.604	-0.674	-2.817	-0.532	2.259	0.278
合計	0.033	-1.806	-0.260	-1.678	0.111	1.054

世帯構成比差については、全国の値よりも当該世帯の構成比率が高ければ正、低ければ負の値となる。合計は、地域の世帯構成比率が全国の値と乖離していることからの平均就業時間差への寄与を表す。京阪神圏が負、首都圏とその他地域が正であるが、いずれも値は小さい。

就業時間分布要因は、地域と全国とで同じ世帯構成間の就業時間分布に差があることによる平均就業時間の差への効果を表す。夫婦のみの世帯の妻では、就業時間分布の地域差が小さく、表6で見たように就業率の地域差も小さい。しかし、夫婦と子ども世帯、その他世帯（全国ではその77%は三世代世帯）の妻で、就業時間分布の地域差が大きく、地域間の平均就業時間の差の大半を説明している。

子どものいる世帯の有配偶女性の地域間の就業率、就業時間分布に大きな差があり、大都市圏で短時間就業の割合が顕著に高い。

5. おわりに

本稿では、地域別に女性の就業・非就業の就業状態と就業時間の分析を行い、定量的な結果を示した。配偶状態や世帯の家族類型によって就業時間に大きな差異があり、同じ世帯構成であっても就業時間の地域差が相当に大きいことがわかった。

子どものいる世帯で就業率、就業時間に大きな差が見られたことから、結婚、出産とともに正規就業の前職を離職する確率、再就業の際に短時間就業に就いているかの状況に地域差があるかどうかを今後検討する必要がある。また、大都市圏で女性の労働力率、就業時間といった人口に対する労働供給の程度が他地域よりも小さい要因としては、大都市圏では平均的に所得が高い傾向にあるため、ダグラス=有沢法則のように女性の労働供給が少なくなるということが考えられる。しかし、夫婦のみの世帯の妻については、地域間の就業率と平均就業時間の差が小さく、とりわけ有子世帯の妻の労働供給行動の地域差が生じる要因を考える必要性が高いことが本稿の分析から示唆される。

参考文献

- 三谷直紀編著 [2011],『労働供給の経済学』ミネルヴァ書房。
- 坂西明子 [2005],「女性労働力率の地域差についての実証分析」『奈良県立大学研究季報』第16巻第1号。
- 山本勲・黒田洋子 [2014],『労働時間の経済分析』日本経済新聞出版社。
- Sakanishi, A. [2015], "Regional Difference in Female Labor Force Participation in Japan," *International Journal of Economic Policy Studies*, Vol. 10.
- 小崎敏男 [2007],「家計と非典型労働」古郡鞆子編『非典型労働と社会保障』中央大学出版部。
- 坂西明子 [2014],「有配偶女性就業者の時間配分モデルについての考察」『経済政策ジャーナル』第11巻第2号。

【研究論文／市場・企業】

イノベーションの知識源としての大学の役割*

The Role of University as Information Sources on Innovation

西川 浩平（筑波大学経済学部）

金間 大介（東京農業大学国際食料情報学部）

Kohei NISHIKAWA, Faculty of Economics, Setsunan University

Daisuke KANAMA, Faculty of International Agriculture and Food Studies, Tokyo University of Agriculture

1. はじめに

企業は市場で求められる製品やサービスを生み出す過程で、さまざまな問題に直面する。これらを解決することがイノベーション・プロセスの中核である。イノベーション・プロセスでは、社会に広く分布している知識・技術を活用し、新たな価値につなげていくことが重要となる。とりわけ、技術が高度・複雑化していくと、自社の活動にとって必要な知識・技術を単一の企業で賄うことが困難になってくる。

この状況は、経営資源の制約が強く、独自に知識を生産する能力に限界がある中小企業においてより顕著で、あらゆる外部組織から有効な知識・技術を収集することが求められる（科学技術・学術政策研究所 [2010]）²⁾。そこで本稿では、中小企業を対象として外部組織の知識・技術がイノベーションの成果に及ぼす影響を検証する。

ただし、外部組織と一言でいってもその対象は多様で、成果への影響も対象によって異なるはずである。この点を考慮し、本稿では、近年

急速に結びつきが強くなった大学に焦点を当てた分析を行う。大学から企業への知識・技術移転とイノベーションの成果に着目した研究は、これまでにも数多く行われてきており、概ね肯定的な結果が得られている（例えば、Lööf and Brostrom [2008], Momjon and Walbroeck [2003], Robin and Schubert [2013] など）。

このように一定の評価が得られている大学の知識・技術とイノベーションの成果の関係だが、本稿では次の2つの視点を導入することで、先行研究からは得られなかった新たな知見を提供する。第1は大学から企業への知識・技術の移転経路を、技術取引と知識移転³⁾に区別し、経路別に成果への影響を分析した点である。第2は企業のイノベーション活動の目的を特定した上で、目的別に大学から企業への知識・技術移転と成果の関係を検証した点である。

本稿の以降の構成は次の通りである。第2節で分析に用いるデータ、推定モデルを提示する。第3節で推定結果を説明し、第4節でまとめを行う。

2. 推定モデル

2.1 データ

本稿の分析には、科学技術・学術政策研究所

- * 本稿は日本経済政策学会第72回全国大会で発表した論文を改訂したものである。討論者の明石芳彦先生および参加者より有益なコメントを頂いた。記して感謝したい。
- 1) 本稿でイノベーションと表記した場合は、特に断りがない限り、プロダクト・イノベーションを指し、新製品・新サービスの市場への投入を指す。
- 2) 中小企業ほど自社外の知識の獲得が重要とされる一方、五十川等 [2010] は、大企業と比較して、中小企業の外部知識へのアクセスの低調さを指摘している。

3) 技術取引は共同研究やライセンシングなど、知識移転は学会発表や論文などを通じて得た知識・技術を指し、それぞれ Branscomb et al. [1999] が指摘するフォーマルな知識移転とインフォーマルな知識移転に該当する。

が実施した「第2回全国イノベーション調査」(以下、J-NIS2009)を用いる。J-NIS2009は欧州を中心に行われているCommunity Innovation Surveyの日本版として2009年7月に実施され、2006-2008年度にかけての企業のイノベーション活動を調査している。調査対象は製造業やサービス業を中心とした従業者数10人以上の企業である(科学技術・学術政策研究所[2010])。なお、中小企業庁は資本金または従業員数で中小企業と大企業を区別している。ただし、J-NIS2009では資本金、従業者数に関する設問は含まれていないため、本稿ではJ-NIS2009の調査設計の際に用いられた企業規模の区分に従い、従業員数10人以上250人未満の企業を中小企業とした。

2.2 推定モデル

本稿では式(1)で示されるモデルを推定する。*Outcome*は実現したイノベーションの成果、*University_i^{formal}*、*University_i^{informal}*は本稿の鍵となる大学からの知識・技術移転の有無、*X*はコントロール変数、*i*は企業、*ε*は誤差項を示している。 α は推定するパラメータである。

$$\begin{aligned} \text{Outcome}_i = & \alpha_1 + \alpha_2 \text{University}_i^{\text{formal}} \\ & + \alpha_3 \text{University}_i^{\text{informal}} \quad (1) \\ & + \sum_{j=4} \alpha_j X_i^{(j)} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

被説明変数である*Outcome*には、市場に投入した新製品・新サービスの技術力を用いる。具体的には、「競合他社が同様の新製品・新サービスを市場に投入するまでに要する時間」である。高い技術に基づく新製品・新サービスほど、競合他社が追いつくまでの時間は長期化すると考えられる。この期間が長いほど高い技術力を実現したと判断する。なお、J-NIS2009では、「半年未満」、「半年以上1年未満」、「1年以上3年未満」、「3年以上5年未満」、「5年以上10年未満」、「10年以上」の6つの選択肢が用意されており、それぞれ1から6までの数値におきかえた。

*University_i^{formal}*は技術取引の有無、*University_i^{informal}*は知識移転の有無を示す。*University_i^{formal}*については、J-NIS2009の問18で示されている経路を通じて大学の技術を得た場合は1、それ以外を0とする。*University_i^{informal}*については、J-NIS2009の問14で大学から知識を得たと回答し、かつ問18の経路を通じて大学の技術を得なかった場合は1、それ以外は0とする。技術取引を行った企業は343社中27社、知識移転を経験した企業は47社だった。加えて、技術取引を行った企業全社が知識移転も経験していた。コントロール変数を含む、各変数の基本統計量は表1に示している。

2.3 推定方法

本稿では式(1)について、まず新製品・新サービスを市場に投入した中小企業343社を対象に大学の知識・技術移転とイノベーションの成果の関係を検証する。その上で、表1にある

表1 基本統計量

変数	平均値	標準偏差
被説明変数		
イノベーションの技術力	2.718	1.199
健となる説明変数		
大学との技術取引	0.079	0.270
大学からの知識移転	0.137	0.345
コントロール変数		
売上高(対数)	7.037	1.352
売上高に占める研究開発費の割合	0.014	0.047
自社以外の知識の活用	2.262	1.942
陰路(競争面)	0.720	0.450
陰路(需要面)	0.573	0.495
ローテク製造業	0.115	0.319
ミディアム・ローテク製造業	0.145	0.353
ミディアムおよびハイテク製造業	0.160	0.367
サービス業	0.580	0.494
目的(品質の向上)	0.885	0.319
目的(ラインナップの拡充)	0.860	0.347
目的(既存製品・サービスの置換)	0.674	0.469
目的(新市場への進出)	0.837	0.370
目的(規制への対応)	0.547	0.498
目的(標準化への対応)	0.450	0.498
目的(エネルギー消費量の低減)	0.377	0.485
目的(土壤・水質・大気汚染の低減)	0.285	0.452
目的(リサイクル率の向上)	0.310	0.463

J-NIS2009で用意されていた9つのイノベーションの目的別にサブサンプルを作成し、それについて大学の知識・技術との関係を検証する。

ただし、推定を行うに当たって、次の2点への対応が求められる。第1は推定式の被説明変数が連続値と異なる点である。本稿で成果として用いる変数は、連続値を6つに分割した区間データであった。このような被説明変数が連続値ではないモデルに最小二乗法を適用すると、推定結果にバイアスが生じることになる。そこで本稿では、Stewart [1983] が提唱する Interval regression model を用いて推定を行う。

第2は、本稿の鍵となる説明変数である *University_i^{formal}*、*University_i^{informal}* と誤差項との相関、いわゆる内生性の問題である。この問題への対応策として、本稿では Robin and Schubert [2012] にならって、「市場への先行投入」、「生産・製品設計の複雑化」、「製造技術・方法または販売方法の秘匿」、「連携相手面での陰路」を操作変数とする2段階推定を行う。なお、内生変数の疑いのある、*University_i^{formal}*、*University_i^{informal}* を操作変数で回帰する第1段階目の推定では、モデルの説明力を高めるため、式(1)のコントロール変数を加えた。

3. 推定結果

表2はサンプル全体での式(1)の推定結果を示している。同表にある(1)は操作変数を用いて推定した結果、(2)は操作変数を用いた結果を示している。以降では疑似決定係数の高い(2)に着目し、推定結果を確認していく。

大学との技術取引、大学からの知識移転をみると、前者の限界効果は正かつ統計的に有意なz値が得られているが、後者では統計的に有意なz値は得られていない。この結果は、共同研究やライセンシングといった形で得た大学の知識・技術は、新製品・新サービスの技術的な成果を37.5%高める一方、学会、学術誌などを通じて得た大学の知識は、技術的成果に寄与し

研究論文／市場・企業：イノベーションの知識源としての大学の役割

表2 推定結果(全サンプル)

	(1)		(2)	
	限界効果	z値	限界効果	z値
大学との技術取引	0.180*	1.950	0.375***	2.970
大学からの知識移転	0.049	0.870	0.112	1.110
コントロール変数	Yes		Yes	
操作変数	No		Yes	
疑似決定係数	0.040		0.052	
対数尤度	-580.934		-573.638	
標本数	343			

注1: ***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意を示す。

注2: 標準誤差はブートストラップ法による数値を用いた。

注3: 被説明変数には対数をとった数値を用いた。

ているとは言えない状況を示唆している。

次にイノベーションの目的別にサブサンプルを作成し、サブサンプルごとに式(1)を推定した表3をみていく。大学との技術取引の効果を示す(1)をみると、「土壤・水質・大気汚染の低減」を除くすべての目的で、正かつ統計的に有意な限界効果が得られている。したがって、共同研究やライセンシングといった形で得た大学の知識・技術は、概ねイノベーションの成果を押し上げていると評価できる。

他方、学会、学術誌などを通じた知識移転の効果を示す(2)についても、「品質の向上」、「既存製品・サービスの置換」、「リサイクル率の向上」において、正かつ統計的に有意な限界効果が得られている。加えて、「既存製品・サービスの置換」では、技術取引を通じた場合よりも高い限界効果となっている。これら結果は、共同研究、ライセンシングといった形態を介さず、学会や学術誌などを通じて得た大学の知識であっても、イノベーションの目的によっては高い技術力を有する製品・サービスの誕生につながり、場合によっては、技術取引を通じた知識・技術の移転よりも有効な場合があることを示唆している。

4.まとめ

本稿は日本の中小企業における大学から企業への技術取引、知識移転に着目し、イノベーシ

表3 推定結果（目的別サブサンプル）

イノベーションの目的	(1)大学との技術取引		(2)大学からの知識移転	
	限界効果	z値	限界効果	z値
品質の向上	0.304***	2.630	0.202*	1.830
ライセンスの拡充	0.223***	2.860	0.084	0.700
既存製品・サービスの置換	0.154*	1.750	0.275**	2.370
新市場への進出	0.334***	3.580	0.101	0.840
規制への対応	0.303**	2.260	0.235	1.510
標準化への対応	0.348**	2.390	0.023	0.260
エネルギー消費量の低減	0.422**	2.490	0.212	0.840
土壤・水質・大気汚染の低減	0.205	0.790	0.018	0.460
リサイクル率の向上	0.426*	1.730	0.177*	1.660

注1: ***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10% 水準で有意を示す。

注2: 標準誤差はポートストラップ法による数値を用いた。

注3: 説明変数には対数をとった数値を用いた。

注4: モデルにはコントロール変数が含まれており、推定には操作変数法を用いた。

イノベーションの目的別に成果との関係を検証した。本稿の分析を通じて、大学の知識・技術が高度な技術力を有する製品・サービスの誕生に寄与していることが明らかとなつたが、大学の知識・技術が常に有効ではない点も明らかとなつた。加えて、イノベーションの目的によっては、技術取引を介さず、学会や学術誌といった経路で得た知識であっても、高い成果につながることも明らかとなつた。

最後に本稿の課題を述べる。第1は本稿が仮説検証型ではなく事実確認型の分析に止まっている点である。イノベーションの目的に応じた理論モデルは、筆者の知る限り存在しないため、本稿の分析結果の背後にあるメカニズムは明確ではない。したがって、このメカニズムを解明するため、さらなる分析の深化が求められる。第2はデータの制約である。今回の分析に用いたJ-NIS2009は単年度のデータであるため、イノベーションが企業に及ぼすダイナミックな影響を捉えることができない。J-NISはこれまで2003年、2009年、2012年と3回行われているが、調査設計が影響し、パネルデータを構築できる企業数が非常に限られる。第3はイノベーションの成果を示す変数である。企業が新

製品・新サービスを投入する最大の理由は、自社の売上もしくは利益の拡大にあるはずである。したがって、今後は技術的側面のみならず、収益的側面からも大学から企業への知識・技術移転の影響を分析する必要がある。

参考文献

- Branscomb, L. M., F. Kodama, and R. Florida, eds. [1999], *Industrializing Knowledge: University-Industry Linkages in Japan and the United States*, MIT Press.
- Lööf, H. and A. Brostrom [2008], "Does Knowledge Diffusion between Universities and Industry Increase Innovativeness?", *Journal of Technology Transfer*, Vol. 33, pp. 73-90.
- Monjon, S. and P. Walbroeck [2003], "Assessing Spillovers from Universities to Firms: Evidence from French Firm-level data," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 21, pp. 1255-1270.
- Robin, S. and T. Schubert [2012], "Cooperation with Public Research Institutions and Success in Innovation: Evidence from France and Germany," *Research Policy*, Vol. 42, pp. 149-166.
- Stewart, M. B. [1983], "On Least Squares Estimation when the Dependent Variable is Grouped," *Review of Economic Studies*, Vol. 50, pp. 737-753.
- 五十川大也・西川浩平・大橋弘 [2010], 「我が国におけるプロダクト・イノベーションの現状—第2回全国イノベーション調査を用いた分析」NISTEP Discussion Paper No.70.
- 科学技術・学術政策研究所 [2010], 『第2回全国イノベーション調査報告』NISTEP REPORT 144.

【研究論文／社会政策】

警察サービスの効率性とその要因に関する実証分析*

Measuring the Efficiency of Police: Does Disclosure Matter?

赤松礼奈 (徳山大学経済学部)

Reina AKAMATSU, Tokuyama University

1. はじめに

2001年から2006年の都道府県パネルデータを用いて警察サービスの効率性を測定した。その結果、費用非効率は最大49%あることがわかった。情報公開の効率化への影響も分析し、分位点回帰モデルで効率的な都道府県で情報公開が効率性を高めるとの結果を得た。

近年、民間の経営手法を公共部門に適用し、効率的で質の高い行政サービスを目指すNPM (New Public management)に注目が集まっているが、前提として公共部門の説明責任が重要であり情報公開は不可欠である。また情報公開条例が施行されているだけでは説明責任を通じた事業効率化や費用削減に充分な効果を発揮するとは限らない。例えば情報公開条例がすべての都道府県で施行されていた2003年、複数の都道府県警察で捜査報償費の不正流用問題が発覚した。捜査報償費不正流用発覚後、捜査報償費は全国平均で33%減少した。執行総額は約20億円減の約41億円となった。警察改革があった2000年度以降、捜査費・捜査報償費は毎年20%前後減少し続けているが、2004年度の減少率は過去5年間で最高で、前年度比で6県が半額以下になった。市民オンブズマンの情報

公開請求によって各都道府県警では不正支出を認め、約14億3000万円が返還予定である。これらの事例は情報公開条例の不正支出抑制効果を示唆する。以下で統計分析を試みる。

2. 先行研究

日本における情報公開制度と行政活動の効率性の研究は、赤井・金坂 [2005] と山下・赤井 [2005] がある。赤井・金坂 [2005] は非効率の指標として土地公社の不良資産を用い、情報公開の変数として情報公開が施行（公布）された時期を表すダミー変数と情報公開施行（公布）後経過日数（対数）を用い、時間を経るにしたがって情報公開が事業効率化に効果を発揮するという結果を得た。山下・赤井 [2005] は、一人当たり歳出総額を説明変数に効率値を計測し、情報公開や政策評価制度の有無が効率性に与える影響を推計した。その結果、政策評価の数値化といった行政内部から職員の意識改革を喚起する部類の制度が、費用削減に影響を与えたと報告している。どちらの先行研究も制度の有無に着目しているが本稿は制度の行使に着目した。市民オンブズマンの情報公開請求に対し警察が『どの程度情報開示したか（年額、月額、公開なし）』を、第4節で説明する7種類のダミー変数にして使う。また警察サービスという特定の事業に絞り定式化しやすくした。

警察サービスの効率性について、Stochastic Frontier Analysis (以下SFA) で分析している先行研究である宮良・福重 [2002] は、Data Envelopment Analysis (以下DEA) とSFA

* 討論者である本間聰先生(東海大学)、赤井伸郎先生(大阪大学)、福重元嗣先生(大阪大学)、橋本浩幸先生(兵庫県立大学)、西村幸浩先生(大阪大学)、齊藤由里恵先生(福山女学園大学)、匿名のレフェリーから有益なコメントをいただいた。また、指導教員の恩地一樹先生(大阪大学)にご指導を賜った。ここに謝意を表す。なお本文中の誤りはすべて筆者に帰する。

で都道府県の警察における犯罪の検挙に関する効率性の評価を行った。情報公開と警察サービスの効率性の関係を検証している先行研究は筆者の知る限り存在しない。

3. 推計手法

SFA（表3のモデル1）のフロンティア関数を費用関数で定義する¹⁾。モデル2は、SFAと要因分析を同時に推計する。非効率性を推計し、その非効率値を被説明変数にして要因分析をすると、分布の仮定に矛盾が生じる²⁾。この矛盾に対応するため、Battese and Coelli [1995]によって提案された方法を用いる。

分位点回帰モデルは、モデル1の推計値を被説明変数として非効率の要因分析を行う³⁾。

4. データとモデルの定式化

費用関数を構成する変数は、費用（警察費）、产出物（刑法犯の検挙率）、賃金（警察職の平均基本給月額）とする。データの出所は表1に示す。生産要素価格は利用可能なデータが存在せず、都道府県ごとに差異はないないと仮定する。产出物は先行研究にしたがい検挙率を用いた。地域差の制御に、完全失業率、人口密度、凶悪犯認知件数、転入者数を用いた。失業率の増加は犯罪の機会費用低下を意味し、凶悪犯の認知件数の多い地域では検挙に至るまでの労力が多大であると考えられる。

情報公開の効果を柔軟にとらえるため、以下

1) Aigner, Lovell and Schmidt [1977] によって紹介された、効率性フロンティアからの乖離を非効率項と誤差項に分けられるモデルである。

2) Kumbhakar, Ghosh and Mngunkin [1991], Reifschneider and Stevenson [1991] が指摘。SFAで供給主体別の非効率性を独立に分布する確率変数と仮定しているが、要因分析において、その非効率要因の分析を行うので、その分布が独立でないことを意味する。

3) Wang and Schmidt [2002] によれば、2段階で分析を行うことに問題があるのは、欠落変数バイアスの懸念があるからである。公開ダミーと説明変数に相関があれば、欠落変数バイアスの懸念が強くなるが、それらは独立であると考えられるので、ここでの応用では問題ない。

表1 データの出所

変数名	データ名	出所
費用	警察費	地方財政統計年報
賃金	平均基本給月額 (警察職)	地方公務員給与の実態
検挙率	刑法犯の検挙件数 刑法犯の認知件数	犯罪統計書
失業率	完全失業率	労働力調査
転入者数	転入者数	住民基本台帳要覧
凶悪犯認知件数	凶悪犯認知件数	犯罪統計年報
人口密度	人口密度	地方財政統計年報
ダミー変数		全国市民オンブズマン

の7つのダミー変数を考慮した。①「公開ダミー」全面非公開は0、それ以外を1とする。②「月額ダミー」月額で公開のサンプルを1、それ以外を0とする。月額公開が最も公開度が高い。また、赤井・金坂 [2005] の情報公開は施行されて効力を発揮するまで時間がかかるという指摘を考慮し「ラグダミー」を作成した。公開1(2, 3)年後以降は1、他は0である。③1年後ダミー、④2年後ダミー、⑤3年後ダミーがある。⑥「縮小ダミー」は、例えば月額で公開していた都道府県が、ある年度から年額でしか公開しなくなる場合、このようなサンプルを1、それ以外を0とする。逆に公開の範囲を大きくしたサンプルを1、他を0とする⑦「拡大ダミー」を作成し分析に用いた。このほか、地域ごとの効果を考慮するため管区ダミー、年度ごとの効果を考慮するため年度ダミーを用いる。費用関数を対数線形として定式化すると次のようになる。

$$\ln C_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 w_{it} + \alpha_2 \ln a_{it} + \alpha_3 \ln une_{it} + \alpha_4 \ln trans_{it} + \alpha_5 \ln crime_{it} + \alpha_6 \ln den_{it} + v_{it} + u_{it} \quad (1)$$

$$u_{it} = x_{it}\beta + \eta_{it} \quad (2)$$

表2 記述統計（サンプル数282）

	平均	標準偏差	最小値	最大値
費用（億円）	715	944	172	6050
賃金（万円）	39.48	1.87	34.43	44.32
検挙率（%）	30.42	9.55	11.45	60.85
失業率（%）	4.52	1.08	2.3	8.4
転入者（人）	57049.1	76150.8	10186	449888
凶悪犯認知件数	257.94	360.61	20	1796
人口密度	629.47	1065.25	67.1	5651.3

C_{it} ：費用、 w_{it} ：賃金、 a_{it} ：検挙率、 une_{it} ：失業率、 $trans_{it}$ ：転入者、 den_{it} ：人口密度、 $crime_{it}$ ：凶悪犯認知件数、 u_{it} ：非効率項、 x_{it} ：非効率を説明する要因（情報公開についてのダミー変数群）、ただし、 i は都道府県、 t は年度を表す。

$$\begin{aligned} v_{it} &\sim N(0, \sigma_v^2) \\ u_{it} &\sim |N(\mu_{it}, \sigma_u^2)| \quad \text{ただし, } \mu_{it} = x_{it}\beta \\ \eta_{it} &\sim N(0, \sigma_\eta^2) \quad \text{ただし, } \eta_{it} > -x_{it}\beta \end{aligned}$$

分位点回帰モデルの推定式は以下の通りである。

$$(TE_{it}) = \alpha_\tau + \sum_{j=1}^7 \beta_{j,\tau} x_{it,j} + \varepsilon_{it,\tau} \quad (3)$$

ただし、(1)式から推定された非効率値を TE_{it} 、添え字の τ は分位点を表している。

5. 推計結果

推計結果を表3に示す。モデル1では、ロジット γ は1%水準で有意であり、警察サービスに費用非効率が存在する。費用非効率値の平均が約1.11で費用は理論値より11%の超過、最大値が約1.49で約5割超過している。モデル2は、2001～2006年の都道府県別非効率値平均は新潟県が最も高かった。情報公開の費用効率性に対する効果は表3のモデル2で情報公開に関するすべての変数が有意でないので平均的には相関がない。「効率的な」都道府県警でのみ効果が表れるとの仮説を検証するため分位点回帰モデルで非効率の要因分析を行った。結果、非効率値が違えば情報公開の効果に違いがあることがわかった。非効率値で分けた3クラスで

表3 推計結果（サンプル282）

	SFA (モデル1)	SFA (モデル2)
被説明変数：	係数	係数
費用（対数値）	(標準偏差)	(標準偏差)
賃金	2.4672*** (0.2707)	2.4758*** (0.2695)
検挙率（対数値）	0.1307*** (0.0438)	0.1299*** (0.0434)
失業率（対数値）	0.1037 (0.0660)	0.1004 (0.0657)
転入者数（対数値）	0.4529*** (0.0431)	0.4505*** (0.0446)
人口密度（対数値）	-0.0502** (0.0228)	-0.0469** (0.0233)
凶悪犯認知件数（対数値）	0.3213*** (0.0368)	0.3213*** (0.0379)
年度ダミー	あり	あり
管区ダミー	あり	あり
定数項	-19.5247*** (3.4721)	-19.6103*** (3.4554)
公開ダミー	-0.0896 (0.1947)	-0.1943 (0.2604)
月額ダミー	0.0865 (0.1551)	0.0865 (0.1551)
縮小ダミー	0.3402 (0.2475)	0.3402 (0.2475)
拡大ダミー	-0.0933 (0.1662)	-0.0933 (0.1662)
1年後ダミー	0.1136 (1.1523)	0.1136 (1.1523)
2年後ダミー	-0.2028 (0.1488)	-0.2028 (0.1488)
3年後ダミー	-4.7954*** (0.3120)	-3.1745*** (0.4520)
ロジット γ	-3.7386*** (0.3481)	1.3133* (0.7478)
サンプル	282	282
Log likelihood	178.2693	182.0233

表4 非効率項の記述統計（サンプル282）

	平均	標準偏差	最小値	最大値
モデル1	1.11	0.08	1.03	1.49
モデル2	1.12	0.08	1.02	1.47

最も効率的なクラス ($\tau=0.25$) は、3年後ダミーと公開ダミーが非効率性に有意に負の影響を与え、ラグの効果も検出された。拡大ダミーは

表5 分位点回帰の推計結果（サンプル282）

分位点	0.25	0.5	0.75
公開ダミー	-0.027** (0.13)	-0.015 (0.029)	-0.026 (0.066)
月額ダミー	-0.014 (0.010)	-0.059*** (0.017)	-0.080*** (0.018)
縮小ダミー	0.015 (0.012)	-0.007 (0.019)	-0.009 (0.023)
拡大ダミー	0.033*** (0.007)	0.056*** (0.007)	0.093*** (0.013)
1年後ダミー	0.004 (0.013)	-0.009 (0.016)	0.008 (0.028)
2年後ダミー	-0.002 (0.014)	0.003 (0.019)	0.015 (0.024)
3年後ダミー	-0.023** (0.010)	-0.010 (0.020)	-0.027 (0.024)
定数項	1.105*** (0.010)	1.135*** (0.023)	1.163*** (0.057)

逆に有意に正の影響を与えており、情報公開の範囲を拡大させると、情報公開の準備のために一時的に費用が増える可能性がある。中程度のクラス ($\tau=0.5$) は、検査報償費を月額で公開したことが費用効率化に効果を発揮した。あまり効率的でないクラス ($\tau=0.75$) は、月額ダミーが有意に負の影響を与えており、そのほか最も効率的なクラスと同様、拡大ダミーが非効率性に対し有意に正の影響を与えており。

6. おわりに

本稿では情報公開と効率性の関係についてパネルデータで検証した。効率値の違いでクラス分けすることによって情報公開の効果をより詳しく見ることができた。

ただしこのモデルでは刑法犯者がそのまま地域にとどまりそこで検挙されることを前提としたモデルになっており、犯罪学的にはあまり現実的ではないかもしれない。しかし分析には管区ダミーを入れているため、都道府県より広域の管区内の移動には左右されない。また、効率性の推計については「刑法犯にかかる不正使用経費」を用いるのが理想ではあるが使用可能なデータがなかったため「どの程度情報開示したか」をもとに作成したダミー変数で代理

した。以上の2点が本稿の課題である。

参考文献

- Aigner, D. J., C. A. K. Lovell, and P. Schmidt [1977], "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", *Journal of Econometrics*, 6 (1), pp. 21-37.
- Batetese, G. E. and T. J. Coelli [1995], "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data", *Empirical Economics*, 20 (2), pp. 325-332.
- Kumbhakar, S. C., S. Ghosh and J. T. McGuckin [1991], "A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in United-States Dairy Farms", *Journal of Business and Economic Statistics*, pp. 279-286.
- Reifschneider, D. and R. Stevenson [1991], "Systematic departures from the frontier: A framework for the analysis of firm inefficiency", *International Economic Review*, 32, pp. 715-723.
- Wang and Schmidt [2002], "One-Step and Two-Step Estimation of the Effects of Exogenous Variables on Technical Efficiency Levels", *Journal of Productivity Analysis*, 18, pp. 129-144.
- 赤井伸郎・金坂成通 [2005], 「情報公開、説明責任と事業効率性—土地開発公社の不良資産からの考察—」『会計検査研究』pp. 131-157.
- 宮良いづみ・福重元嗣 [2002], 「わが国における警察サービスの効率性評価—フロンティア関数とDEAによる比較—」『国民経済雑誌』第186巻第5号, pp. 64-80.
- 山下耕治・赤井伸郎 [2005], 「財政運営の透明性（情報公開、政策評価）と事業効率性」『長崎大学経済学部研究年報』vol. 21, pp. 61-73.

【研究論文／国際経済】

ユーロ圏離脱及びEU脱退の法的課題

Legal Issues of withdrawals from the Euro Area and from the EU

久保広正（筑波大学経済学部）

Hiromasa KUBO, Faculty of Economics, Setsunan University

1. はじめに

2015年7月5日、ギリシャでは、EUが要求する緊縮政策に関する国民投票が実施され、同国民の61.4%は"No"に投票した。すなわち、緊縮政策に反対したのである。ただ、その後、同国のチプラス首相は、この緊縮政策を概ね受け入れることを表明。その結果、同年7月12日・13日に開かれたユーロ圏首脳会議は、同国に対する金融支援を決定した。その背景として、チプラス首相は、ギリシャがユーロ圏から「追放」されることを恐れたためと指摘されている。

本稿の目的は、同国がユーロ圏から離脱することが可能かという問題について、主として法的侧面に焦点を当てて論じることにある¹⁾。

2. EUの諸条約

まず、EUの条約体系について概観しておきたい。EUの母体となったEECが創設されて以来、その設立条約であるローマ条約は、何度か修正が行われてきた。中でも注目されるのは、通貨統合を規定した欧州連合条約（Treaty on European Union、通称、マーストリヒト条約）であり、同条約が1993年11月に発効したことにより、それまでのECは、欧州連合（EU）と称されるようになった。その後、2009年12月

1) 本稿は、日本経済政策学会第72回全国大会での報告を改訂したものである。討論者の佐々木昇教授（福岡大学）から貴重なコメントを頂いた。ここに記して謝意を表したい。

には同様に「リスボン条約」が発効した。なお、このリスボン条約は、EUの原則を規定する「欧州連合条約（Treaty on the European Union）」と具体的なEUの政策を規定するための「EU機能条約」から構成される。

このようなEU条約体系の中で、ギリシャ危機に関連する部分について、内容を吟味したい。

(1) 欧州連合条約による経済通貨同盟（EMU）²⁾
欧州連合条約はEMUの設立を重視しており、その前文において、加盟国は「単一の安定した通貨を含むEMUの設立に合意した」とが語られている。また、それに続き、「域内市場の創設、経済的・社会的統合の強化により経済同盟が形成される。さらに、資本の自由移動を実現することにより、通貨同盟も形成される」としている。経済通貨同盟と称される所以であり、法的みると、通貨統合はEU統合の柱になっていると評価できる。なお、同条約には、複数の議定書が付属されており、同条約の内容を補完している。「欧州中央銀行制度及び欧州中央銀行定期款に関する議定書」、「第109j条に述べられた収斂基準に関する議定書」、さらに「イギリスとデンマークの特別な地位に関する議定書」などである。

ここで、「欧州中央銀行制度及び欧州中央銀

2) 欧州連合条約は、何回かの修正を経て、2009年12月に発効したリスボン条約の一部を構成するようになった。ただ、こうした新旧欧州連合条約の混同を避けるため、旧条約を欧州連合条約と称し、リスボン条約における新条約はリスボン条約と表記した。また、これにともない、欧州連合条約の条約番号は旧条約に基づく。

行定款に関する議定書」の内容について触れておきたい。注目される点は、欧州中央銀行制度による金融政策の目的である。すなわち、その主要な目的は物価安定の維持とされている（同105条1項・同議定書2条）。また、物価の安定を損なわない限り、EUの一般的な経済政策を支援することになっている（同105条第1項、同議定書第2条）。

ところで金融機関の監督については、次のように規定されている。すなわち、同条約第105条第5項では、「金融機関の監督及び金融システムの安定に関しては、欧州中央銀行は権限を有する当局が実施する政策を円滑に実施されるよう貢献する必要がある」とされている。換言すれば、金融機関の監督及び金融システムの安定維持は、欧州中央銀行自らの任務とは規定されておらず加盟国の「当局」に協力するにすぎない。

さらに重要な点は、一般的な経済政策について定義がないことである。したがって、ギリシャなど特定国の国債を購入することについて、「一般的」経済政策とみなすことは困難といえる。

(2) 非救済条項

次に吟味したい点は、リスボン条約に規定された「非救済条項」である。具体的には同条約第122条、第123条、及び第125条である。例えば、第125条は次のように書かれている。「EUは……（加盟国）中央政府……の債務の保証を負い、そのような債務を引き受けることはない」。さらに第123条には、「欧州中央銀行は、……（加盟国）の債務証書の直接的取得も禁止される。」とも規定されている。一方、第122条は次のように規定されている。「ある加盟国が、困難に陥るか、あるいは手に負えないような自然災害、もしくは例外的事態により引き起こされた厳しい困難に陥る脅威にさらされている場合には、EU理事会は委員会からの提案に基づき、一定の条件の下で、当該国へのEUの金融支援を認めることができる。」ただ、

ギリシャの債務危機を「手に負えないような自然災害」と同等の「例外的事態」と考えうのか。

このような点から判断すると、EU、欧州中央銀行、あるいは他の加盟国が債務危機に直面した国を救済できるとしても、それはごく限定的なものにとどまると考えざるをえないことになる。周知のように、ギリシャ危機が発生した後、これに対処するため、EUは欧州金融安定化ファシリティ（EFSF）を設けた³⁾。このEFSFは欧州の金融安定を図ることを目的とする特別事業体である。また、EFSFは、加盟各の保証により債券を発行し、資金を調達する。なお、EUから捻出される資金600億ユーロはEFSFの資金規模全体（7,500億ユーロ）の一部にすぎない。EUが直接的に大規模な金融支援を行うことができなかつた背景である。

(3) 脱退条項

最後に検討したい条約上の問題点は、リスボン条約第50条の脱退規定である。法的にみて、ギリシャのユーロ圏離脱はありえるであろうか。

EUには、加盟に関する条件あるいは基準に関する規定は存在するが、リスボン条約に至るまで、脱退に関する規定は存在しなかった。Athanassiou [2009]によれば、それには次の点などが指摘できるという。まず第1は、脱退規定を盛り込まないことで、EUに対する加盟申請国のコミットメントを明確にすることにある。第2は、脱退規定を盛り込む場合、脱退による法的課題をも明確とせざるをえないが、そのためには諸条約が複雑なものになることである。

リスボン条約には、第50条において、EUでは初めてEUからの脱退条項を盛り込まれた。すなわち、同第50条は以下のように規定されている。「すべての加盟国は、その憲法上の要請に従って、欧州連合から脱退することができ

3) <http://www.efsf.europa.eu/about/index.htm> 参照のこと（2015年4月11日アクセス）。

る。脱退を決定する加盟国は、その意図を欧州理事会に通知する。……欧州連合は、当該加盟国の欧州連合との将来の関係のための枠組みを考慮しながら、脱退に向けた取り決めを定める協定を当該加盟国と交渉し、締結する。……協定は欧州理事会の同意を得た後、特定多数決により……締結される」とされている。なお、この規定から判断できるように、ここでいう脱退とは、当該国が自主的に脱退（withdraw）を望む場合を規定しており、他の加盟国が特定の加盟国を排除するための規定ではない。

以上のことから考察してみたい。その際に考慮すべき点は、EMUから離脱する一方、EUにはとどまることは可能かである。

この問題を考察する際に触れる必要がある条約の一つは、1980年1月に発効した「条約法に関するウイーン条約」である⁴⁾。ここには、廃棄、または脱退に関する規定を含まない条約の廃棄、あるいはこのような条約からの脱退に関する条文が規定されている。すなわち、その第60条では、「当該国が廃棄または脱退の可能性を許容する意図を有していたと認められる場合」には脱退できるとされている。ただ、ギリシャについては、「粉飾決算」を行ってまでEMUに参加したことから、加盟当初から脱退の意図を有していたと判断するには無理がある。

また、同条約第62条には、「二国間の条約につきその一方の当事国による重大な違反があった場合には、他方の当事国は、当該違反を条約の終了又は条約の全部若しくは一部の運用停止の根拠として援用することができる」とされている。また、「多数国間の条約につき、その他の当事国による重大な違反があつた場合」も同様とされている。ただ、ギリシャ危機の場合、

4) 外務省HP (http://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/treaty/pdfs/B-S56-0581_1.pdf) search=%E3%82%A6%E3%82%A3%E3%83%BC%E3%83%B3%E6%9D%A1%E7%B4%84%E6%B3%95%E6%9D%A1%E7%B4%84) 参照のこと（2015年4月11日アクセス）。

研究論文／国際経済：ユーロ圏離脱及びEU脱退の法的課題
重大な違反を行ったと認められるのはギリシャであり、他の加盟国ではないことから、この条約によってEMU離脱することは極めて困難といえる。したがって、法的にいふと、ギリシャがウイーン条約によりEMUから脱退することは不可能ということになる。

EMU離脱とEU脱退の関係を考えるうえで、既述したEMUについて、再度、考える必要がある。重要な点は、いわゆる「マーストリヒト収斂基準」を満たしている限り、EMUに参加することは加盟国の重要な義務とされていることである。この点は、既述のように欧州連合条約の前文に述べられていることを想起すれば明らかである。イギリスとデンマークはEMUに参加していないが、両国に関する議定書により、両国についてはオプションとしてEMU外にとどまることが認められているからである。

こうした点を考慮すると、ギリシャが一方的にユーロ圏から離脱すると宣言・決定しても、EU及びEU加盟国からみれば、ギリシャはEUの諸条約に反し、EUの義務を満たさないばかりか、義務を放棄すると受け止められるのである。その場合、EUはこうした義務の放棄国に対して、制裁を科す可能性が強い。すなわち、欧州連合条約第7条2及び3項にはEU理事会は「EU条約第6条1項で規定された原則について、加盟国が重大でかつ継続的な違反を行った場合、加盟国の権利を一時的に中断することが可能」とされている。

ただ、事柄の重要性を考慮すると、制裁が一時的なものにとどまるとは考えにくい。ということは、一旦、ギリシャがEMUからの離脱、ただしEU加盟国の地位は維持するという選択を行ったとしても、EUの意思決定への参画、EUからの各種補助金、あるいは開発援助資金の給付などをあきらめざるをえないことになる。ということは、事実上、ギリシャはEU加盟国としての地位を十分には保全できないことになる。そのような状況を法的に明確なものにするためには、リスボン条約第50条によるEUか

らの脱退を選択せざるをえない。

なお、リスボン条約を修正するためには、加盟国による全会一致が必要であるため（同条約第48条）、相当な時間を要するであろう。修正案の内容次第では、しばしばEUから条約の不履行を非難されている一部の東欧諸国が反対する可能性もあるため、甚だ困難と考えられる。

3. 結論

経済学の立場からは、最適通貨圏の条件を吟味し、ギリシャがユーロ圏にとどまることは困難であること、むしろユーロ圏から離脱し、自國通貨を復活させるべきとの主張も根強い。ただ、経済学的なインプリケーションとは別に、法的にどのような可能性があるかについて、分析を行う必要があることも重要である。本稿においては、「EUの憲法」ともいいくらいリスボン条約、条約法に関するウイーン条約などを分析することにより、上記のような問題点について法的な観点から結論を導こうとした。加えて、かりにギリシャがユーロ圏を離脱する場合、同国は、ユーロ建て債権債務をどのように評価するかなど複雑な実務上の問題が生じる。

本稿の結論を要約すると、次のようにだろう。EUにおいては、マーストリヒト収斂基準を満たす限り、EMUに参加することは、EU加盟国の極めて重要な義務とされている。したがって、一旦、同収斂基準を満たしたとしてEMUに参加し、その後、自らの意思でEMUから離脱しようとすることは、重大なEUの義務違反となる。このため、EMUから離脱すれば、そのことはEUからの脱退につながるをえない。同国がEU残留を主張しても、EUは同国に対する各種の支援を停止し、同国をEUの意思決定から除外することもありえるからである。

また、リスボン条約第50条に従って、EUから脱退するためには、EU及び同加盟国との協議、合意が不可欠である。また、協議が成立したとしても、ユーロ圏からの離脱時、さまざまな混乱が予想されるうえ、域外国となつたギ

リシャに対して、EUから各種の域内国に対する援助が打ち切られることは、同国経済に致命的な悪影響が及ぶであろう。このため、同国民・同国政府が合理的である限り、ギリシャのユーロ圏離脱は考えられない。ただ、同国民・同国政府が合理的な判断を下すとは限らない⁵⁾。

ギリシャのEMU離脱問題は、主として、経済学、あるいは金融市場の観点から論じられることが多かった。ただ、「法の支配」を重要な価値・原則とするEUにおいては、法的な考察も重要である。本稿では、掲題のテーマにつき主として法的な要因を考慮することの重要性を指摘し、結論としたい⁶⁾。

参考文献

- Athanassiou, P. [2009], *Withdrawal and Expulsion from the EU and EMU*, Legal Working Paper Series, No.10, December 2009, European Central Bank.
- European Commission, *European Economy* 各号, OECD, *Economic Outlook* 各号.
- Official Journal of the European Union [17 December 2007], *Treaty of Lisbon amending the Treaty of the European Union and the Treaty establishing the European Community*.
- 久保広正 [2003], 「EU通貨統合の形成過程」, 『国民経済雑誌』第187巻第6号。
- 久保広正 [2013], 「EU通貨統合の法的基礎」, 『国民経済雑誌』第207巻第2号。
- D.モイジ(櫻井裕子訳) [2010], 『感情』の地政学—恐怖・屈辱・希望はいかに世界を創り変えるか, 早川書房。

5) D.モイジ [2013] 参照。

6) 本稿の脱稿後、2016年6月、英国民は国民投票によりEUからの離脱を決めた。英国のEU離脱に関する法的課題については別の機会に論じたい。

【研究論文／国際経済】

体制移行後のポーランド自動車産業における外国直接投資*

——脱経路の可能性について——

Foreign Direct Investment in the Automotive Industry in Poland:
Possibility of 'De-lock' from the Path Dependence

岡崎 拓(神戸大学経済学研究科)

Taku OKAZAKI, Graduate School of Economics, Kobe University

を試みる。

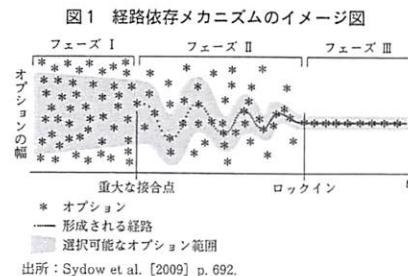
2. 経路依存性と脱経路

前述の通り、経路依存性概念は1990年代以降、制度、技術の発展や展開に関する分析に用いられてきた。経路依存性分析が用いられる分野は非常に広範である。経路依存性研究の基礎付けをなした研究として、キーボードの「QWERTY」配列の固定化における技術的経路依存性を提示したDavid [1985] がある。またArthur [1989], [1994] は経路依存概念の理論化の先駆けであり、経路依存性の諸段階とそのメカニズム構築を試みた(Sydow et al. [2009])。

当初の経路依存性研究においては、(1) 予想できない出来事の、経済構造への長期にわたる影響、(2) 収穫増とネットワーク外部性による安定的状況の維持、強化、(3) 外的ショックが安定的状況を破壊しうる、という3点をその特徴として捉えている(Henning et al. [2013])。

本稿における経路依存性の定義は、Sydow et al. [2009] における経路依存性メカニズムの考え方を踏襲する。すなわち、偶発性(contingency), 自己強化性(self-reinforce)と正のフィードバック効果(positive feedback), ロックイン(lock-in)という3つの特徴から形作られるメカニズムを指すものである。そのメカニズムとは、予備成形フェーズ、成形フェーズ、ロックイン・フェーズの3段階からなる。

* 本稿は、第72回日本経済政策学会全国大会における報告論文をまとめたものである。



経路依存性を持ち、ロックインされた状況においては、メカニズムからの自発的な脱出はないといわれる。しかしながらこれまでの経路依存性に関する研究¹⁾においては、例外的なケースでは脱経路(de-lock)の可能性は残る(Sydow et al. [2009])としている。外部からのシステムへの変更力が働く場合である。Arthur [1994]では経路のシステム自体に作用しうる力として、外部からの強制力、意図しない外的ショック、カタストロフィーなどの事例が挙げられている。加えて、システム内での異質性や多様性の存在、関連産業の多様化、既存組織・産業のアップグレードなど(Henning et al. [2013])などのケースにおいて脱経路が生じる可能性が考えられる。

3. ポーランドの自動車産業の発展経路

ポーランドの自動車産業の歴史は1920年代末期に遡り、1930年代から本格的な製造が開始される。それがポーランド政府とイタリア・FIAT社の協定に基づく、ポーランドでのFIAT車ライセンス生産であり、このライセンス生産は第二次世界大戦期に一度消滅したものの、戦後ライセンス生産を再開する。これを請け負ったのがポーランド国営企業のFSO(Fabryka Samochodów Osobowych)である。FIATのライセンス生産は、後にFSM(Fabryka

1) 経路依存性を用いた研究において、各段階やテーマごとのアプローチについては、Dobusch and Kapeller [2013]に詳しい。

Samochodów Małolitrażowych)を加え、Fiat 125pを中心として1990年代まで生産が続けられる。

その後1990年に始まるポーランドの市場経済体制への移行を契機に、ポーランド自動車産業は大きな転機を迎えることとなる。まず、多くの国営企業の民営化が図られ、それは自動車産業の中心であったFSOも例外ではなかった。しかしながらFSOの買収は当初のGMとの協議が難航するなどの問題を抱え、1995年の韓国・大宇による買収を待たなければならなかつた²⁾。FIATは、以前からFIATのモデルを生産していたFSMの買収によって移行後本格的に進出を果たした。旧国営企業時代のFSMは、中央政府の管理も行き届かず、コストを無視したサプライヤー選定を行うなど非効率的な生産を行っていたが(Haanes et al. [1997])、外部のサプライヤーを呼び寄せるによる技術移転や、イタリアからマネジメント人材によるマネージャー育成を行った。フォルクスワーゲン(以下VW)はポーランドFSR Tarpanの買収・子会社化を経て自社ブランドの生産をポズナンにて開始。その他にも、欧州GM、ボルボ、MAN、Scaniaなどが1990年代にポーランドへの進出を果たす。

これらの動きの中で、GMやトヨタ(エンジン生産)の進出は、グリーンフィールド投資による新規投資であり、関連新規サプライヤーの進出も併せてポーランドに新たな生産体制を確立したものである。GMは以前から産業基盤のあったポーランド南部のGliwiceに進出し、サプライシステムの簡素化やモジュール化、効率的な組織運営など、よりコントロールが行き届き、よりフレキシブルな生産・経営を目指した(Pavlinek [2002])。

ポーランド自動車産業は1990年代以降、かならずしも順調な成長を続けてきたわけではない。体制移行開始後は、FIAT、GM、VWな

2) 大宇は2000年後の破綻後、自動車部門がGMにより買収され、2011年からは韓国GMとなる。

どの参入を経て、1999年には60万台の生産規模に拡大したものの、ポーランド国内メーカーのFSOと合弁会社を設立した韓国・大宇本体が経営破綻したことから合弁会社も倒産し、結果としてポーランドの自動車生産台数も2002年には33万台レベルにまで大幅に落ち込んだ。

EU加盟がみえた2000年代からは、FIATの新型Panda等、各社の新モデル投入や生産移管により、生産は急激に拡大した。しかし2008年をピークとして、現在に至るまで自動車生産台数は減少し続けている。この動きにおいてはポーランド自動車産業と深く結びついてきたFIATの減産と生産移管がかかわっており、同産業の構造的变化がうかがえる。

4. ポーランド自動車産業における脱経路と部品産業

前節でみたような、近年の自動車完成車生産の状況とは異なり、ポーランドにおける自動車部品生産は成長を続けている。特に注目される点が、外国自動車メーカーのエンジン生産である。2013年時点で、年間約70万基の生産能力を持つVWと60万基規模のFIATを中心に、GM(旧いすゞ工場)、トヨタ(TMMP, TMIP)などが生産を行っているこれらのエンジン生産拠点の多くは旧国営企業の売却が一段落した、1990年代後半以後の動きである。

この部品産業の企業の変化を、特にFIATとGM(Opel)に着目して検討したい。Fiat Auto Polandは、かつてのポーランド自動車企業FSMの買収により設立された。買収当初からFIATは積極的に、以前の硬直的、非効率的な組織変化に着手していた。FIATは当初経営陣をイタリアから呼び込み、組織の簡素化とコストカットを行った。結果として、サポート機能や生産の一部をアウトソースすることとなり、ポーランドのFIATにおけるサプライヤーの重要性が相対的に高まり、新たなサプライヤー関係の構築が早急に求められるようになった(Haanes et al. [1997])。

FIATはポーランド系サプライヤーとイタリア系サプライヤーの複合的関係を目指した。自社系列イタリア系サプライヤーとその他の独立系イタリアサプライヤーをポーランド拠点近郊に集めるとともに、これらイタリアサプライヤーとポーランド系サプライヤーの合弁企業設立も後押しした。これにより、よりスムーズな技術・マネジメント手法の伝達が行えるとともに、ポーランドにおけるより効率的なサプライチェーンの構築が可能となった。

一方GMに関しては、FSOとの買収が成立せず大宇に先を越される形となった結果、グリーンフィールド型の投資を行うこととなった。結果として、ローカルサプライヤーネットワークも新たに構築する必要が生じ、以前からサプライヤーが集まる、南部Gliwiceに進出することを決定した(Pavlinek [2002])。GMの場合、新規立ち上げサプライヤーとポーランドサプライヤーをそれぞれバーツごとに割り当て、主に労働集約的な部品をポーランドサプライヤーに振り分ける戦略をとった。

これらのメーカーのサプライヤー戦略の結果、FIAT、GMのポーランド国内拠点が存在するSlaskie県には、現在デンソー、Magneti Marelli、Teksidなど、多くのサプライヤーが存在している。さらにデンソー、 Valeo、Lear、などは2012年以降新工場を建設、または建設を計画しており、同時にR&D拠点の建設も行われている³⁾。

以上のような点を鑑みると、大宇-FSOの自動車生産の失敗という外的ショック、さらに同時期にポーランド国内に、以前とは異なるサプライヤーシステムの構築が行われた結果の新規戦略の導入と関連部品産業のアップグレードが行われた結果、ポーランド自動車産業が脱経路の条件を満たし、独自の発展経路に進みつつあると思われる。

3) その他トヨタ、VWが進出しているDolnoslaskie県、またそれに隣接するWielkopolskie県に大手サプライヤー、R&D拠点が集中している。

5. 結論

ポーランド自動車産業は体制移行開始後、大幅に拡大を果たした。しかし自動車生産において、その発展はEU加盟を経た現在まで順調に発展したものではなく、拡大期と停滞期を繰り返してきた。一方1990年代後半から、ポーランドにおいてはエンジン生産を中心とする自動車部品産業の新規投資が活発化しており、この流れは現在も引き続きみられる。他の中欧諸国との関係の中で、ポーランドは中東欧自動車産業、延いては欧州自動車産業の部品輸出基地としての役割を持つものとなっている。これは体制移行以前の状況からの大きな転換でもあり、体制移行後の発展における経路の現出であると言える。

これらのことを見ると、大手の倒産とそれに伴う自動車生産の落ち込みとEU加盟というイベントが、新規投資をチェコやスロバキアに流れる結果を生んだといえる。チェコ、スロバキアが現在年間100万台規模の生産を行うまで成長を果たしている点を考慮するに、ポーランド自動車産業は2000年代前半に、部品産業志向へのシフト（脱経路）を果たしていると考えられる。

本稿において、ポーランド自動車産業が近年大きく変貌していることが確認でき、すでに中東欧を一括りとした産業分析だけでは捉えられないような状況にあることをみた。したがって、今後はポーランド独自の部品産業の構造や、発展の要因分析、産業政策の方向性といった、よりローカルの視点からのアプローチが求められると考えられる。また、さらに以前からの経路依存的影響を考慮しての社会主義時代における自動車産業についての調査や、現在の欧州自動車ネットワークにおける中東欧の役割、さらには航空産業など近年の産業横断的部品供給網の分析も必要であると思われる。

参考文献

- Arthur, W. B. [1989], "Comparing Technologies, Increasing Returns, and Lock-In by Historical Events," *The Economic Journal*, Vol.99 (394), pp. 116-131.
- Arthur, W. B. [1994], *Increasing Returns and Path Dependence in the Economy*, University of Michigan Press.
- David, P. A. [1985], "Clio and the Economics of QWERTY," *The American Economic Review*, vol.75 (2), pp. 332-337.
- Dobusch, L. and J. Kapeller [2013], "Breaking New Paths: Theory and Method in Path Dependence Research," *Schmalenbach Business Review*, Vol.65 (3), pp. 288-311.
- Haanes, K., H. Hvidsten, and P. Lorange [1997], "The Transformation of FIAT Auto Poland," *Strategic Discovery: Competing in New Arenas*, pp. 315-333.
- Henning, M., E. Stam, and R. Wenting [2013], "Path Dependence Research in Regional Economic Development: Cacophony or Knowledge Accumulation?," *Regional Studies*, Vol.47 (8), pp. 1348-1362.
- Pavlinek, P. [2002], "Restructuring the Central and Eastern European Automobile Industry: Legacies, Trends, and Effects of Foreign Direct Investment," *Post-Soviet Geography and Economics*, Vol.43 (1), pp. 41-77.
- Sydow, J., G. Schreyögg, and J. Koch [2009], "Organizational Path Dependence: Opening the Black Box," *Academy of Management Review*, Vol.34 (4), pp. 689-709.
- 溝端佐登史・堀江典生 [2013], 「市場経済移行と経路依存性一體的のレビュー」『経済研究』第64巻4号、一橋大学、pp. 338-352。

【研究論文／産業・競争政策】

石油化学産業の競争状況*

Competition Situation of Petrochemical Industry

荒井弘毅（秀明大学総合経営学部）

Koki ARAI, Faculty of Management and Administration, Shumei University

1. はじめに

日本の石油化学産業は、全国8コンビナートに、プラスチックやタイヤなどの原料となる基礎化学品を生産するナフサクラッカーが14基あり、生産能力は720万トン／年といわれる。

産業競争力強化法第50条の規定に基づく石油化学産業の市場構造に関する調査報告書が2014年11月に公表され、その中では次のとおり市場構造・競争の状況に関する見方が示されている（経済産業省「石油化学産業の市場構造に関する調査報告」2014年11月7日）。

「石油化学産業をめぐる内外の需給構造には、近年、更に大きな変化が起きつつある。米国では、シェール革命により安価な原料を使用したエチレン増産の動きが活発化している。中国は、石炭化学プラントの新設により化学製品の国内生産の拡大に動き始めた。中東における石油化学産業への設備投資は、今後も継続的に増加すると見られている。こうした動きは、アジア市場へのコスト競争力のある石油化学製品の流入を通じて、我が国の石油化学産業の競争力に大きな影響を与えることとなる。国内のエチレンセンターの稼働率が低下すれば、基礎化学品のコストが上昇し、一段とコスト競争力を失うのみならず、これを原料とする高付加価値な誘導

品や機能性素材への影響も懸念される。我が国企業が競争力を有してきた高付加価値な誘導品等を引き続き競争力のある事業として成長させていくためにも、我が国基礎化学品の生産拠点であるエチレンセンターのコスト競争力の向上等を図る必要がある。」

しかしながら、この見方に対しては次の問題点が見受けられる。

①コストという用語を用いているが、原材料費用のことか固定費のことか明確でない。コストを議論しようとするときに、費用関数または生産関数を推計すべきでないと、規模の経済・範囲の経済の議論に入りにくい。

②需要について、最終製品の生産に左右されるとしているだけで、需要の実態が明確でない。需要関数を推計した上で議論すべきである。

③環境変化に言及する前に、現在の競争状況の実態について、価格競争なのか数量競争なのか、競争者の間で価格情報・数量情報はわかるのか、競争の現状を把握してから議論すべきである。

④競争において製品差別化はあるのか、新規参入はありうるか、技術革新の状況はどうかが明確でない。それがわからないならば、営業の実態、一般的に転換率はどのように認識されているか、輸出入の為替の変化での弾力性等はどう考えられているかを明らかにすべきである。それもわからないならば、実際に営業の現場では競争はどのように行われているか、その認識を記載すべきである。

本稿では、こうした競争の実態を探るために、代表的な事業であるプラスチック製造業の生産

関数、代表的なプラスチックであるポリプロピレンとポリエチレンの需要関数を推計する等して、競争状況を検討する。

この調査報告書では明確に書かれていないものの、プラスチックを含めた連産品の需要が縮小してしまい、それが別の製品の需要減少に繋がり、それらが規模の経済を損なうことによって広範囲な産業への悪影響が生じることを懸念しているのではないかと考えられる。これは例えば、石油精製と石油化学との連携強化の意義を整理した後で、「設備投資減税等を活用して、幅広い原料に柔軟に対応し、生産性を向上させるナフサクラッカーの導入を進め」ること等が指摘されていることからも見て取れる。

ここでは集計した生産関数・需要関数を求めることで、産業全体の議論と個々の事業者の戦略とは異なる可能性が高いことを示し、再編の議論では個々の事業者がどう生産補完性を達成するか、そのためには通常の合併での効率性の観点、①統合等で固有なものか、②実現可能か、③統合等の結果需要者に良い効果を還元しうるかについて統合等を計画する事業者が、わかりやすく示すことが必要で、その際、個別データに基づいた経済学的分析が重要であることを示そうとするものである。

2. 生産関数の推計

この調査報告書では、石油化学製品の多種性とそれらの供給における補完性に言及があり、主要產品の需要減少が生産の減少に繋がり、それが産業全体の費用上昇へと繋がる可能性が懸念されている。この検討のために、化学産業の中で特に代表的な生産物であるプラスチック製造業の生産関数を求め、産業として規模の経済があるかどうかを検証する。調査報告書中の弱みを克服する方策において言及のある規模の拡大の重視について産業総体として進めるべきもののかの観点から評価したい。本来、企業ごと、工場ごとの規模の経済を検証し、市場の状況を把握すべきところであるが、データの制約から

産業の動向をまず確認しようとするものである。本来、ここで重要となるのは、生産における補完性をいかに検証するかではある。しかしながら、この補完性を視野に入れた検証はデータの制約もあり、今後の課題の部分でもある。

企業等において、投入量と産出量の関係を示すものが生産関数である。通常は、企業は、労働、資本と原材料を使用して生産を行っているとされ、ここではプラスチック製造業の生産関数を、技術進歩などを表すタイムトレンドを含むコブ・ダグラス生産関数を用いて、次のとおり定式化する。

$$\log y_t = \alpha_1 + \beta_{1,K} \log K_t + \beta_{1,L} \log L_t + \beta_{1,M} \log M_t + \beta_{1,T} T_t + \varepsilon_t$$

ここで、添字 t は期を表し、 y は生産、 K は資本、 L は労働、 M は中間投入財、 T はタイムトレンドを表す変数とし、 ε は誤差項である。推計する係数は、 $\alpha, \beta_{1,K}, \beta_{1,L}, \beta_{1,M}, \beta_{1,T}$ である。

結果は次の(1)式のとおり(括弧内は t 値)。

$$\begin{aligned} \text{LOG}(y) &= -1.285 + 0.183 \cdot \text{LOG}(K) \\ &\quad (1.571)(1.885) \\ &+ 0.153 \cdot \text{LOG}(L) + 0.644 \cdot \text{LOG}(M) \\ &\quad (0.966) \quad (10.041) \\ &- 0.008 \cdot T + 0.684 \cdot \text{AR}(1) \\ &\quad (-2.708) \quad (5.923) \end{aligned} \quad (1)$$

推計のためのデータは工業統計表(1983~2012年)における、生産(生産額)、資本(有形固定資産額年末現在高)、労働(現金給与総額)、中間投入財(原材料使用額等合計)、タイムトレンド(1983年=1, 1994年=2, ...)となる。データはGDPデフレータで実質化し観察値は30である。LMテストで系列相関が疑わされたためAR(1)項を加えて推計している。

資本部分は資産をとることで代理しているが、生産能力の稼働率の低下が大きな問題として調査報告書でも指摘されているところであり、タイムトレンドが負で有意になっていることも考えると、産業総体としての稼働率を組み入れる

必要があるかもしれないことは留意点である。

ここで、生産関数が一次同次かどうか ($\beta_K + \beta_L + \beta_M = 1$) について検定を行うと、一次同次でないとする仮説は10%水準(p 値=0.095)で棄却できる。したがって、プラスチック製造業は、規模に関して収穫一定の可能性があるとも考えられる。

本節では、集計された生産関数を推計した。これによって、産業全体で規模の経済があるため、規模の拡大を達成する必要があるとの議論は妥当しない可能性があることが示された。プラスチック産業の関係者にとって、規模の経済の実感があるとしたら、個々の事業の実態ごとに規模の経済を実証し、その要因を経済的な理論に基づいて探っていくことが必要であろう。

3. 需要関数の推計

石油化学製品の国内需要は、主要な誘導品の最終製品である自動車、建設、包装等の国内生産に大きく左右されるとしている。ここでは、プラスチックのうち特に代表的な製品として、ポリプロピレン(PP)とポリエチレン(PE)の需要関数を推計する。エチレン・プロピレンの用途割合のうち、エチレンの45%をPE(51%を包装、14%をプラスチック容器)、プロピレンの61%をPP(54%を自動車、22%を包装、6%を不織布、1%を建設)が占める。

PP及びPEは、ある程度同質財と考えられ(グレード区分等はあるが、需要者は価格に基づき供給元を変更する)、それぞれの需要関数を対数線形で次のとおり定式化する。

$$\begin{aligned} \log(\text{PPquantity}, \text{LDPEquantity} \text{ or } \text{HDPEquantity}), \\ = \alpha_2 + \beta_{2,1} \log(\text{PPprice}, \text{LDPEprice} \\ \text{ or } \text{HDPEprice}) + \beta_{2,2} \log(\text{Auto}) + \varepsilon_2 \end{aligned}$$

ここで、PPquantityはPPの数量、LDPEquantity、HDPEquantityはそれぞれ低密度(LDPE)、高密度(HDPE)のPEの数量、PPpriceはPPの価格、LDPEprice、HDPEprice

はそれぞれ低密度(LDPE)、高密度(HDPE)PEの価格、Autoは自動車販売数量とし、 ε は誤差項とする。

二段階最小二乗法で推定した結果は(2)~(4)式のとおりで、括弧内は t 値、月次ダミーに関しては省略し、コイックラグを含めている。

$$\begin{aligned} \log(\text{PPquantity}) \\ = 7.683 - 0.156 \cdot \log(\text{PPprice}) \\ (3.801)(-1.190) \\ + 0.206 \cdot \log(\text{Auto}) \\ (3.750) \\ + 0.413 \cdot \log(\text{PPquantity}_{-1}) \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \log(\text{LDPEquantity}) \\ = 13.132 - 0.467 \cdot \log(\text{LDPEprice}) \\ (3.502)(-1.580) \\ + 0.039 \cdot \log(\text{Auto}) \\ (0.779) \\ + 0.261 \cdot \log(\text{LDPEquantity}_{-1}) \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \log(\text{HDPEquantity}) \\ = 14.515 - 0.266 \cdot \log(\text{HDPEprice}) \\ (5.143)(-2.220) \\ - 0.006 \cdot \log(\text{Auto}) \\ (-0.164) \\ + 0.159 \cdot \log(\text{HDPEquantity}_{-1}) \end{aligned} \quad (4)$$

推計のためのデータは、生産動態統計月報時系列表のPP(販売数量(t))、販売金額/販売数量(円/t)、低密度・高密度のPE(販売数量(t))、販売金額/販売数量(円/t)となる。また、季節調整として、月次ダミーをとっている。代表的な用途とされる自動車の月次販売台数(台)も変数に加えている。

ただし、ここで観察されている値は需要曲線と供給曲線のシフトに伴う均衡の変化を反映したものである。このため、誤差項と説明変数の相関がなく、内生変数との相関がゼロではない操作変数として、WTI価格をとっている。

したがって、PPの価格弾力性は-0.156、低密度PEは-0.467、高密度PEは-0.266となり、いずれも価格弾力性は1より小さくなっている。ただし、長期契約等価格が粘着的な可能性には留意が必要である。

この推計で短期の価格弾力性を求められるが、長期の価格弾力性はこれより大きくなっていることが考えられる。このため、例えばPPで、 $PP_{quantity} = PP_{quantity_1}$ とみなして計算すると、長期の弾性値は、-0.266になる。同様にLDPEでは、-0.632、HDPEでは-0.317になる。長期的には大きくはなるものの、価格に対しある程度非弾力的な値となっている。

したがって、産業全体として価格を引き上げることができれば利益を得られる可能性は高く、産業全体としての価格引き上げを図ろうとする機運が醸成されやすいかもしれない。このことは競争政策の観点からは留意が必要である。また、産業全体での需要振興は、個々の事業者の戦略とは異なる可能性が高く、生産補完性の観点からの施策の検討に際しても、個々の事業者レベルで需要の確保とそれを通じての生産補完性の手法と妥当性に焦点を当てる必要があろう。

4. 競争の状況

これら製品の市場における競争の実態を直接調べた結果が明らかにされているものとして、PPの価格カルテル独占禁止法違反事件における審判決での事実認定、PE、PP等での合併審査事例での公表事例が挙げられる。

この実態整理に当たって、市場画定の視点も重要と考えられる。市場画定は、生産関数・需要関数の双方の推計とも関連する。競争の場としての市場をどのように認定するかによって、推定される生産関数の定式化や技術革新の状況とも関連するし、需要関数推計の際の代替・補完関係にある製品の範囲とも関連する。合併審査に際しては特に市場の範囲に着目した議論もなされている。この点を留意しつつ、PP価格カルテル事件（2007年8月8日公取委審決（平成

13年（判）第15号）及び2009年9月25日東京高裁判決（東京高判平成19年（行ケ）第35、36、37、38号）を検討した。この審判決では、合意についての実質的証拠の有無等が争点となっており、実際に競争がどのように行われているかを特にまとめて記述してはいない。しかし、そこでの事実認定から次のとおり整理できる。
①PPの競争は基本的に価格に基づいて行われ、長期契約とそれ以外のものがあることがわかる。すなわち、需要には2種類、長期取引とそれ以外の価格に応じて乗り換えるものがある。

②競争の一環として（カルテル合意は別としても）他社の値上げ情報を中心とした情報収集活動が行われていることがわかる。すなわち、顧客とメーカーとの関係だけでなく、競争者の動向を考慮に入れた販売戦略がとられている。
③需要者の他社への転換を妨げるなどのブランド化・差別化は行われていない可能性があることが挙げられる。長期取引はあるものの、同質財として需要者にとってスイッチングコストは大きくない競争状況にあることが挙げられ、経済学的観点からは、同質財の競争が戦略的に行われているとみることができる。

また、平成7年度以降の7件の合併審査事例からは、寡占化が進んできているが、グレードの削減などの競争促進・コンプライアンスの確保策がとられており、一定の競争は確保されている状況にあると整理できる。

5. 検討・結論

本稿では、石油化学産業中プラスチック製造業の実証分析とともに、実際の競争状況を整理検討した。石油化学産業において再編等の競争に関する議論を行う際には、事業者・工場の個別データに基づき、経済理論の裏付けを踏まえた実証的な分析・検討を行うことが必要と考えられる。また、同質財での戦略的な行動がなされている状況がある市場において、実際に行われている競争の態様を把握した上で、再編の必要性を検討していくことが重要と考えられる。

【研究論文／金融市场】

日本経済を映すセンチメントの計量化と株価予測性*

Quantifying Sentiment That Reflects Japanese Economy and Predictability of Stock Prices

石島博（中央大学）・數見拓朗（サイバーエージェント）・前田章（東京大学）

Hiroshi ISHIJIMA, Chuo University; Takuro KAZUMI, CyberAgent, Inc.;

Akira MAEDA, University of Tokyo

1. はじめに

近年、学術的にも産業応用としてもセンチメント分析が注目されている。センチメントとは、景気全般や社会心理を漠然と表すものであると解される。これを分析することは、経済やマーケットをより深く理解する助けとなる。

センチメント分析では、文章に現れる心理などを数値として定義し、計量化する試みが近年盛んである。これはテキスト・マイニング技術の発達によるところが大きい。効率的市場仮説（Fama [1965]）に対する疑問、行動経済学（Kahneman and Tversky [1979]）と関連する新しい理論を背景として、こうしたセンチメント分析が社会経済分析の分野で注目され始めたと言える。

センチメント分析の先行研究のなかで、株式市場に関連した、特記すべきものとして、Tetlock [2007] では、マスマディアと株式市場との相関を検証した。Bollen et al. [2011] は、ツイッターに現れる文章についてインデックスを作成することを考察し、センチメント・インデックスとしていくつかのタイプを提示した。

以上の背景のもと、2つの先行研究（石島・數見・前田 [2015], Ishijima, Kazumi and Maeda [2015]。以下、石島ら）は、毎日の日本経済新聞（日経）の紙面に現れる日本経済のセンチメ

ントを計量的に分析した。彼らは、日々の経済状況を肯定的または否定的に説明する単語の出現頻度をカウントし、インデックスとした。彼らはそのインデックスと株価との相互関係を統計分析し、そのセンチメントのインデックスは3日先の株価を予測しえるとの結論を得た。

以上を踏まえて、本稿の目的は、石島らの分析手法と結果の頑健性を再検証すべく、3つの軸で拡張を行う。第1に、センチメント分析の対象とする日経の記事の範囲を、石島らが対象とした5年間を包含する29年間へと広げることである。第2に、石島らの先行研究は、日経の記事本文のみに反映されたセンチメントを分析対象としたが、本研究ではそれに加え、見出しに反映されたセンチメントも分析対象とする。その興味は、日経のどの場所に、どれだけの紙面を割いて現れたセンチメントが、より大きな影響を株価形成に与えるのかという、新たな観点より分析を行う点にある。第3に、センチメント・インデックスのバリエーションについて、石島らが提案した1つのタイプを含む、4つのタイプのインデックスを作成する。

本稿は次のように構成される。第2節では、センチメント・インデックス作成の詳細を記す。第3節では、株式市場との相関の分析のためのモデルを記す。第4節では、実証分析の結果を記す。第5節でまとめとする。

2. センチメント・インデックスの構築

(1) 自然言語処理

* 日本経済政策学会第72回全国大会にて貴重なご講評を頂いた明治大学・飯田泰之先生、座長の法政大学・林直嗣先生、そして、匿名の査読者の先生、経済政策ジャーナル編集委員長・千田亮吉先生に深く感謝したい。

日経を含め日本語テキストは、英語テキストのように各単語がスペースで区切られておらず、分かち書き等の自然言語処理を行う必要がある。本研究では、形態素解析を行うソフトウェア MeCab 0.996 を用いて、日経の日本語テキストより、名詞、形容詞、動詞に属する単語を抽出し、それ以外の品詞や句読点等は除去した。

(2) 日経に含まれる単語の表記方法

日経には、ある発行日 t に、 n_t 本の見出し H_{it} と記事 A_{it} が含まれているとする。見出しひには $n_{it}^{(H)}$ 個の単語 $W_{it}^{(H)}$ 、記事には $n_{it}^{(A)}$ 個の単語 $W_{it}^{(A)}$ が、それぞれ含まれているとする。

(3) センチメント辞書

高村 [2007] の「単語感情極性対応表」というセンチメント辞書を利用し、これを $D := \{(D_k, S(D_k)) | k=1, \dots, K\}$ と書く。ここで、単語 D_k のセンチメント・スコアは、 $S_k = S(D_k)$ である。この±1 の範囲で実数値をとるセンチメント・スコアは、-1 (+1) に近づくほど、登録単語が、よりネガティブ (ポジティブ) な心理を想起させる度合いが強くなることを示す。

(4) 4種のセンチメント・インデックス構築

日経より抽出した単語がセンチメント辞書に登録されたものとマッチングするときに 1 をとする次の定義関数：

$$J_k := \begin{cases} 1 & (\text{if } W_{it}^{(G)} \text{ matches } D_k) \\ 0 & (\text{otherwise}) \end{cases} \quad (1)$$

を定義する。その上で、 $G := A$ (記事本文) と $G := H$ (見出し) という 2 種類のテキストを対象として、センチメントのスコアリングを 2 つの方法で行う。つまり、合計で 4 種のセンチメント・インデックス (SI) を構築する。

(4-1) 実数値 SI

第 1 のスコアリング方法は、マッチングした単語 D_k にセンチメント辞書が付与するセンチメント・スコア $S_k = S(D_k)$ をそのまま利用するものである。つまり、発行日 t において、すべての記事本文 $G = A$ 、あるいは見出し $G = H$ に含まれる、センチメント辞書とマッチングしたすべての単語について、2 値のいずれかの整数が付与されたスコアの合計を、次式の整数値 SI として定義する。

たすべての単語についてのスコア合計を、次式の実数値 SI として定義する。

$$x_t^{(G, R)} := \sum_{i=1}^{n_t} \sum_{j=1}^{n_{it}^{(G)}} \sum_{k=1}^K I_{ij,t}^{(G)}(k) \cdot S_k \quad (2)$$

ここで、センチメントを抽出する範囲を記事本文 $G = A$ とするか見出し $G = H$ とするかで 2 種類の実数値 SI を作成することとする。

本研究では、記事の重要度を次のように考慮している。抽出された単語数が多ければ多いほど、見出しや記事本文に割いた紙面の面積が近似的に大きくなるはずである。つまり、抽出された単語が含まれる見出しや記事本文の重要度は、間接的に単語数に反映されていると考えられる。そこで、センチメント・スコアの合計を単語数で割り算し、そのまま用いている。

(4-2) 整数値 SI

第 2 のスコアリング方法は、マッチングした単語 D_k について、センチメント辞書が付与するセンチメント・スコア $S_k = S(D_k)$ を参照した上で、それが正であれば +1、負であれば -1 という 2 値に振り分ける方法である。そのような機能を有する変数を次のように導入する。

$$J_k := \begin{cases} +1 & (\text{if } 0 < S_k \leq 1) \\ -1 & (\text{if } -1 \leq S_k \leq 0) \end{cases} \quad (3)$$

発行日 t において、すべての記事本文 $G = A$ 、あるいは見出し $G = H$ に含まれる、センチメント辞書とマッチングしたすべての単語について、2 値のいずれかの整数が付与されたスコアの合計を、次式の整数値 SI として定義する。

$$x_t^{(G, I)} := \sum_{i=1}^{n_t} \sum_{j=1}^{n_{it}^{(G)}} \sum_{k=1}^K I_{ij,t}^{(G)}(k) \cdot J_k \quad (4)$$

実数値 SI と同様、センチメントを抽出する範囲を記事本文 $G = A$ とするか見出し $G = H$ とするかで 2 種類の整数値 SI を作成する。

3. モデル

提案する SI による株価予測可能性のダイナ

損益がない日次時系列データを作成した。

4.2 単位根検定

VAR モデル (5)～(7) 式を日経 225 と SI の日次時系列データに適用することは妥当であるかどうか、単位根 (augmented Dickey-Fuller) 検定を実施した。その結果、日経 225 対数収益率と 4 つの SI の日次時系列データはすべて、単位根を持たないことが 1% 有意で確認できた（紙面制約のため詳細は省略）。

4.3 推定と AIC 適合度

過去 29 年間を分析対象として、実数値 SI を利用して 3 つの VAR モデル (5)～(7) 式を年度ごとに推定した。各モデルの推定の際には、その次数 p を 1 から 7 まで探索し、最良の AIC を与える次数を与えるモデルを選択したうえで推定を行った。表 1 は、3 つの推定モデルの AIC を示している。年度ごとの AIC に着目すると、(7) 式のモデル H&A が AIC の意味で最良のフィットを与えることがわかる。

一方で、3 つの VAR モデルについて、AIC の観点より、本研究で提案する実数値 SI と、石島らの先行研究が提案した整数値 SI（紙面制約のため推定結果の詳細は割愛）、どちらのスコアリングによる SI を採用するのが良いのかを分析したところ、本研究提案の実数値 SI の方が優れていることが分かった。

4.4 Granger 因果性検定

実数値 SI を採用した 3 つの VAR モデル (5)～(7) 式について、頑健な共分散行列の推定量を利用し、Granger 因果性検定を年度ごとに実行した結果を表 1 に示す（Gran. と記された列）。これよりモデル H&A は、持続的に株価予測可能性を有することがわかる。つまり、見出しあり作成した SI は、記事本文より作成した SI とともに、株価に対する有意な Granger 因果性を持つ（同 Gran. H 列）。加えて、記事本文より作成した SI も、見出しあり作成した SI とともに、株価に対する有意な Granger 因果性を持つ（同 Gran. A 列）。一方、見出しありのみから推定した (5) 式

表1 Granger因果性検定結果とAIC

Year	モデル H			モデル A			モデル H&A			
	Lag	Gran.	AIC	Lag	Gran.	AIC	Lag	Gran.H	Gran.A	AIC
1984	3	1.12	-10.17	6	1.51	-10.10	6	4.99***	5.20***	-11.19
1985	7	1.54	-10.46	6	1.78	-10.65	6	3.60***	3.67***	-11.45
1986	2	1.69	-10.18	6	1.00	-10.44	6	1.91**	1.17	-11.50
1987	2	0.02	-9.21	6	1.78	-9.77	6	0.71	1.64*	-11.17
1988	2	1.12	-11.07	6	0.66	-11.38	6	1.88**	1.28	-12.88
1989	2	2.69*	-11.53	5	1.39	-12.01	5	1.98*	1.86**	-13.70
1990	2	0.14	-8.73	7	1.95*	-9.63	5	3.30**	4.75***	-11.21
1991	2	0.40	-9.37	5	0.52	-10.35	5	3.48**	4.93***	-11.72
1992	5	1.29	-8.69	5	0.83	-9.48	5	2.06*	2.69***	-10.79
1993	1	1.67	-9.18	5	0.21	-10.03	5	3.17**	3.69***	-11.29
1994	1	0.41	-9.46	5	0.37	-10.27	5	1.77*	5.12***	-11.52
1995	5	0.94	-9.19	5	0.37	-9.98	5	3.91***	4.71***	-11.48
1996	5	1.08	-10.05	5	0.53	-11.08	5	1.70*	2.24**	-12.51
1997	2	0.07	-8.78	5	1.11	-9.72	5	2.31*	2.49***	-11.21
1998	5	3.01***	-8.80	5	2.22*	-9.94	5	1.43	3.23***	-11.28
1999	1	0.64	-9.29	5	0.29	-9.99	5	1.60	2.20**	-11.22
2000	1	4.35***	-8.39	5	1.37	-10.04	6	1.77**	3.74***	-11.36
2001	2	0.32	-8.59	1	0.36	-9.72	1	2.19	2.31**	-11.17
2002	2	2.03	-8.90	5	0.94	-10.10	5	0.77	1.42	-11.74
2003	1	0.12	-8.89	5	0.25	-10.30	1	0.54	2.59*	-11.99
2004	1	0.16	-9.50	5	1.30	-10.70	1	0.19	2.74*	-12.26
2005	5	0.18	-10.10	5	0.30	-11.24	1	4.29*	8.65***	-12.81
2006	5	0.70	-9.37	5	1.74	-10.53	5	1.07	3.57***	-12.27
2007	6	0.42	-9.59	6	0.15	-10.70	5	2.27**	4.40**	-12.32
2008	6	0.37	-7.68	5	0.58	-8.59	5	1.92**	4.48***	-10.15
2009	6	0.98	-8.87	6	0.83	-9.88	6	1.51	1.62*	-11.36
2010	5	2.35***	-9.24	5	2.28**	-10.38	5	1.51	2.72**	-12.02
2011	1	0.19	-9.18	5	1.13	-10.00	5	1.07	1.45	-11.44
2012	2	3.68***	-9.71	5	1.13	-10.91	5	1.20	1.04	-12.32

注: *, **, ***は各々、10%, 5%, 1%有意を示す。

(表1, モデル H列)と、記事本文のみから推定した(6)式(表1, モデル A列)は、Granger因果性を持続的に持たない。

以上より、実数値スコアリングを採用した上で、見出しと記事本文という日経紙面のソースに反映された2種類のSIを採用してはじめて、VARモデルは持続的な株価予測可能性を有することが明らかとなった。理由として、2種類のSI間のVIF(variance inflation factor)が10より小さい可能性が考えられるので今後の課題としたい。また、アウトサンプルにて、VARモデルに基づき株価の上昇・下落を予測したところ、各年度の前半において、高い確率で予測できることがわかった(紙面制約のため詳細は割愛)。

4.5 推定係数

1984年から2012年までの各年度において、実数値スコアリングに基づき見出しSIと記事本文SIの両者を採用した、(7)式のモデルH&Aの係数の推定も行った(紙面制約より詳細は省略)。その結果、推定係数の有意性に関し、29年にわたる分析期間において、9つの循環バ

ターンがあることを見出した。興味深いことに、その9つ循環パターンは内閣府の景気循環とある程度対応付けが可能であり、好況期あるいは好況に向かう期間において、モデルの係数は有意に推定されることがわかった。

5. 結論

本研究は、石島らの先行研究を踏まえ、(1)分析対象を5年間から29年間へと広げ、(2)日経に反映されるセンチメントの重要度を考慮した、(3)4つのタイプのSIを作成した上で、SIによる株価予測性に関する実証分析を大幅に拡張して行った。その結果、石島らの結果と比べ持続的な株価予測性を示すことができた。

参考文献

- Bollen, J., H. Mao, and X. Zeng [2011], "Twitter Mood Predicts the Stock Market," *Journal of Computational Science*, 2 (1), pp. 1-8.
- Fama, E. F. [1965], "The Behavior of Stock-Market Prices," *The Journal of Business*, 38 (1), pp. 34-105.
- Ishijima, H., T. Kazumi, and A. Maeda [2015], "Sentiment Analysis for the Japanese Stock Market," *Global Business and Economics Review*, 17 (3), pp. 237-255.
- Kahneman, D. and A. Tversky [1979], "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica*, 47 (2), pp. 263-292.
- Tetlock, P. C. [2007], "Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market," *Journal of Finance*, 62 (3), pp. 1139-1168.
- 石島博・數見拓朗・前田章 [2015], 「市場センチメント・インデックスの構築と株価説明力の分析: 日次データによる検証」『経済政策ジャーナル』(第70回全国大会特集号), 11 (2), pp. 7-10.
- 高村大也 [2007], 「単語感情極性対応表」, http://www.lr.pi.titech.ac.jp/~takamura/pndic_ja.html (アクセス日 2017年 06月 30日).

【研究論文／エネルギー政策】

EUのエネルギー政策から学ぶ日本の電力システム改革への示唆 —中立・公平な電力システムを目指して—

What Can We Learn from the EU Energy Policy? Implications for Japanese Electricity Market

秋山健太郎(星城大学経営学部)

Kentaro AKIYAMA, Faculty of Business Administration, Seijo University

1. はじめに

2. 日本の電気事業

わが国の電力業界では、第2次世界大戦後の1951年に、発電、送電・配電、小売の垂直一貫体制による地域独占企業として、現在の9電力会社が発足した。その後、1995年に発電部門の競争導入、2000年から段階的に小売の部分自由化が実施されるなど制度改革が順次行われた。しかし、①福島第一原子力発電所事故がもたらした需給逼迫、②既存の市場構造は変わっていない、③再生可能エネルギー導入比率が低いことから、2013年政府により電力システムに関する改革方針が決定された。この内容は、①2015年に電力広域的運営推進機関の設立、②2016年に小売の全面自由化、③2020年には、電力会社の発電、送電・配電、小売の法的分離を行い、送・配電部門の中立性の確保をはかる。

一方、欧州において、1996年のEU電力指令では、会計分離により送電系統運用者は経営的に独立、2003年の改正指令では、送・配電系統運用者は、少なくとも法的分離、2009年の第3次指令では、送電系統運用者のアンパンドリーニング規定の強化、欧州送電系統運用者ネットワーク(ENTSO-E)、欧州エネルギー規制者協力機関(ACER)の設立を実施しており、さらに、国際系統運用機関(CORESO等)も整備され、欧州統一市場が完成に近づいている。本稿では、これら知見から、今後の最適な日本の電力市場形成のための系統運用機関(送電会社)について明らかにする。

気事業法の改正が行われた。その内容は、2015年4月に、電力逼迫状況の改善等に資するよう全国大で需要と供給の調整を図る電力広域的運用推進機関が設立された。2016年に小売の全面自由化を行い、現在、ソフトバンク、オリックス等400社以上の小売電気事業者が参入している。2020年には送配電部門の中立性の一層の確保、法的分離の方式による電力会社の発電、送電・配電、小売の分離が順次進められていく。

3. 日本の電力システム改革

3-1 電力広域的運営推進機関（OCCTO）

(1) 広域的な系統計画・運用の必要性：東日本大震災後の需給ひっ迫時において、現在の9電力体制は、電力各社がそれぞれの地域の供給義務を持つ形になっているので、供給予備力の地域偏在や、60~50Hz周波数変換設備容量の不足、地域間連系線などの送電制約により、緊急時のバックアップ体制が不十分である。これら課題に対応するには、日本全体で広域的な計画・運用を行う仕組みを構築する必要がある。(2) ガバナンス機構：OCCTOは、電気事業法に定める認可法人であり、すべての電気事業者には、この機関への加入義務がある。総会が最高意思決定機関であり、日常の組織運営判断業務は理事会、その監査は監事、重要事項の審議を評議会が行う。議決権は、一般電気事業者、発電事業者、小売電気事業者の各グループの議決権総数が等しくなるよう配分されている。

3-2 小売全面自由化（2016年度）

小売り全面自由化に伴い、発電事業者、送配電事業者、小売電気事業者の3つのライセンスに細分類される。わが国では中立性確保のため、会計分離を2003年の制度改正で導入したが、送配電部門の中立性の確保が不十分と考えられた。また、再生可能エネルギー・コジェネレーション等分散型電源の推進という観点から送配電部門の一層の中立性確保が求められる。

3-3 発送電分離（2020年度）

わが国では、1997年に持株会社制度が解禁

となり、事業部門に自律的な行動を促すため別会社化し、企業自身が持株会社となることはよくある。業績や経理を透明化し、自律的な行動を促すことができる。送配電部門が会社として法的分離によって独立することにより、公共インフラを管理するという自覚による独立した行動が促され、公平・中立性が高まることにより、競争環境が整備されることが期待される。

4. EUの電力システム改革

4-1 EUの自由化と発送電分離

EUの電力自由化は、1985年以降、EU市場統合の一環としてEU委員会主導で進められた。①1996年のEU指令：2003年までに少なくとも国内市場の32%を自由化する。発送電分離においては、発電、送電、配電、その他事業別に会計分離を行う。送電系統運営者は他の活動から経営的に独立する等が盛り込まれた。②2003年の改正EU指令：電力自由化によって国境を越えた電気事業者の合併・吸収が活発化したが、各国の自由化の状況に格差があることから、市場開放の遅れた国の企業が進んだ国的企业を買収することをめぐって、関係国間の軋轢が生じる例が頻発した。このため、EU委員会は2000年以降全面自由化の実施に向けて加盟国に働きかけ、2007年から全面的な自由化が実施されるとともに事業部門別の分離も強化された。法的分離は、送電系統で2004年までに、配電系統も2007年までに実施された。③2009年の第3次指令：EU委員会は、法的分離では次のような3つの問題が残るとした。系統運営者は、系統アクセスにおいて自社グループの事業者を競合他社よりも優遇する可能性がある。それを監視するには莫大な費用と時間が必要である。同一の事業所ビル、社員食堂、研修などを通じての接触の機会や同一のIT設備の利用により、系統運営部門から同一グループ内の競争部門への機微情報の漏洩の防止は困難であり、情報の非差別的なアクセスを保証することはできない。系統容量や連系容量の強化・拡

研究論文／エネルギー政策：EUのエネルギー政策から学ぶ日本の電力システム改革への示唆

大は競争事業者の参入を容易にするため、新規設備建設のインセンティブが働きにくい。これらの問題を効率的に解決するために所有権分離が提案されたが、調整の結果、次の3つのモデルが認定された。①所有権分離：利害関係・影響力の観点からTSOを発電・供給事業から完全に分離する。②独立系統運営者（ISO）：TSOの運用機能を垂直統合型事業者から独立させ、ISOに委ねる。③独立送電運営者（ITO）：垂直統合型事業者とTSOの資本関係は維持したまま、厳しい規制・監視を適用することで、TSOの独立性を確保する。

4-2 欧州統一市場に向けた送電系統運営者ネットワーク

2009年の第3次指令では、欧州全体の送電系統を計画するENTSO-Eが設立され、欧州大の送電系統運営者の協調機関と位置づけられる。送電系統運営者のさらなる協調を通じて、広域的な電力取引を促進することがその目的であり、主な役割として、系統計画・運用に関するさまざまな共通規則の策定、2年ごとに欧州大の10ヶ年系統投資計画の策定がある。同系統計画の実施に関しては、EU委員会が提案し、理事会と欧州議会の審査を経て決められる。欧州34か国の送電系統運営者42社をメンバーとして、運営を開始した。従来の欧州各地域の系統運営者による協調機関はすべて解散し、その機能が統合されている。このENTSO-Eの活動を監視し、必要に応じて提言を行う役割を課され、国際連系線の利用に関する個別の問題への提言、広域的な電力取引を促進することが、ACER設立の目的である。さらに、CORESO、TSC等広域運用機関、国際連系線市場運用機関等が整備されつつあり、欧州統一市場の実現へ一步歩近づいている。

4-3 EU各国における自由化と発送電分離

(1) 送電部門：①イギリス、ドイツ、オランダ、ベルギー、イタリア、スペイン等多くの欧州諸国がTSOを発電、供給事業から所有権分離をしている。ほとんどの場合、TSO1社からな

る。②ISOモデルは、欧州ではほとんど普及していない。特徴はインフラの所有者とその運営者とを分離することであり、規制が複雑なので現段階ではスコットランドのみである。③フランス、オーストリア、ギリシャ等は、垂直統合型事業者とTSOの資本関係は維持したまま、厳しい規制・監視を適用することで、TSOの独立性を確保するITOの形態をとっている。

(2) 配電部門：再生可能エネルギーによる発電は、主として小規模の発電によって行われ、地域に分散し、ほとんど配電ネットワークに接続されている。配電事業者（DSO）は、再生可能エネルギーの複雑な電力系統を管理しなければならない。欧州では、送電、配電ネットワークの統合パターンは極めて低く、日本とは構造的な差異がある。DSOに求められる独立性は、TSOの場合ほどEU委員会から求められていない。欧州委員会がTSOの所有権分離を進める背景には、ネットワーク事業者間の欧州規模での公平な競争市場を造り出したいという意図がある。送電ネットワークの独立性を担保するという意識が強く、送電と配電ネットワークは違うと考えている。したがって、DSOに関しては、法的分離が求められているだけで、所有権分離までは規制となっていない。一方、EU指令では、10万件以下の顧客に供給を行っているDSOについては、法的分離の例外とすることを認めており、EUでは配電事業者の87%が法的分離の例外となっている。

4-4 EUとEU各国からの知見

①EUレベルでは、大容量の再生可能エネルギーが導入され、風力発電適地（北海、バルト海）は需要地とは離れているケースが多く、発電地域と需要地域を結ぶ送電線の増強、新設、イギリス、ドイツとノルウェー（水力）との連系線等EU電力系統全体の最適な系統計画を担う広域系統計画機関として、ENTSO-Eが、その監視機関として、ACERが2009年に設立され活動している。運用に関しては、将来、EUレベルでの運用を目指している。②EU各国に

おける TSO の構造改革は、EU 指令により、会計分離→法的分離→所有権分離と進んでいる。現在、EU 各国のはほとんどが、所有権分離に近い形となっており、国内の TSO 1 社体制である（ドイツは 4 社）。基幹系統を運用管理する送電会社の他に地域送電会社をフランスは 7 社、デンマークは 9 社を持つ。③英国の National Grid、デンマークの Energinet.dk は電力送電網とガス導管システムを運用・所有している。

5. 日本の電力システム分析

(1) 分析枠組み：組織のガバナンスの発展形態（会計分離→法的分離→所有分離）とネットワーク規模（全国大の広域機関→送電会社→配電会社）の 2 軸の視点からどのような組織形態が最適かという枠組みを用いて分析した。

(2) 分析結果：① OCCTO は、全国大の計画と運用をつかさどることから過度の権限が集中するため、非効率な運営になる可能性がある（ENTSO-E は計画のみ、その監視機関が ACER）。将来的には、ガバナンスの観点から計画機能と運用機能を分離する必要がある。対象は 500kV、275kV レベルの送電線。②送電会社は、持株会社による発電、送配電、小売の法的分離のレベルでは、欧州委員会が危惧していた自社グループの事業者を優遇する問題等がある。高い公平・中立性と電力市場を活性化するため、自社グループから所有権分離に近い形にする必要がある。その際、送電会社は、OCCTO の地域計画、地域運営を行う会社にそれぞれ移行する。すなわち、OCCTO に 9 地域送電系統運営センターを設置する。地域センターの対象は、77kV、154kV レベルの送電線。特に、北海道、東北地域では、大量の風力発電の導入が考えられるため、再生可能エネルギー制御センターの設置も考慮する。③ 9 配電会社は、再生可能エネルギー等の電源導入を公平・中立に行うため、法的分離への移行が必要である。さらに、所有権分離も考慮する。対象は 33kV 以下のレベルの配電線。

6. 日本の電力システムへの示唆（まとめ）

欧州等の知見から考察すると、電力広域的運営推進機関と送電会社は、次の 4 段階で進化していくべきと考える。①現在の 9 電力体制下においては、OCCTO は、日本全体の系統計画（ENTSO-E のような役割）と広域運用を行い、電力会社は域内系統計画と運用を行う。②全面自由化の段階で適正な競争が行われるよう規制機関を設置する（電力・ガス取引監視委員会）。③9 電力会社が法的分離され、9 送電会社ができた後は、超高压、主要幹線を一貫して運用できる機関（CORESO、TSC のような形態）を設立し、ここへ運用、管理を移管する。この時点で、OCCTO は計画だけを行う。機能を分離し、ガバナンスを強化する。④送電会社について、欧州では法的分離を採用した後、ガバナンスがうまく機能しなかったことから所有権分離を原則に移行した。法的分離の形では、企業グループの親会社は、グループ全体の利益を追求する。一方、送電会社は市場に対して中立・公平な行動を行おうとするが、株主利益に反する場合、それができない可能性がある。ゆえに、将来的には、わが国でも、ガバナンスの側面から所有権分離を進める。また、送電会社 9 社を OCCTO の 9 つの地域送電運営センターとする（フランス的）。配電会社においても、ガバナンスの側面から、今後、所有権分離を検討する。将来 OCCTO はエネルギー利用効率向上のため電力とガスのシナジー効果を考慮して両方を運営する必要がある。

参考文献

- IEA ENERGY OUTLOOK 2014.
Veyrenc, T. and E. Grand [2011], *L'EUROPE DE L'ÉLECTRICITÉ ET DUGAZ, ECONOMICA* (山田光訳『ヨーロッパの電力・ガス市場』日本評論社、2014 年).
ENTSO-E [2014], *『Ten-Year Network Development Plan 2014』.*

【研究論文／財政政策】

失業を含む動学的確率的一般均衡モデルにおける生産力効果を持つ公共投資の効果

Effect of Public Investment in Dynamic Stochastic General Equilibrium Model with Labor Market Friction and Production Externality of Public Capital

平賀一希（東海大学政治経済学部）

Kazuki HIRAGA, School of Political Sciences and Economics, Tokai University

1. はじめに

本研究は、近年の公共投資が雇用、失業といった労働市場で決定される経済変数に与える影響について、動学的一般均衡モデルの枠組みを用いて分析する。分析の上で、本研究で着目する失業率や公共投資の効果を明示的に示すため、労働市場に摩擦が存在する経済を考えるとともに、公共投資の生産力効果を考慮する。その上で、わが国のデータを用いて公共投資が労働市場を及ぼす効果を、構造 VAR を用いて検証し、実証分析との整合性を考察する。本研究では、社会資本ストックの生産力効果を考慮することで、労働市場変数（失業、実質賃金など）のインパルスレスポンスが、理論と実証分析とで整合的であることがわかった。

財政政策が労働市場に及ぼす効果を理論および実証分析を用いて検証した研究は近年増えてきている。わが国に関する研究としては、Kato and Miyamoto [2013]、加藤・宮本 [2014] では失業が存在する RBC モデルで日本のデータを用いたカリブレーションを行い、モデルは政府支出の変化がマクロ経済変数および雇用や失業といった労働市場変数に与える動学的波及効果について分析を行った¹⁾。Kato

and Miyamoto [2013]、加藤・宮本 [2014] では、同時に構造型 VAR モデルを用いて、カリブルーションの結果との比較を行っており、実質賃金を除くマクロ変数および労働市場変数については定性的には説明できるとされている。

本研究の構成は次の通りである。まず第 2 節では、公共投資が労働市場に与える影響のメカニズムを理論的に分析する DSGE モデルについて説明する。第 3 節では、カリブルーションにより、公共投資が社会資本ストックの蓄積を通じて経済に与える効果について、構造 VAR モデルによる実証分析の結果と比較しながら数値的に分析し、第 4 節で結論を述べる。

2. モデル

公共投資が雇用、失業に与える波及経路を経済理論に基づき数量的に分析するため、労働市場の摩擦および社会資本ストックの生産効果を考慮した DSGE モデルを構築する。標準的な DSGE モデルと異なる点は、失業を分析するため労働市場に摩擦が存在する点と、政府支出（公共投資）によって蓄積される社会資本ストックが正の生産外部性をもたらすと仮定している点である。

モデルの前提は次の通りである。経済には無限期間生きる代表的な家計、企業および政府が存在する。家計には企業に雇用されて賃金を得ている労働者と、失業状態にあり求職活動を行っている失業者が存在する。家計は消費と労働

1) 本研究では、Kato and Miyamoto [2013] のモデルを、効用関数に民間財と公共財が補完的であるという仮定を外す一方、社会資本ストックの生産力効果についての感応度分析を行うことが異なる点である。

から効用を得て、貯蓄を企業に貸し出し、資本市場は完全競争であるとする。企業は家計から民間資本を借り入れ、摩擦の存在する労働市場で労働者を探し、労働を投入することで生産を行い、対価を家計に支払う。生産物は完全競争的な財市場において、家計もしくは政府によって購入される。政府は公共投資を行うことで、社会资本ストックの蓄積を行う。公共投資の財源は一括固定税によって賄うものとする。雇用量は労働者と企業のサーチ活動の結果として決定され、賃金および労働時間は労働者と企業との交渉によって決定されるものとする。モデルの均衡条件を対数線形近似した式は以下の通りである²⁾。

労働市場：

$$\begin{aligned} \hat{q}_t &= \xi \hat{\theta}_t, \\ \hat{n}_{t+1} &= -\hat{u} \hat{u}_t, \\ \hat{n}_{t+1} &= (1-s)[\hat{n}_{t-1} + \hat{v} \hat{q}(\hat{v}_{t-1} + \hat{q}_{t-1})], \\ \hat{\theta}_t &= \hat{v}_t - \hat{u}_t, \end{aligned}$$

異時点間の最適化条件：

$$\beta E_t \hat{C}_{t+1} [1 + \bar{r} - \delta] - \beta E_t \bar{r} \hat{r}_{t+1} = \hat{C}_t,$$

生産関数： $\hat{y}_t = \alpha \hat{k}_t + (1-\alpha) \hat{h}_t + \omega \hat{K}_{G,t}$,

最適民間資本ストック条件：

$$\hat{r}_t = (\alpha-1) \hat{k}_t + (1-\alpha) \hat{h}_t + \omega \hat{K}_{G,t},$$

$$\begin{aligned} \hat{Y}_t &= \hat{n}_t + \hat{y}_t, \\ \text{総生産と総資本} : \hat{K}_t &= \hat{n}_t + \hat{k}_t, \end{aligned}$$

2) モデルの基本設定については Kato and Miyamoto [2013] を参照されたい。なお、本モデルは Kato and Miyamoto [2013] と異なり、効用関数に公共財を含まないが、含めたとしても本研究の結論に変わりはない。

雇用創出条件：

$$\begin{aligned} -\frac{\kappa \hat{q}_t}{\hat{q}} &= \beta(1-s) E_t (\hat{\lambda}_{t+1} - \hat{\lambda}_t) \left(\hat{y} - \hat{w} \hat{h} - \bar{r} \hat{k} + \frac{\kappa}{\hat{q}} \right) \\ &+ \beta(1-s) E_t \left\{ \hat{y} \hat{y}_{t+1} - \hat{w} \hat{h} (\hat{w}_{t+1} + \hat{h}_{t+1}) \right\} \\ &- \bar{r} \hat{k} (\hat{r}_{t+1} + \hat{k}_{t+1}) - \frac{\kappa \hat{q}_{t+1}}{\hat{q}}, \end{aligned}$$

賃金方程式：

$$\begin{aligned} \hat{w} \hat{h} (\hat{w}_t + \hat{h}_t) &= \eta (\hat{y} \hat{y}_t - \bar{r} \hat{k} (\hat{r}_t + \hat{k}_t)) \\ &+ \frac{1-\eta}{1+\mu} \frac{\Phi h^{1+\mu}}{\lambda} ((1+\mu) \hat{h}_t - \hat{\lambda}_t) + \eta \kappa \bar{\theta} \hat{\theta}_t \end{aligned}$$

最適労働時間： $\hat{\lambda}_t + \hat{y}_t = (1+\mu) \hat{h}_t$,

政府の予算制約式： $\bar{T} \hat{T}_t = \bar{G} \hat{G}_t + \bar{u} z \hat{u}_t$,

資源制約： $\hat{Y} \hat{Y}_t = \bar{C} \hat{C}_t + \bar{I}_t + \bar{G} \hat{G}_t + \kappa v \hat{v}_t$,

資本ストック、公共投資の動学式：

$$\begin{aligned} \hat{K}_{t+1} &= \delta \hat{I}_t + (1-\delta) \hat{K}_t, \\ \hat{K}_{G,t+1} &= \delta \hat{G}_t + (1-\delta) \hat{K}_{G,t}, \\ \hat{G}_{t+1} &= \rho \hat{G}_t + \varepsilon_{G,t+1}, \end{aligned}$$

なお、 γ_m はマッチング効率性、 u_t は失業率、 v_t は企業の欠員数、 $n_t = 1 - u_t$ は雇用者数、 ξ はマッチング関数の失業者に関する弾力性、 θ_t は労働逼迫率、 s は外生的な雇用喪失ショック、 β は主観的割引率、 C_t は消費、 I_t は民間投資、 K_t は民間資本ストック、 h_t は労働者 1 人当たりの労働時間、 ϕ は労働の不効用、 r_t は資本のレンタル料、 w_t は賃金、 z は政府からの失業保険、 δ は資本減耗率、 λ_t は予算制約に関するラグランジュ乗数、 k_t は雇用者 1 人当たりの民間資本ストック、 α は資本分配率、 $K_{G,t}$ は社会資本ストック、 ω は社会資本ストックの生産外部性、 \bar{G} は公共投資の定常状態値³⁾、 $\varepsilon_{G,t}$ は i.i.d. の確率変数となる公共投資に関する

3) 以降、 \hat{X} (X は任意の変数) は定常状態値であるものとする。

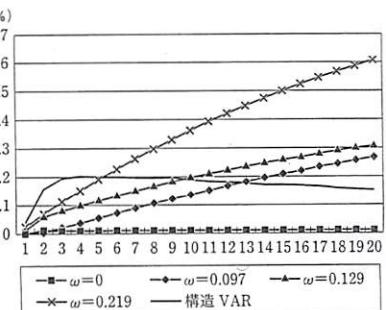
表1 モデルのパラメータ

パラメータ	値
β	0.996
Φ	15.6
μ	2
γ_m	0.471
ξ	0.6
η	0.6
s	0.012
α	0.333
δ	0.06
κ	0.127
z	0.249
ρ	0.99

3.2 シミュレーション分析

初期時点において公共投資が 1% 増加し、徐々に元の水準に収束していくケースについて考える。公共投資ショックが財市場および労働市場の変数に与える時系列的な変化をモデルおよび構造 VAR モデルのインパルス応答関数を比較しながら検証を行う。図 1 から図 4 にかけて、公共投資ショックがマクロ変数、および労働変数についてのインパルス応答関数を提示している。理論モデルにおける公共投資ショックは、その背後で家計に税収が課されていること

図1 総生産のインパルス応答関数



ショックであり、 ρ は公共投資ショックの持続性パラメータである。

3.3 カリブレーション

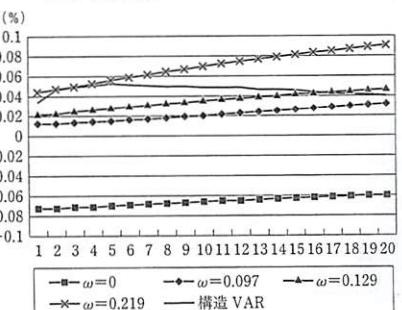
3.3.1 パラメータ設定

前節で得られたモデルにおいて、公共投資の変化が経済変数にどのような影響を与えるのかを分析する。まずカリブレーションによって、モデルのパラメータの値を設定する。社会資本ストックの生産性パラメータ以外は、Kato and Miyamoto [2013] や 加藤・宮本 [2014] の設定に従う形でパラメータ設定を行っている。

表1には、社会資本ストックの生産性パラメータ ω 以外の本研究で設定されているパラメータ値およびそのソースが記述されている。

本研究において、重要なパラメータである ω であるが、ベンチマークとして 0 の場合と、Kato and Miyamoto [2013] で設定されている 0.129、および江口 [2011] における DSGE モデルの構造推定によって得られた 0.219、江口 [2012] の 1990 年第 1 四半期から 2001 年第 1 四半期のデータを用いた推定結果より得られた 0.097 の 4 つの場合に分けて比較する。構造 VAR モデルについては、加藤・宮本 [2014] に従って分析を行うが、データの期間を 1980 年第 1 四半期から 2014 年第 1 四半期までと直近のデータを含めて引き伸ばした⁴⁾。

図2 民間消費のインパルス応答関数



4) ここでは、公共投資、GDP、民間最終消費支出の 3 つのマクロ経済変数と、実質賃金、労働者 1 人当たり労働時間、完全失業率、欠員数、就業者数という 5 つの労働市場変数を含んだ VAR モデルを構築している。データはすべて対数変換をし推定する。ラグ次数は、Akaike 情報量基準、Schwartz 情報量基準に基づき 1 に設定する。

図3 実質賃金のインパルス応答関数

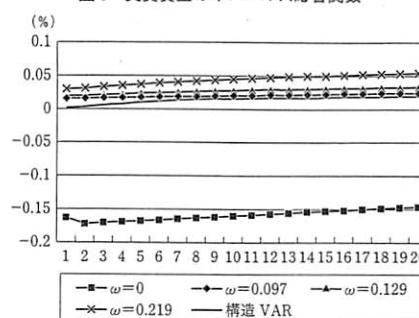
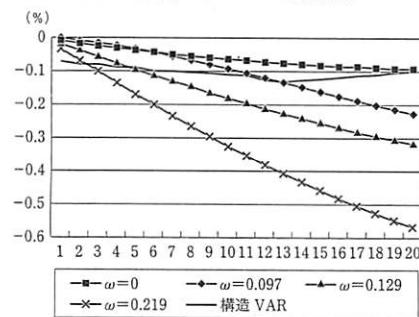


図4 失業率のインパルス応答関数



に起因する負の所得効果と、公共投資が増えることにより、社会資本ストックが蓄積されることを通じた正の生産性ショックが混在する形になっている。負の所得効果は民間消費および実質賃金を下げる効果を持つが、正の生産性ショックは民間消費および実質賃金を引き上げる。図2、3より、正の生産性ショックの効果のはうが大きくなれば、実証分析と整合的な結果が得られることがわかった。

4. 結論

本研究は景気刺激策として行われている公共投資が財市場および労働市場に与える影響について、失業を考慮し、社会資本ストックの生産力効果を含んだ動学的確率的一般均衡モデルを構築した上で分析を行った。社会資本ストック

の生産力効果を通じた正の生産力効果のチャネルより、実証分析と整合的な結果となった。

参考文献

Kato, R. R., and Miyamoto, H. [2013], "Fiscal Stimulus and Labor Market Dynamics in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 30, pp.33-58.

江口允崇 [2011] ,「DSGE モデルによる日本経済の実証分析」『動学的一般均衡モデルによる財政政策の分析』 第4章, 財団法人三菱経済研究所。

江口允崇 [2012] ,「財政政策の効果はなぜ下がったのか? - ニューケイシアンモデルによる検証」 *KEIO/KYOTO GCOE Discussion Paper Series*, DP2012-008.

加藤竜太・宮本弘暁 [2014] ,「財政政策が労働市場に与える影響について」『フィナンシャル・レビュー』120号, pp.45-67.

【研究論文／地域政策・地方財政】

地域イノベーション・システムの比較研究

—広島県と福岡県の例により—

A Comparative Study of Regional Innovation System

段 潤 (島根大学研究機構戦略的研究推進センター)

Run DUAN, Center for the Promotion of Project Research, Organization for Research, Shimane University

1. はじめに

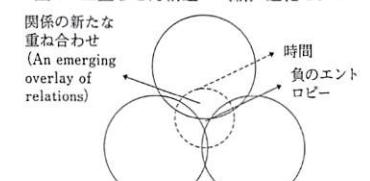
地域イノベーション・システム (Regional Innovation System: RIS) は信用、信頼、交換と協力的な相互作用により馴化された一つの集合的なミクロコンシェルタル・レギュレーションの観点から概念化されたことである¹⁾。RIS の一つの分析方法は政府、産業と大学の三重螺旋モデルである。このモデルは機関間の連携と相互作用を重視し、三者間の不安定性が知識の進化を促進するという動態的な遷移過程を強調する (Etzkowitz and Leydesdorff [2000])。

本研究は文献調査と現地調査を通じて、広島県と福岡県の自動車産業における三重螺旋モデルを比較し、産業構造の相違点により生じた異なる RIS 構造を検証することを目的とする。

2. 先行研究

三重螺旋モデルは Etzkowitz and Leydesdorff [2000] が生物進化理論に基づき、政府、産業と大学の相互作用を分析するために提出した概念であり、主導的なアクターによって3つのタイプがある。それは、(1) 政府が学界と産業界を駆動する統制主義モデル、(2) 産業界が主な推進力とする自由放任主義モデルと、(3) 三

図1 三重らせん構造—（新）進化モデル



者が協力して行動するバランス・モデルである。

Leydesdorff [2003] は、Etzkowitz and Leydesdorff [2000] のバランス・モデルが完全に共通ゾーンをカバーしていないという状態を指摘したうえで、タイムラインを追加した(図1)。3つの円がカバーしていない部分は「負のエントロピー」と呼ばれて、システムにおける不確実性の低減と表示される。負のスコアがより大きいほど不確実性の減少を示し、知識集約型経済においてより有利な条件になると考えられる。そして、時間を経て、進化的な視点から各サブシステムが相互作用し、交流することを通じて、不確実性を低減しさまざまな構造が形成される (Leydesdorff [2003], Leydesdorff et al. [2006])。

Leydesdorff らのモデルでは、3つのサブシステム間の相互作用における統合および分化の程度は情報量によって測定する。ミューチュアルの情報量は相互作用を含めていない2つのシステムの不確実性の和マイナス2つのシステムが組み合わされた時に含まれる不確実性で表示

1) 英文原典: regional innovation systems were conceptualised in terms of a collective order based on micro-institutional regulation conditioned by trust, reliability, exchange and cooperative interaction (Cooke et al. [1997]).

する (Leydesdorff et al. [2006], Leydesdorff and Fritsch [2006]).

$$T_{xy} = H_x + H_y - H_{xy}$$

T_{xy} はミューチュアルの情報量である (ibid.)。3つのサブシステムの情報量は以下のように導出することができる (ibid.)。

$$T_{xyz} = H_x + H_y + H_z - H_{xy} - H_{yz} - H_{xz} + H_{xyz}$$

H_x は変数 x の分布の不確実性であり、エントロピーの値である。エントロピーの値は、受信した各メッセージに含まれる情報の平均量で測定する。その計算方法はクロード・シャノンが1948年に発表した「通信の数学的理論」での情報エントロピーの計算方法を用いる (ibid.)。

$$H_x = - \sum_x p_x \log_2 p_x$$

H_{xy} は変数 x と y の分布の不確実性である (ibid.)。

$$H_{xy} = - \sum_{xy} p_{xy} \log_2 p_{xy}$$

極端な状況を考えると、「負のエントロピー」の絶対値が無限大になれば、システムの不確実性がゼロになって、サブシステム間に相互作用が存在しないので、自由放任主義モデルになる。「正のエントロピー」の絶対値が無限大になると、3つの円が完全に重なり、統制主義モデルに近くなる。バランスをとる状況とは「エントロピー」が一定範囲内で変動している状況である。つまり、大学、政府と産業は交差し、相互作用していると同時に、それぞれの機能を分けて、独自に行う行動があるという状況である (Leydesdorff [2012])。

Jakulin and Bratko [2004] によると、三重螺旋モデルはエントロピー統計に基づく指示関数を用いて、サブシステム間の相互作用と相乗効果を測定することにより、RIS の定量研究の方法を提示した (Leydesdorff and Fritsch [2006])。

3. 調査地域の選択

RIS 構造の相違点を比較するために、本研究は自動車集積地域である広島県と福岡県を三重螺旋モデルの適応対象として、2014年3月21日~22日に広島県で、2014年10月23日~24日に福岡県で調査を行った。

広島県と福岡県を選択する原因とは、まず、日本自動車工業会2013年の工業統計調査によると、広島県と福岡県の自動車・二輪車の製造出荷額は2兆4,146億円と2兆2,567億円で、全製造品出荷額に占める割合は27.6%と27.8%で、量的に比較すると、この2県の自動車産業は大体に等量規模で、地域経済への貢献度がほぼ同じである。

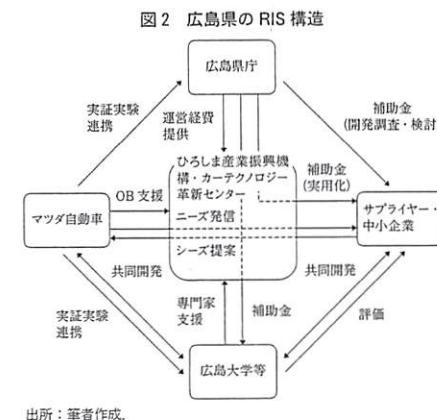
次は、この2県は中央政府の一連の先進モビリティや次世代自動車プログラムに参加していない。つまり、この2つの県は外部からの政策影響を受ける程度が低い、イノベーション・システム論のホーリスティック特性と一致したところがある。

4. 広島県の三重螺旋構造

広島県はマツダを中心とする自動車産業の影響の大きい産業集積地域である。

広島県の研究開発活動の多くはひろしま産業振興機構のカーテクノロジー革新センターというプラットフォームを介して行われてきた。ひろしま産業振興機構は広島県内産業の発展に寄与することを目的として、広島県が主導して、官民共同出資で設立された公益法人である。事業の内容は新技術・新製品開発や、創業・新事業展開、経営革新、経営基盤の強化、国際ビジネスの支援などがある²⁾。その下部組織の一つであるカーエレクトロニクス推進センター（以下、センターと略称する）は2013年4月に改組して以来、自動車部品サプライヤーの研究開発

2) ひろしま産業振興機構のウェブサイト、<https://www.hiwave.or.jp/introduction/> (2015年12月8日アクセス)。



る傾向がある。大学は政府と協力する。中小企業はより受動的に参加させる。

三重螺旋モデルを用いて分析すると、福岡県では、政府と産業の間に情報交換の確率は政府が産業に情報を発信する確率と同じであり、 $P_{gc} \approx P_g$ になる。政府と大学の間に情報交換の確率は同じく政府が情報発信の確率と相当であり、 $P_{gu} \approx P_g$ になる。大学と産業の間に情報交換が存在しないために、 $P_{cu} \rightarrow 0$ になる。政府、産業と大学の間に情報交換が存在しないために、 $P_{gcu} \rightarrow 0$ になる。それにしたがって、 $H_{gc} \approx H_g$ 、 $H_{gu} \approx H_g$ になり、 $H_{cu} \rightarrow 0$ 、 $H_{gcu} \rightarrow 0$ になる。結果として、 $T_{gcu} \approx H_c + H_u - H_g$ になる。もし $H_c + H_u > H_g$ であれば、 T_{gcu} が負になる。バランス・モデルになる可能性がある。もし $H_u + H_c < H_g$ であれば、 T_{gcu} が正になり、三重螺旋モデルは統制主義モデルに近いである。

6.まとめ

現段階での三重螺旋モデルに関する研究は定量研究になる段階ではなく、そのため、本研究は ρ の推定値を用いて、広島県と福岡県の政府、産業と大学の間の情報量を分析し、三重螺旋モデルの適用可能性を検証した。分析結果とは、産業構造により生じた2つの地域のRIS構造の相違点が存在している。産業構造が異なっているために、地域における政府、産業と大学の情報交換方式と確率 ρ は異なっている。 ρ の値は3つのサブシステム間の情報量 T に影響を与える。 T はエントロピーで表示し、 T の値は三重螺旋モデルの状態に反映する。

広島県では、自動車メーカーは主導的なアクターとして、プラットフォームを支援し、中小企業との交流を促進し、政府・大学との連携を促進している。情報交換と知識流通はプラットフォームを経由し、定期的に発生する場合には、3つのサブシステムはバランスをとって、統いて相互作用して、イノベーションを創出する。

福岡県北部九州地域では、自動車メーカーが立地しないために、部品メーカーは地域内の政

府、大学と中小企業との関連性が弱い。地方政府が強力な支援政策を出す場合には、三重螺旋構造は統制主義モデルに陥る可能性がある。

地方政府は地域イノベーション政策を策定する時に、当該地域のRIS構造に基づき、地域の産業構造に対応する促進策を導入する必要がある。中核的企業が立地する地域では、地方政府はプラットフォームを構築するとともに、中核的企業の参加を求めて、プラットフォームを通じて、3つのサブシステムの情報交換を促進すべきである。中核的企業が立地しない地域では、地方政府は単なる企業と大学の研究開発を支援するだけではなく、企業と大学の間の情報交換と知識流通を促進する必要がある。

参考文献

- Cooke, P., M. G. Uranga, and G. Etxebarria [1997], "Regional innovation systems: Institutional and organizational dimensions," *Research Policy*, 26, pp. 475-491.
- Etzkowitz, H. and L. Leydesdorff [2000], "The dynamics of innovation: from National Systems and "Mode 2" to a Triple Helix of university-industry-government relations," *Research Policy*, 29, pp. 109-123.
- Leydesdorff, L. [2003], "The mutual information of university-industry-government relations: An indicator of the Triple Helix dynamics," *Scientometrics*, Vol. 58, No.4, pp. 445-467.
- Leydesdorff, L. and M. Fritsch [2006], "Measuring the knowledge base of regional innovation systems in Germany in terms of a Triple Helix dynamics," *Research Policy*, 35, pp. 1538-1553.
- Leydesdorff, L.; W. Dolsma and G. Van der Panne [2006], "Measuring the knowledge base of an economy in terms of triple-helix relations among 'technology, organization, and territory,'" *Research Policy*, 35, pp. 181-199.

【研究論文／地域政策・地方財政】

下水道事業の収支構造の要因分析*

Factor Analysis of the Revenue and Expenditure Structure of the Sewage Services

須田茂夫

Shigeo SUDA

1.はじめに

下水道事業は最大の地方公営企業集団であり、全体に占めるシェアは平成24年度現在、財政規模で32.9%（55,959億円）を占めている。経営状況をみると事業全体としての収支は黒字であり、赤字事業所数は、全体の6.3%であるが、これは他会計からの繰入金を受けた後の結果であり、繰入金は公営企業全体の55.7%（17,621億円）におよんでおり、応益負担の拡大を図ることが求められている。

公営企業¹⁾に対する補助金等の影響を分析したものとして、赤井・篠原[2002]では第三セクターの設立・破綻要因を、官民の出資比率、地域要因等がもたらす影響を回帰分析により検証している。民間の出資割合が約40%をピークとして、馴れ合いによるインセンティブ低下が生じ経営破綻が生じているとしている。赤井[2003]では、第三セクターのうち観光・レジャー分野を対象に検証し、官と民の責任分担の曖昧性により経営悪化が生じたとしている。また、リゾート法などのマクロ政策による非効率な設立を通じ経営が悪化したとしている。山下[2003]では、公営バス事業についてフロンティア費用関数により効率性を検証している。過去の他会計依存度が有意に影響し、補填が非効

率を誘発し追加的な補填が必要となる「二重の負担」が生じているとしている。野竿[2007]では、公立病院の経営効率性を包絡線分析により検証し、補助金比率が高いほど非効率であるとしている。

これらの先行研究では、中央政府の補助金が共有財源となり、いわゆる「共有地の悲劇」が生じ、非効率な経営が行われていることが示唆されていると考えられる。

実証分析を行う際に考慮すべき下水道事業の特徴として、土地の起伏等、自然条件により設備費が増大してしまう場合があること、清掃、修繕などの外部委託率が非常に高く80%を超えており、労働投入量を正確に把握することが困難であり、資本、労働の投入面から効率性を検証する方法は適していない。

このため本稿では、下水道事業の経営に影響をもたらす各種要因が汚水処理原価、料金収入などに寄与している状況を分析し、繰入金の影響の検証を行った。

2.下水道事業の現状

下水道事業は、市町村が行うのが原則²⁾であるが都道府県、一部事務組合等により運営されているものもあり、その大部分が地方公営企業として営まれている。事業形態としては、本稿で扱う公共下水道の他に集落排水施設、個別排水処理施設（浄化槽）などがあり、総事業数は3,633事業となっている。なお、公営企業法の

* 日本経済政策学会第72回全国大会にて、名古屋学院大学・水田健一先生から貴重なコメントを頂いた。深く感謝したい。

1) 下水道事業の一般的な経営状況を分析したものとして桑原[2008]がある。

2) 下水道法3条。

表1 経費回収率別の経営指標（平均値）

経費回収率（%）	0~25 未満	25~50 未満	50~75 未満	75~100 未満	100以上
汚水処理原価 (円/m ³)	1,491	401	226	177	140
収入単価 (円/m ³)	149.5	146.2	143.4	152.9	158.0
一般家庭使用料 (月 20 m ³ あたり)	2,822	2,674	2,560	2,629	2,703
総収支比率 (総収益/総費用)	114.9	127.9	147.3	159.4	142.5
事業所数	33	165	313	411	241

適用は任意であり、法適用が502事業、非適用が3,131事業となっている³⁾。

下水道の処理費は大きく維持管理費と資本費に分けられる。維持管理費は、管渠費、ポンプ場費、処理場費等である。資本費は、法適用企業の場合は企業債利息と原価償却費、法非適用企業の場合は地方債の元利償還金である。

下水道事業における繰入金（一般会計からの繰出金）は、10数種あるが、ここでは代表的なものを検討する。

第1に「雨水処理に要する経費」であり、繰入金全体の32.8%（5,781億円）となっている。「雨水公費・汚水私費の原則」により、雨水分は公費で負担するというものであるが、問題となるのは計測された雨水量に基づくのではなく、総処理費の一定割合を雨水処理分として負担することとなっている点である。

このうち、資本費の雨水処理分については変遷があり、当初は公費私費が半分ずつとされていたが、昭和41年に見直しが行われて以来、公費70%、私費30%とされてきた。この比率は、当時主流であった合流式⁴⁾下水道の実績値

3) 経理事務が法適用では企業会計、非適用では官庁会計となっている。経営状況の適切な把握のため、現在、公営企業法適用の推進が図られている。

4) 下水道の整備方式には、雨水と汚水を同一の配管で処理する「合流式」とそれぞれ別な配管で処理する「分流式」がある。

により定められたものであった。その後、下水道の整備方式の主流が分流式になり決算の実態と大きく乖離したものとなつたため、平成18年度に改訂され、合流式は6割、分流式は1割を公費で負担することとされた。また、この変更に伴い公費負担の減った分流式の場合、人口密度区分により「分流式下水道に要する経費」として、2割から6割が公費負担とされることとなった。なお、この繰入金は不採算経費に対するものとされている。

第2のものとしてあげられるのは、「高資本費対策に要する経費」である。これは、人口密度、地理的条件等により、資本費が非常に高くなる場合があるため設けられているものである。

この繰入金により地方財政措置を受ける際の要件として、1m³あたりの使用料が150円以上であることとされているが、繰入金のうち料金設定を条件としているのは、この経費だけである。

経費回収の状況をみると、汚水処理原価を全部回収している事業は6.3%にとどまり、維持管理費も一部しか回収できていない事業は19.3%となっている。

表1は、経費回収率を25%ごとの階層別グループに区分しまとめたものである。

使用したデータは、総務省・平成24年度版「下水道事業経営指標・下水道使用料の概要」である。このうちの公共下水道事業（1,188事業）のなかで未供用もしくは供用開始直後のため有収水量等が0となるもの及び東日本大震災関連の避難区域等で特異値となるものを除く1,163事業を対象とした。

階層ごとに比較すると、経費回収率が高いほど、汚水処理原価は低くなっている。しかし、収入単価（1m³あたり料金）の設定は経費回収率50%~75%のグループが最も低くなっている。経営状況を示す総収支比率は、経費回

表2 推計結果（汚水処理原価等）

	汚水処理原価	汚水処理原価 (控除前)	収入単価	経費回収率 (控除前)
処理区域内人口	-0.05 (-4.7) [2.31E-6]***	-0.05 (-4.5) [6.65E-6]***	0.02 (3.07) [0.0021]**	0.08 (6.1) [1.12E-09]***
有収水量密度	-0.45 (-19.5) [2E-16]***	-0.52 (-22.1) [2E-16]***	-0.24 (-15.4) [2E-16]***	0.21 (8.1) [1.03E-15]***
使用開始後年数	-0.17 (-5.6) [2.06E-8]***	-0.18 (-6.0) [1.97E-9]***	0.16 (4.8) [1.55E-06]***	0.16
水洗化率	-0.44 (-7.1) [1.69E-12]***	-0.37 (-5.9) [3.74E-9]***	0.14 (3.3) [0.00089]***	0.59 (8.4) [2E-16]***

注: () t値, [] P値 ***1%, **5%で有意。

率75%~100%のグループが最も高く、次が50%~75%のグループであり、経費回収率が100%超のグループは3番目となっている。

以上のこととは、繰入金を受けていたため、汚水処理原価に見合った適切な料金設定が必ずしもなされていないことを示唆している。この結果汚水処理原価の高いグループのが、料金が安いという逆転現象が一部で生じている。

3. 分析

本節では、これまでの議論をふまえ、個別の要因の経営状況に対する影響を、前節と同じデータにより以下の対数線形モデルを用いて検証する。

$$\ln(Y_i) = \alpha_0 + \ln(X_i)\beta + \varepsilon_i$$

ここで、 Y_i は目的変数、 α_0 は定数項、 X_i は説明変数のマトリックス、 ε_i は誤差項であり、添え字*i*は、各公営企業を表す。

目的変数としては、汚水処理原価と経費回収率、1m³あたり収入単価、および料金を用いた。

汚水処理原価は下水処理の総事業費から雨水処理費、高度処理費などの繰入金を控除した使用料対象経費に見合う経費の1m³あたり単価である。繰入金のうち不採算経費に対するもの

とされている「分流式下水道に要する経費」を控除する前後のものを用いる。

説明変数としては、以下のものを用いた。

- ・処理区域内人口 事業規模を示すものであり桑原〔2008〕の分析では、資本費は人口が多いほど過減するが、維持管理費は30万人~37万人が最適規模とされている。

- ・有収水量密度 処理区域単位面積あたり有収水量であり、高いほど経営上有利となる。人口密度と同様であるが、こちらのほうが事業所等の立地状況も反映されている。

- ・使用開始後年数 汚水処理施設が稼働しても、下水管網が整備され水洗化が進むには時間がかかるため、有収水量が少ない段階では処理原価が著しく高いものとなる。

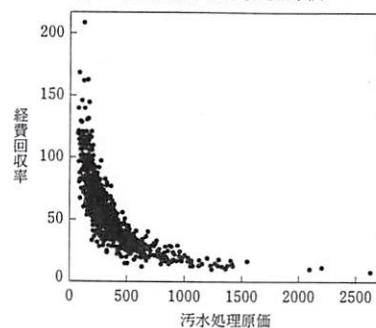
- ・水洗化率 処理区域内人口のうち、水洗便所を設置⁵⁾している人口の割合であり、高いほど、施設が有効利用され、料金収入も増加する。

4. 結果

推計結果をまとめたものが表2である。汚水

5) 下水道法上では、公共下水道の供用が開始された場合、そこへ接続することとされている。しかし、個人による既設の浄化槽等の維持費用と料金の相対的水準により普及が進まないケースもあり、このことが高い料金設定を抑制する一因となっている。

図1 経費回収率と汚水処理原価



処理原価に対しては、「分流式下水道に要する経費」控除前の方が、決定係数が高く、経営要因をよく反映しているものとなっている。収入単価に対しては有意とならない変数があり、推計式全体の決定係数も低いものであった。

経費回収率は、汚水処理原価に準じた結果となり、「分流式下水道に要する経費」控除前の両変数間は単相関でみても高い相関（自由度修正済決定係数0.8）があった（図1）。

このように、双曲線に近い形状になるということは、収入単価が経営要因に関係なく、同水準に設定されていることを示唆している。

5. 考 察

下水道事業において各種の繰入金により、費用構造の差を埋め合わせ、全国的に、ほぼ同じ水準の料金となっていることが確認された。このこと自体は生活の基礎的サービスの提供という目的からすれば妥当なと考えられるが、汚水処理原価に応じて料金が設定されているわけではなく、繰入金の原資である一般会計に対する税負担まで含めて考えると不公平な状況であると考えられる。下水道サービスの需要は、生活の基礎的需要により決定されるもので価格彈力性は極めて低く、提供されるサービス内容も同一のものとみなせるので、事業間の競争は価格のみで行われることになる。自治体間で横並びの料金を維持する傾向が強いと考えられる。

このため、設備更新の需要等により費用が増大しても料金への適正な転嫁は行われにくく、可能な限り繰入金に依存する傾向が発生すると考えられる。

現在、一部の繰入金には、一定額の料金を課していることを条件としているものがあるが、このように、コスト削減ないしは料金徴収率の向上のインセンティブを図る基準を設ける必要があると考えられる。

下水道の普及率は76%で現在も普及途上にあるので全体として料金収入は増えている。また、設備の耐用年数は50年とされており、本格的に整備がはじまったのが昭和30年代後半なので、本格的に更新時期を迎えた事業は少ない。事業形態が類似で整備の先行している水道事業においては人口減少と節水技術の発達により料金収入が減少する一方で、更新需要が増大し経営収支が悪化していることが問題となっている。下水道事業においても、同様の事態に直面することは時間の問題であり、早急な対応が必要であると考えられる。

参考文献

- 赤井伸朗 [2003], 「第三セクターの経営悪化の要因分析—商法観光分野の個票財務データによる実証分析—」『ESRI Discussion Paper Series No. 32』内閣府経済社会総合研究所。
- 赤井伸朗・篠原哲 [2002], 「第三セクターの設立・破綻要因分析—新しい公共投資手法PFIの成功にむけて」『日本経済研究』44, pp. 141-166.
- 桑原秀史 [2008], 『公共料金の経済学』有斐閣。
- 野竿拓哉 [2007], 「地方公営病院におけるインセンティブ問題—DEAによる非効率性の計測及びその要因の計算経済分析とともに」『会計検査研究』第35号, pp. 117-128.
- 山下耕治 [2003], 「地方公共サービスの非効率性と財源補填—地方公営企業に対するソフトな予算制約問題の検証」『日本経済研究』47, pp. 118-133.

【研究論文／市場・企業】

模倣食品取引の経済分析*

—東南アジアにおけるフィールドワークによるケース・スタディー—

An Economic Analysis of Trade in Counterfeit Foods:
A Case Study by Field Research in Southeast Asian Countries

土門晃二 (早稲田大学社会科学総合学術院)

Koji DOMON, School of Social Sciences, Waseda University

1. はじめに

アジアの市場規模が拡大する中で、中国を中心とした知的財産権侵害が深刻になって久しい。そのような状況で、知的財産権の侵害に対処するために法的な対応が法律家および法学者によって考察されてきた。しかしながら、発展途上国を対象とする場合には、法律の有無や内容だけではなく、効果的な取組りが行われているかどうかが大きな問題となる。

筆者は、現地での市場調査（フィールドワーク）を通じて、発展途上国の知的財産権侵害を経済学的な側面から考察してきた。近年、日本食品および日本食は世界的なブームになりつつあり、特にアジアでは圧倒的な人気を博している。そのような中で、日本食品の模倣品が市場に出回っており、その被害も看過できない状況にある。本稿では、2013年12月から実施し

てきた市場調査の結果をもとに、日本食品の模倣品供給の形態の一部を明らかにし、そこで明らかになった具体的な事例をもとに、日本食品の模倣品市場の実態と対策について考察する²⁾。

本稿で明らかにすることは、次の点である。第一に、アンケート調査およびインタビューから、現地における日本食品に関する情報の非対称性が発生する原因について明らかにし、他の模倣品との違いについて考察する。第二に、模倣食品に対する日本企業および現地取締り機関の対応に言及し、日本政府および企業の効果的な対策を考察する。

2. 非対称情報の発生原因と特徴

模倣食品市場を細かくみると、次のように情報の非対称性が発生していることがわかる。模倣品が発見される確率は、小売市場と飲食店用の食材卸市場では異なる。小売市場では、商品はスーパーや小さな伝統的なマーケットで一般消費者向けに売られるために、正規品供給者の

* 本研究は、平成25年・26年度農林水産政策科学委託事業および科学研究費補助事業（B:23402027）の成果の一部である。日本経済政策学会第72回全国大会における予定討論者の野村宗訓氏およびフロアーからの有益なコメント、また査読者からの詳細なコメントに感謝に申し上げる。

1) 本研究では、2013年12月に、ベトナム、タイ、マレーシア、シンガポール、インドネシアの小売・卸市場の調査を実施し、2014年2月にタイ・ミャンマー・ラオス国境、シンガポール・インドネシア国境、中国・ベトナム国境の調査を実施した。本稿には直接関係しないが、2014年7月にインドネシア、2014年8月と9月にタイ・ベトナムでアンケート調査を実施した。

2) 途上国の知的財産権侵害の経済学的な文献は少ないが、リバース・エンジニアリングによる特許侵害についてはMinagawa, Trott, and Hoecht [2007]、自動車模倣部品の流通経路についてはOlsen and Granzin [1993]などがある。最近の論文の傾向については、Staake, Thiesse, and Fleisch [2009]が詳しい。また、具体的な政策に関する議論には程遠いが、理論的な分析については、Grossman and Shapiro [1998]を参照せよ。また、拙著[近刊]では、先進国に関する文献を詳細に紹介している。

目に入りやすい。一方で飲食店と食材サプライヤーの間の業者間取引は、正規品供給者が食材を直接目にするとはほぼできない。飲食店がサプライヤーの供給する現物を確認せず購入しており、購入後に模倣品であることがわかり返品するケースも多い。また、現地消費者は、もともとの日本食材の味がわからず、正規品との判別ができないものも多い。

表1には、アンケートおよびインタビューの情報³⁾をもとに、小売市場と飲食店用食材卸市場に分けて、情報の非対称性のレベルを示している。小売市場で日本人顧客（主に一般消費者）が模倣品を掴まされるケースは、多くないと考えられる（ケース1）。日本食品の顧客には、日本食レストラン⁴⁾などの飲食店も含まれ、相対取引によって卸売市場で日本食材を調達している（ケース2）。これら2つのケースにおいて情報の非対称性は、日本人顧客が模倣食品に接する機会が少ないうえにオリジナルの味もわかつていることから小さいと考えられる。

表1 情報の非対称性のレベル

	日本人顧客 味の判別可能	現地人顧客 味の判別困難
小売市場 (店舗販売) 商品は公開	小 (ケース1)	中 (ケース3)
食材卸市場 (相対取引) 商品は非公開	小 (ケース2)	大 (ケース4)

上述の2つのケースとは異なり、現地人顧客の場合、日本食品の味に慣れていないために騙されやすい。まず、伝統的な小規模小売店で食品を購入する現地人顧客は（ケース3）、調味料などで騙される場合がある。一方で、飲食店

3) アンケート回答数およびインタビューパート数は、インドネシア46および26（ジャカルタ、バリ）、タイ115および10（バンコク）、ベトナム62および17（ハノイ、ホーチミン、ナチャン）である。

4) アンケート調査で、調査対象国3カ国平均で半分以上（54.7%）の現地日本食レストランに、日本人スタッフがないことがわかった。

とサプライヤーの間では、取引がほとんど相対であり取締りのリスクは小売店舗に比べて小さい（ケース4）。特に、電話のみで取引を行う業者もあり、取締りのリスクを回避している。現地人経営の中小飲食店で、模倣品食品をつかまされる話を聞く場合に、店舗と事務所の所在がわからない場合が多い。

次に、他の模倣品と模倣食品の非対称情報の違いを考察する。発展途上国で最も目につくことのできる模倣品には、音楽・映像コンテンツの海賊版がある。スマートホンやPCを使った違法ダウンロードに移行しつつあるが、依然としてCD・DVDの海賊版の需要は大きい。消費者は海賊版であることを明確に認識して購入しており、正規版よりも質の劣る財であると捉えている。店舗では海賊版と正規版の両方を置く場合も多く、一種の製品差別化市場と考えた方が正確である。この模倣品市場では、消費者と供給者の間で財の品質について情報は共有されており、供給者にはデッドコピーを費用かけて生産し消費者を騙すメリットが存在しない。また、海賊版CD・DVDは消費に伴う危険性ではなく、ブランドバッグのような顯示的消費でもないことから、騙す、騙させるといった関係は消費者間にもないことがわかる。この場合、権利侵害の問題は、正規版供給者の利益とコンテンツ供給誘因の減少に存在している⁵⁾。

消費の顯示的効果のない模倣品として、よく目にするものにバイク部品がある。東南アジアでは、バイクは移動手段の必需品として需要が大きく、中国やタイなどから模倣部品が多く供給されている。模倣部品は、大手部品メーカーの模倣パッケージを使わなければ、単なる互換

5) 海賊版CDは、ライブ・ステージを主な収入源にしている発展途上国のミュージシャンには、必要不可欠な広告手段になっている側面がある。トップ・ミュージシャンを除けば、多くが海賊版CDの必要性を認めていた。したがって、海賊版CDの存在が、音楽コンテンツ供給に負の影響を与えていたという固定観念は、途上国では成立していない。Domon and Nakamura [2007] を参照せよ。

性のある部品である。模倣部品の種類によっては事故のリスクも存在するが、消費者はそのことよりも耐久性に关心がある。ベトナムやカンボジア、ラオス、インドネシアなどでは、大手メーカーのパッケージ以外のものを目につくことがほとんどない。しかし、消費者が店舗型修理店で騙されるケースはあまり見られない。なぜならば、店舗型修理店は、騙すことによって固定客を失うことを恐れるからである。多くの店舗型修理店では、同じパーケージの部品であっても、正規品と模倣品の品質の違いについて説明をして、消費者に選択をさせている。一方で、臨時の顧客を目当てにしている移動式の修理店⁶⁾では、消費者を騙すデメリットは小さく、長期的な取引のない市場で消費者は騙されることになる。

一般的に模倣食品にはリスクが大きいことから、他の模倣品と違い一般消費者にとって品質に見合った価格というものが存在しない。一方で、飲食店では価格との兼ね合いで、顧客が味に敏感でなければ模倣食品を購入している。ただし、この場合にも、飲食店自体が模倣品であるとわからずに使っている場合も多く存在する（対称な不完備情報）。

3. 効果的な模倣食品対策

表2には例として、ベトナムでの各経済主体が受ける模倣品被害の概略を示している。それぞれの市場で被害が発生していても、どの経済

研究論文／市場・企業：模倣食品取引の経済分析

表2 ベトナムでの模倣品の与える被害の相違

	海賊版 CD・DVD	模倣バイク 部品	模倣食品
現地消費者の 被害	無	一部有	有
現地企業・生 産者の被害	ほとんど 無	無	ほとんど 無
日本企業・生 産者の被害	有	有	有

主体にそれが発生しているかによって、現地当局の取締体制は変わる。日本側に被害が発生していても、現地でほとんど影響がなければ、対策の優先度が低いことから現地取締はあまり実施されない。

模倣品の中で食品については、日本側と現地当局に共通の利害が存在しており、協力体制の構築は可能である。予算上、現地当局が取締りに積極的でないケースでは、日本の政府レベルおよび民間レベルで対応策が必要になる。ただし、政府間の協力では、個別のケースには対応することは難しく、主に全体的な効率的制度作りになる。一方で被害にあっている個別企業は、政府とは別に現地取締当局に協力することで、取締りの実効性を高めている。しかし、現地での協力体制を築ける企業は資金的に限られており、日本政府が補助的な制度を使って支援しているケースがある⁷⁾。

具体的に日本食品の模倣品対策について、フィールドワークから得た情報をもとに考えてみよう。取締りの実効性を考える場合に、取締りの費用対効果が問題⁸⁾になる。個別にすべての模倣食品を取り締まることは不可能であり、

7) 模倣品一般の現地調査に対する資金援助（中小事業者向け）が現在ジェトロを通して実施されている。

8) 消費者に対して広告などによるオリジナル商品の正確な情報伝達を行うことも、シグナリング・ゲームの論理から考えられる手段である（分離均衡）。しかしながら、模倣品供給者は安価に精巧なパッケージを生産することで、正規品供給者によるも模倣品供給のコスト高を狙って、これまでのケースを見る限り、その効果はほとんど期待できない。

さらに現地経済主体の誘因も考えなければならぬ、その中で、模倣食品被害の顕著な飲食店用食材卸市場で、ビジネスソフトなどで実施されている通報制度⁹⁾が考えられる。

この制度の利点は、規制当局が調査する必要がなく、取締費用が非常に低くすむ点にある。さらにオンライン上で通報を受け付けければ、日本国内で監視が可能である。また、通報者の通報コストも低く、取締りに至った場合に報奨金を支払うことで、通報への誘因を与えることができる。現地物価水準を考えると、報奨金は少額で足りる。被害にあっている日本企業・生産者は、国内で送られてきたデータをもとに模倣食品の真偽が可能で、現地取締当局に真偽に関して過度の負担をかけることもない。この制度が実施された場合には、模倣食品供給への抑止効果も期待できる。表1にあるような現地人顧客の情報の非対称性が存在している場合、模倣食品に気付く情報提供者の情報を有効に共有活用することができる。

また、日本政府が現在行っている個別企業に対する現地調査への支援ではなく、一括で不定期に実施する現地調査が効率的である。それぞれの食品の取引では、関連した関係者・場所が関わっており、今の制度では個別では二重三重の調査を実施してしまう可能性が非常に高い。削減される費用を調査の範囲・期間に振り向けることで、今まで以上の模倣食品対策が可能である。

4. おわりに

本稿では、模倣食品市場の特徴を考察しながら、模倣食品阻止のためにどのような対策が考えられるのかを検討した。その中で重要な点は、模倣品市場の特性を見ながら、発展途上国と先進国との間で誘因両立的な制度を考えることである。発展途上国と新興国の市場規模は拡大の一

途をたどっている状況で、声高に権利保護を訴えるだけではなく、相互に利益になる実行可能性の高い制度の構築が必要とされている。

参考文献

- Domon, K. and K. Nakamura [2007], "Unauthorized Copying and Copyright Enforcement in Developing Countries: A Vietnam Case Study," *Review of Economic Research on Copyright Issues*, 4 (1), pp. 87-96.
- Domon, K. and K. Yoshida [2014], "Incentives for Counterfeit Spare Parts: A Vietnam Case Study in Motorcycle Industries," Mimeo, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2510232>
- Domon, K. [forthcoming], *An Economic Analysis of Intellectual Property Rights Infringements - Field Studies in Developing Countries*, Palgrave Studies in Institutions, Economics and Law, Palgrave Macmillan.
- Grossman, G. M. and C. Shapiro [1998], "Counterfeit-product trade," *American Economic Review*, 78 (1), pp. 59-75.
- Minagawa, T., P. Trott, and A. Hoecht [2007], "Counterfeit, imitation, reverse engineering and learning: Reflections from Chinese manufacturing firms," *R&D Management*, 37 (5), pp. 455-467.
- Olsen, J. E. and K. L. Granzin [1993], "Using channel constructs to explain dealers' willingness to help manufacturers combat counterfeiting," *Journal of Business Research*, 27 (2), pp. 147-170.
- Staake, T., F. Thiesse, and E. Fleisch [2009], "The emergence of counterfeit trade: A literature review," *European Journal of Marketing*, 43 (3), pp. 320-349.

9) BSA (The Software Alliance) の実施している通報制度を参照せよ (<https://bsa.or.jp/report/>)。

【共通論題】

所得格差が経済・社会にもたらす影響

Income Inequality and Economic Growth

駒村康平 (慶應義塾大学経済学部)

Kohei KOMAMURA, Faculty of Economics, Keio University

1. 本報告の問題意識

先進国内での所得格差拡大の弊害が注目されるようになり、OECD, IMFといったさまざまな国際機関が、先進国内の所得格差の拡大が経済成長に悪影響を与えるという研究を発表している (OECD [2014a], OECD [2014b] 参照)。さらに経済学界では、所得や富の集中度に関する長期動向とその影響に関する研究であるトマ・ピケティの『21世紀の資本』も注目を集めている。

所得格差を巡っては、所得の再分配と経済成長のいずれを優先すべきかという問題はこれまで経済政策で大きな論争になっている。現実の経済政策論争では、再分配を強化する前に、まず成長を達成すべきであるという考えは根強い支持を受けている。

本稿では、所得格差が経済成長に与える影響について、先進国における所得分布の動向、格差の世代間連鎖、格差と社会における信頼の関係から、関連研究をサーベイし、必要な政策を考察する。

2. 格差拡大に関する議論の動向

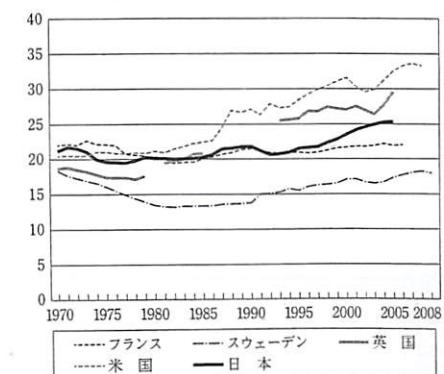
(1) グローバル経済の進展と先進国の所得集中度の動向

近年、先進国で上位層に所得が集中し、所得

* 本稿は、日本経済政策学会第72回全国大会（2015年5月30日）において基調報告したものがベースとなっている。

格差が拡大しているという指摘が高まっている。The World Wealth and Income Databaseは、各国の所得上位1, 5, 10%が全所得（課税前）の何%を占有しているかというデータを公表している¹⁾。日本でも、所得上位5%の全所得の占有率（あるいは集中度）は90年代に入って急速に上昇しており、米国約35%, 英国約30%には及ばないものの25%に接近している（図1）。これに対して、フランスは21%, スウェーデンは17%であり、決して日本が格差や所得の集中度が低い国ではないことが確認できる。

図1 各国の所得階層上位5%の所得の占有率
(集中度)



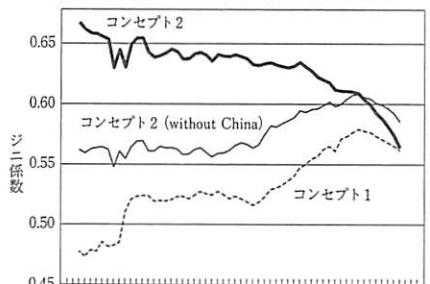
出典：The Top Incomes Database,
<http://g-mond.parisschoolofeconomics.eu/topincomes>, 18/02/2011.

1) WID - World Wealth & Income DatabaseのHPより
アクセス可能

所得の集中度の上昇、所得格差の拡大の背景にはグローバル経済の進展があるとされる。一般的にグローバル経済の進展は、国際的な資本移動と貿易の拡大により、途上国の人々の生活水準は上昇させるが、途上国の労働者と競争を余儀なくされる先進国の低スキル労働者の賃金は低下させるとされる。

グローバル経済の進展は、世界の格差を縮小させたのかどうか、図2で示す過去60年の世界のジニ係数の動きを見てみよう。ただし、留意しないといけないのが、この議論は、ジニ係数の変化を、国単位で見るのか、各の人口数でウェイトをつけて見るのかでも異なってくる点である。図2のコンセプト1は各国一人当たり平均所得から計算した世界のジニ係数である。図2のコンセプト1とコンセプト2の違いはコンセプト2が人口数でウェイトをかけている点である。またコンセプト2のwithout Chinaは人口の多い中国の影響を除いたものである。コンセプト1、すなわち国単位で見るとジニ係数は2000年以降やや低下しているが、トレンドとしては拡大傾向になっている。しかし、人口ウェイトをかけるとコンセプト2のように低下傾向が見て取れる。しかし、それでも中国の人口の影響を除くと上昇傾向が残る。

図2 世界のジニ係数の動き（1952～2006年）



出典: Milanovic [2009] より引用。

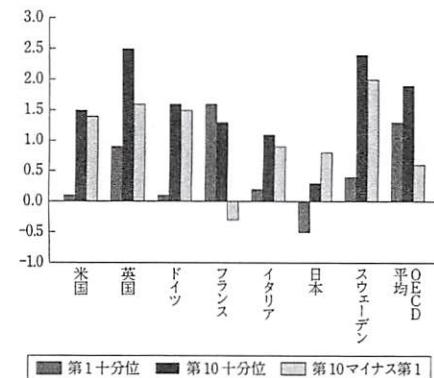
(2) 先進国における所得格差の動向

各国の階層間での所得の成長率の大きな差が、

所得の集中度の上昇の背景にある。OECD [2011] は、1980年代半ばから2000年代後半の期間について、「世帯規模」と「消費者物価指数」を調整した各国の一人あたりの実質所得の変化率について、図3のように国別に所得上位10%と下位10%の動向を明らかにした。

フランスのように下位の所得の成長率が上位の成長率よりも高い国は例外として、多くの国で、高所得者の所得の成長率は低所得者の成長率よりも遙かに高く、格差は拡大している。特に、日本では低所得者層の所得は年平均マイナス0.5%になっている。

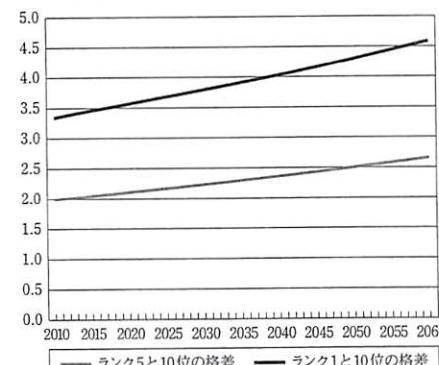
図3 所得階層別の実質所得の過去20年間の平均成長率



出典: OECD [2014c] より作成。

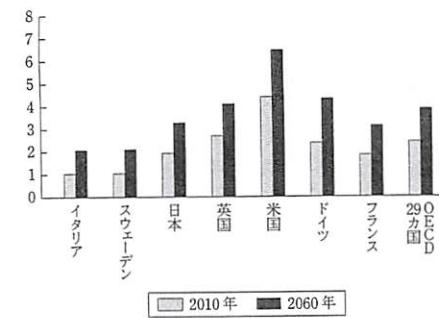
先進各国の低所得者の所得が伸び悩む原因是、グローバル経済の進展とスキル偏向型技術革新などの経済の構造的变化があるとされる。後者は、近年のIT技術の発展は、高スキル労働者への需要を拡大し、低スキル労働者との賃金格差をますます増加させたというものである。グローバル化とスキル偏向型技術革新のいずれが格差拡大の主因なのかについては、さまざまな議論があるが、両者が相互に影響ながら格差を拡大したというMilanovic [2016] の整理が最も説得力がある。スキル偏向型技術革新、すなわち「資本財の価格低下が定型労働者の代替につながり、資本と高スキルの相補性が高まっ

図4 OECD諸国全体の低位（ランク1）、中位（ランク5）、高位（ランク10）のフルタイマー労働者の賃金格差の予測



出典: OECD [2014c]。

図5 各国の低位（ランク1）と高位（ランク10）のフルタイマー労働者の賃金格差の予測資料



出典: OECD [2014c]。

た」前提条件として、グローバリゼーションの進展による資本財の価格低下が必要であったという見方である。

OECD [2014c] は、先進国の賃金格差の将来について、図4のようにOECD全体で2010年から2060年に間に、「フルタイム労働者の賃金」を10階層に分けて最上位層（ランク10）と中位層（ランク5）、最下位層（ランク1）の賃金比率がどのように変化するか推計している。2010年で中間層、最下位層の賃金に対する最

上位の賃金の比はそれぞれ2倍と3.3倍であったが、近年の賃金上昇率の差が続くと、2060年には最上位層は中間層の2.7倍、最下位層の4.6倍の賃金を得るだろうと予想している。最上位層と中間層、低所得層の格差はますます大きくなる。日本について見てみると、図5のように最上位層賃金／最低階層賃金は2010年の3倍が、2060年には4.1倍に拡大すると予想している。

(3) 資本収益率に着目したピケティの議論

近年注目を集めているピケティの『21世紀の資本』は、長期にわたる先進国の所得格差を分析し、今後、資産収益率が経済成長よりも高くなることや相続によって富や所得と資産の集中がさらに進み、これに対応するために国際的な税制協力が必要であるとしている。

ピケティの議論を簡単に整理すると、1) 先進国の富と所得の集中度を18世紀から21世まで分析した結果、20世紀初頭まで上位層への富と所得の集中が著しかったが、2つの世界大戦で上位層が資産を失い、集中度は戦後しばらくの間低下した。しかし、1980年代以降、再び集中傾向が高まっている。この研究は、アトキンソン、サエズといった所得分配研究で著名な研究者などの共同研究であるWTID (The World Top Incomes Database) の成果でもある。税データという所得把握の範囲に限界もあるがきわめて重要な研究である。

次に、2) 各国の「資産額／所得額」の比率は、二度の世界大戦前は非常に高く、4から5程度であったが、経済成長の方が資産収益率よりも高い状態が続いてきた第二次世界大戦後のしばらくの期間は、この比率は3程度まで低下した。しかし、長期的には資産収益率(4%)が経済成長率(1.5%)を上回っており、労働者の賃金が上がるよりも高所得層の資産収入の上昇の方が高くなる傾向がある。このため、資産を持つ富裕層は預金の利息や投資による配当などで、所得が増え続け、資産の集中度は再び

上昇すると予想される。現在、「資産額／所得額」の比率は4程度まで上昇し、今世紀末には7まで上昇するとピケティは予測している。これに相続による富の集中が加わるため、所得格差、資産格差が再生産される。富と所得の不平等は、相続によって世代を超えて、加速度的に進む傾向があり、21世紀末にはかなり深刻な状況になるとされている。最後に、3) 政策的なインプリケーションとして、富を独占する上位層は政治的力を使い自らに有利な政策を行おうとするが、これら格差を抑制するためには、所得にかかわらず教育機会を保障するなどの対策だけではなく、所得課税と資産課税、相続税強化が必要である。特に富裕層の海外移動も考慮するとグローバルな累進課税の仕組みを導入する必要があるとしている。

このピケティの主張に対して世界中で多くの議論が起きている。ピケティのデータが租税データに基づいていることの問題点、資産収益率と経済成長率の大小関係やその測定方法をめぐって活発な議論が交わされている。

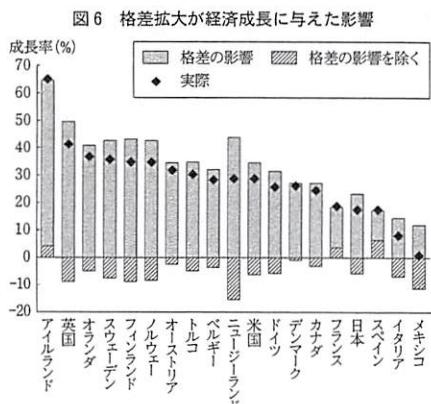
3. 所得格差が経済成長に与える影響

ピケティの研究のみならず急速に先進国内で所得の集中、所得格差の拡大は統計的にも確認されているが、ではこうした所得格差が経済成長にどのような影響を与えるのであろうか。

(1) 経済成長の鈍化

格差の拡大が、経済成長に与える影響は、さまざまな議論がある。先行研究を整理したOstry, Berg and Tsangarides [2014] は、格差が経済成長を加速する研究、逆に格差が経済成長の足かせになる研究などが多数紹介している。他方、各のパネルデータを使ったOECDのスタッフのCinganoの分析も重要である。

Cingano [2014] は、1) 過去30年でOECD加入国の中で、所得格差が最大になった。すなわち高所得者層の所得は安定して上昇してい



注：格差の変動が1990～2010年の25～64歳人口1人当たりのGDP成長率にどのような影響を及ぼすかを推計したもの。「実際」は、実際の1人当たりのGDP成長率。「格差の影響」は、OECD各の実際の格差変動（1985～2005年）および分析により推計された格差の成長に対する影響に基づき算出。「格差の影響を除く」は、「実際」から「格差の影響」を引いた値で、格差の変動がなかった場合の成長率と解すべきものを示す。ドイツの「実際」成長率は1991年以降、オーストリア、ベルギー、スペイン、アイルランドの場合、格差の変動は1985～2000年。出典：Cingano [2014]。

るが、低所得者層は好況時の伸びは緩やかで、景気後退期には落ち込みが大きく、所得の格差を示すジニ係数は1980年代の0.29が0.32に上昇している。2) 所得格差の拡大は中期的な成長を引き下げる効果を持つ。ジニ係数が3ポイント上昇すると、経済成長率が25年間にわたり毎年0.35%ずつ押し下げられ、25年間の累計したGDP減少率は8.5%になる、としている。

図6は、1990～2010年までの実際に達成された累積成長率、もし格差が広がらなかつたら達成できたであろう累積成長率、そして格差拡大による失われた累積成長率を示している。ニュージーランド、英国ほどではないが、日本でも格差拡大が経済成長の足を引っ張っていることがわかる。

また規制緩和などの市場経済の優越性を主張してきたIMFも2014年に“Policy paper Fiscal Policy and Income Inequality”で、詳細に所得格差が経済成長にもたらす弊害を分析し、財政、社会保障政策を正しく設計することによ

り所得格差の弊害を除去でき、経済成長を高めることができるとしている。その政策とは資産課税の強化、累進的な個人所得税、相続税・贈与税の復活、強化などの税制改革と低所得世帯向けの教育、健康関連政策の充実、就業意欲を高めるように設計した子育て支援制度などを挙げている。

(2) 所得格差が経済成長を引き下げる原因

このように格差拡大が経済成長を阻害する理由は、1) 所得の分布の偏りで総需要が不足すること（「総需要不足」）、2) 低所得層の健康、学力が低下し、そのことが次世代にも影響を与え、格差の世代間連鎖が発生し、社会の流動性が低下すること（「格差の世代間連鎖」）、3) 格差により社会のなかの信頼関係や規範意識が損なわれること（「低信頼社会」）、などが考えられる。

1) 総需要不足の影響

1) は、高所得者はほど消費性向が低いため、高所得者に所得が集中すると経済全体の総需要が不足し、不況になるというものである。歴史に残る1929年の大不況も2007年のリーマンショックも高所得層に所得が集中し、消費が低迷したことが大きな原因とされている。2007年のリーマンショックはまさに、低所得層の消費不振を回避するために低中所得層にローンの機会を提供した結果もたらされたものとされる。

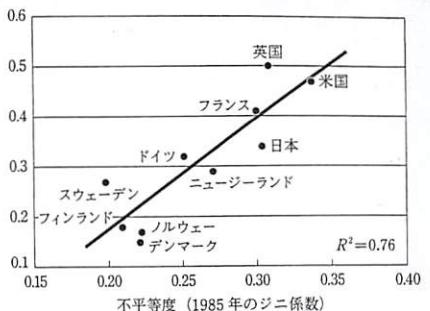
低所得層への再分配の方法としては社会保障給付と賃金引き上げがある。ILOが2015年5月に公表した「2015年版 世界の雇用・社会見通し」では、正規・非正規の賃金格差を是正すれば、世界全体で440兆円の経済効果が期待できるとしている。

2) 格差・貧困の世代間連鎖

貧困世帯、そしてその世帯に暮らす子どもたちの健康状態や学力の低下も、彼らの雇用可能性を悪化させることにより経済成長を引き下げる。

図7は、世代間の親子所得の関連性の国際比

図7 ジニ係数と親子間の所得の相関性



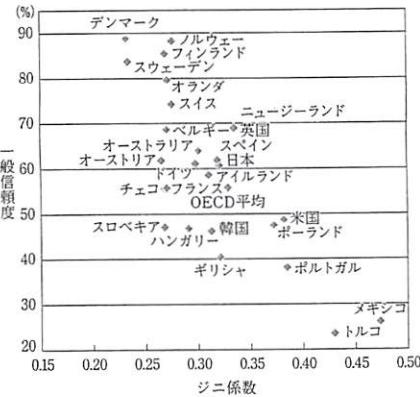
出典：Corak [2012] からの引用である。

較を見たもので、「グレートギャッビーカープ」として知られている。横軸に所得格差の大きさを示すジニ係数（1985年時点）、縦軸に世代間の所得弹性値をとっている。世代間の所得弹性値とは、親の世代の所得が1パーセント上昇すれば、子どもの成人後の所得がどれくらい影響を受けるかの指標であり、これが高いほど親子間で所得の相関が大きくなる。逆に、子どもの世代の所得が親の世代の所得から独立であれば弹性値は低くなる。図7は、所得格差が大きい国ほど、親子間（父親と成人した息子）の所得の関係が強いことを示しており、世代間の格差の連鎖は、米国、英国が高く、日本はその次のグループに位置し、福祉国家であるスウェーデンは低いことが確認されている。

北欧各国はジニ係数が低く、親子間の所得の相関性が低いことで知られている。親子間での所得の相関性にはIQなどの遺伝的な要素も影響すると考えられるので、生物的な要因で親子間の所得に一定の相関性があることは否定できないが、各國で親子間でのIQなど相関性が異なることは想定されないとすると、英米と北欧各国との親子間の所得の相関性のギャップは社会経済状況、政策・制度によって生み出されていることが推測される。逆にいうと社会経済状況、政策・制度を変えれば、親子間の所得の相関性を一定水準まで小さくできる、すなわち貧

因の世代間連鎖を縮小できることを示唆している。米国では、普遍的な保育制度、医療保障制度が整備されていない。豊かな家に生まれた子どもとそうでない子どもは人生の初期時点で大きな差がある。格差の世代間連鎖の強い国では、成育環境、すなわち親の所得の違いによって、かなり早い時期から、児童の知能の発達が生まれていることが確認されている。一方、スウェーデンは、普遍的な保育、医療サービスが保障されているので、親の所得が成育環境にあまり影響を与えない。生まれた環境によって、人生の早い段階で努力しても逆転できないほどの差が経済や社会にどのような影響を与えるのか深刻に考える必要がある。

図8 格差と信頼の関係



出典：OECD [2014d] より作成。

3) 低信頼社会の弊害

格差が拡大し、低信頼社会に陥ると、経済成長が鈍化するという研究もある。他者に対する信頼とは、経済活動の根幹といつてもよいほど重要な概念であるから、信頼がなければあらゆる取引は成立せず、極端に言えば、貨幣という制度も機能しないと考えられる。

加えて格差の拡大は社会の質を変えてしまう可能性もある。図8はOECD各国のジニ係数と一般信頼度（一般的には信頼できるかという質問に対して信頼できると回答した人の割

合）の関係を示したグラフである。

横軸のジニ係数の値が低い（=格差が小さい）北欧の国は、縦軸の一般信頼度の数値も高い。反対に格差が大きいトルコやメキシコは信頼度が低くなっている。日本は中間よりやや高めの信頼度になる。この図8からは、ジニ係数が大きくなるほど一般信頼度が低下する傾向がある。すでに社会関係資本の研究でも、所得格差が信頼にマイナスの影響を与えることが確認されている。では、格差の拡大による信頼の低下は経済にどのような影響を与えるのだろうか。他者に対する信頼とは、経済活動の根幹といつてもよいほど重要な概念であるから、信頼がなければ取引は不安定になり、情報や知識の普及も遅れる。例えば、Arrow [1970] は、市場の失敗を回避、補償するという点から、社会相互の関係における倫理や道徳、信頼関係の重要性を指摘している。信頼は、不誠実な契約や取引を抑制することにより、「取引費用」を引き下げ、市場の効率性を高め、人々の協力関係を強める。このように信頼度の高低が経済成長を左右する可能性がある。

4. 有効な格差縮小政策

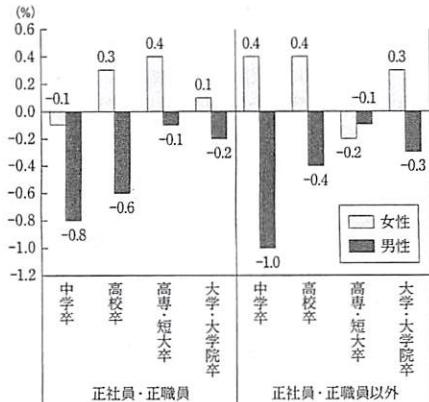
OECD [2014a] は、適切に設計された租税政策や再分配政策による格差縮小は、経済成長を改善するとしている。さらに狭義の所得再分配政策だけではなく、子どものいる世帯や若年世帯特に意識した教育、健康、技能開発といった人的資本投資政策が有効である、ことを指摘している。

格差拡大の要因は、各国さまざまである。日本の場合は、グローバル経済やスキル偏向型技術革新の影響が格差に与えた影響が直接的に確認されていないものの、図9で見るよう、低学歴者ほど賃金が伸び悩んでいることが確認されている。現象面としては、賃金格差の大きな非正規労働者の増大が格差拡大の主因であろう。

そこで、日本の再分配政策としてまず必要な

ことは、非正規労働者等の所得水準の引き上げである。具体的には、1) 正規・非正規労働者の賃金格差を縮小する、2) 非正規労働者にも正規労働者と同じ社会保険（厚生年金、健康保険）を適用し、将来の生活展望や医療アクセスを保障する、3) 非正規労働者世帯でも将来展望を持って家族を形成できるように住宅手当、児童手当の加算、子どもに対する奨学金を充実させる、そのほか4) 非正規労働者以外にも社会的排除を受けている生活困窮者に対する包括的な支援、といったことが必要である。

図9 学歴別・性別・雇用形態別の所定内給与の平均増減率（2005～2013年）



備考：1. 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成。

2. 常用労働者10人以上の民間事業所の数値。

出典：内閣府「平成26年版男女共同参画白書」。

参考文献

- Arrow, K. [1970], "Political and economic evaluation of social effects and externalities," *The Analysis of Public Output*, pp. 1-30, UMI.
- Cingano, F. [2014], "Trends in Income Inequality and its Impact on Economic Growth," OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 163.
- Corak, M. [2012]. "Inequality from Generation to Generation: The United States in Comparison," in Robert S. Rycroft ed., *The Economics of Inequality, Poverty and Discrimination in the 21st Century*, ABC-CLIO.
- Milanovic, B. [2009], "Global inequality recalculated: The effect of new 2005 PPP estimates on global inequality," MPRA paper No.16538.
- Milanovic, B. [2016], *Global Inequality: A New Approach for the Age of Globalization*, Harvard University Press.
- OECD [2011], *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*. (小島克久・金子能宏訳『格差拡大の真実—二極化の要因を解き明かす』明石書店, 2014年)
- OECD [2014a], "Inequality hurts economic growth, finds OECD research", <http://gregmankiw.blogspot.jp/2014/04/first-thoughts-on-piketty.html>
- OECD [2014b], "Rising inequality: youth and poor fall further behind", <https://www.oecd.org/social/OECD2014-Income-Inequality-Update.pdf>
- OECD [2014c], "Policy Challenges for the Next 50 Years", http://www.oecd-ilibrary.org/economics/policy-challenges-for-the-next-50-years_5jz18gs5fckf-en
- OECD [2014d], "Society at a Glance 2014 OECD Social Indicators", http://dx.doi.org/10.1787/soc_glance-2014-en
- Ostry, M. J. D., M. A. Berg, and M. C. G. Tsangarides [2014], "Redistribution, Inequality, and Growth," IMF Staff Discussion Notes No. 14/2, February 17.
- Piketty, T. [2014], *Capital in the 21st Century*, Cambridge: Harvard University Press. (トマ・ピケティ『21世紀の資本』(山形浩生・守岡桜・森本正史訳)みすず書房, 2014年)
- ラジャン [2011]『フォールズ・ラインズ』伏見威蕃・月沢李歌子訳, 新潮社.

【大会記事】

第72回全国大会プログラム

日時 2015年5月30日（土）10:30～18:10

2015年5月31日（日）9:30～17:25

会場 国士館大学

大会テーマ

「現代の経済政策学と社会的公正」

第1日目 5月30日（土）

1 開会の挨拶（中央図書館地下1階多目的ホール）

10:30～10:40

2 特別セッション「アマルティア・センの哲学とその政策的含意」10:40～12:00

座長 松本保美（早稲田大学）

(1) 経済政策論の哲学的・経済学的基礎：先駆的制度主義 vs. 帰結比較接近法

講演者 鈴村興太郎（一橋大学、早稲田大学）

(2) リベラル・パラドックスから潜在能力アプローチへ：A. センにおける権利概念の深化

講演者 後藤玲子（一橋大学）

3 昼食 12:00～13:10

4 理事会 12:05～13:05

5 総会 13:10～13:50

6 共通論題セッション「経済格差問題の本質と問題解決の為の政策的取組を総括する：潜在能力仮説、ベーシックインカムの哲学から『21世紀の資本』まで」14:00～15:40

座長 濑野 隆（国士館大学）

(1) 所得格差が経済・社会にもたらす影響

講演者 駒村康平（慶應義塾大学）

(2) 経済格差問題へのアプローチ

講演者 大塚耕平（参議院議員・中央大学大学院・早稲田大学）

(3) 「経済格差問題の本質と問題解決の為の政策的取組を総括する：潜在能力仮説、ベーシックインカムの哲学から『21世紀の資本』まで」

講演者 稲葉振一郎（明治学院大学）

7 パネル・ディスカッション 16:00～18:10

コーディネーター 中村まづる（青山学院大学）

パネリスト 荒山裕行（名古屋大学）
稻葉振一郎（明治学院大学）
大塚耕平（参議院議員）
駒村康平（慶應義塾大学）
福重元嗣（大阪大学）

第2日目 5月31日（日）

I 午前の部 9:30～11:45

I-1 社会インフラの再検討

座長 横山 彰（中央大学）

(1) 子育て支援に関する社会インフラの整備とサービスに関する研究

報告者 横山 彰（中央大学）

中澤克佳（東洋大学）

矢尾板俊平（淑徳大学）

討論者 廣野桂子（日本大学）

(2) 水道インフラの維持・更新と地方財政への影響

報告者 長峯純一（関西学院大学）

討論者 中山徳良（名古屋市立大学）

(3) インフラとしてのオープンデーター政府・自治体データのオープン化が日本経済に及ぼす影響

報告者 田中秀幸（東京大学）

高木聰一郎（東京大学）

討論者 鶴飼康東（関西大学）

I-2 環境政策

座長 松本保美（早稲田大学）

(1) 開放経済における越境汚染と民営化

報告者 大野正久（熊本大学）

討論者 前田 章（東京大学）

(2) 開発援助における戦略的環境アセスメントの制度に関する基礎的考察

報告者 二宮浩輔（山梨県立大学）

討論者 李 秀澈（名城大学）

(3) 2つの局所的な国際環境協定の実現一繰り返しゲームによる考察

報告者 高島伸幸（九州大学）

討論者 岡崎哲郎（拓殖大学）

I-3 家計行動

座長 内山敏典（九州産業大学）

(1) 子ども数が生活満足度に与える影響の国際比較

報告者 松浦 司（中央大学）

影山純二（明海大学）

討論者 萩原里紗（明海大学）

(2) Household Income Based on a Broad View of Production

報告者 伊代田光彦（桃山学院大学）

討論者 千田亮吉（明治大学）

(3) Levered Losstheory (LL理論) の日本での妥当性一家計債務、所得、消費支出を中心として

報告者 岩本千晴（中央大学）※

討論者 矢口和宏（東北文化学園大学）

I-4 社会保障

座長 小林甲一（名古屋学院大学）

(1) 消費税は若年・老年の両世代によってシェアされるべきか？

報告者 仲間瑞樹（山口大学）

討論者 芹沢高斎（淑徳大学）

(2) ダスグブタ [2007] の福祉の測定方法を用いた教育と医療が有償で供給される富裕国の格差社会のモデルの一考察

報告者 椿光之助（山口大学）※

討論者 塚原康博（明治大学）

(3) 女性雇用と年金負担が出生率に及ぼす影響

報告者 村田 慶（静岡大学）

林 馨卿（静岡大学）※

討論者 今泉博国（福岡大学）

I-5 産業・競争政策 (1)

座長 酒井邦雄（愛知学院大学）

(1) マイクロソフト社の事例からソフトウェア産業の競争政策を考える

報告者 長谷川雄哉（神戸大学）※

討論者 鈴木恭蔵（東海大学）

(2) 産業政策の中立性の研究

報告者 和田美憲（同志社大学）

討論者 柳川 隆（神戸大学）

(3) Successive Oligopoly with Pricing Power in Upstream Market

報告者 水野倫理（神戸大学）

討論者 村田省三（長崎大学）

I-6 労働政策 (1)

座長 吉田良生（福山女学園大学）

(1) Work-Life Balance and Life Satisfaction: A Cross-Country Empirical Study

報告者 野田英雄（東京理科大学）

討論者 川野辺裕幸（東海大学）

(2) 労働者のスキル習得と企業の生産方法—社会厚生の観点から—

報告者 福間比呂志（熊本学園大学）※

討論者 鈴木伸枝（駒澤大学）

(3) アイデンティティ経済学と共稼ぎ夫婦の妻の家事労働行動：JPSC2000-2008 パネルデータを用いた実証分析

報告者 安藤 潤（新潟国際情報大学）

討論者 坂西明子（奈良県立大学）

I-7 市場・企業 (1)

座長 小峰隆夫（法政大学）

(1) 報告キャンセル

(2) ヘドニック価格関数による住宅の評価と情報の開示の提案

報告者 廣野桂子（日本大学）

討論者 前川俊一（明海大学）

(3) 企業ガバナンスが長期雇用慣行に与える影響

報告者 岡本 弥（神戸学院大学）

松浦 司（中央大学）

討論者 勇上和史（神戸大学）

I-8 エネルギー政策 (1)

座長 井手秀樹（慶應義塾大学）

(1) 予算制約における除染と避難の代替性—原子力災害を事例として—

報告者 藤本典嗣（福島大学）

討論者 山口純哉（長崎大学）

(2) 連続寡占市場としての電力市場

報告者 山根啓太（神戸大学）※

討論者 田中 悟（神戸市外国语大学）

(3) 分散型電源大量導入時における地域冷暖房システムを用いた余剰電力対応の経済評価

報告者 花田真一（金沢星稜大学）

大橋 弘（東京大学）

市村順一（東京ガス）

進士誉夫（東京ガス）

須澤健太郎（東京ガス）

藤原 純（東京ガス）

討論者 穴山悌三（東京電力）

II 午後の部（I） 12：45～15：00

II-1 医療

座長 永富隆司（国士館大学）

(1) がん検診無料クーポンの受診率向上効果

報告者 上村一樹（東洋大学）

討論者 佐川和彦（駿河台大学）

(2) Socio-Economic Status, Physical Functions and Mental Health of Older Adults in Japan

報告者 中野あい（神戸大学）

討論者 滝 麻衣（洛和会音羽病院）

(3) 医療費の地域間格差に関する将来推計と要因分析

報告者 大野太郎（尾道市立大学）

討論者 宮本 守（関東学院大学）

II-2 エネルギー政策（2）

座長 前田 章（東京大学）

(1) 家計によるエネルギー源選択のコンジョイント分析

報告者 木下 信（龍谷大学）

討論者 柏原隆宏（甲南大学）

(2) 原発の所有形態と電力市場の効率性：NOME法と公的所有の比較

報告者 生田祐介（神戸大学）※

柳川 隆（神戸大学）

討論者 長屋真季子（昭和女子大学）

(3) 世帯の電力需要関数及び非効率性に関する実証分析

報告者 田中拓朗（神戸大学）※

討論者 鳥居昭夫（中央大学）

II-3 農業政策

座長 荒山裕行（名古屋大学）

(1) 農家における労働力雇用の関連要因

報告者 小島 宏（早稲田大学）

討論者 衣笠智子（神戸大学）

(2) 矛盾、過程からみる農業政策分析—時空間軸のミクロ～マクロを用いて—

報告者 土屋 翔（神奈川大学）※

討論者 外園智史（九州産業大学）

(3) 水産物における消費者行動の分析

報告者 森 邦恵（下関市立大学）

討論者 八木信行（東京大学）

II-4 労働政策（2）

座長 田中康秀（岡山商科大学）

(1) ホワイトカラー・エグゼンプションの政策評価

報告者 石綿 寛（中央大学）※

討論者 吉田良生（楳山女学園大学）

(2) 経済成長とフォーマル・インフォーマル就業者の雇用比率

報告者 菊本斯琴（大阪経済大学）

討論者 谷口洋志（中央大学）

(3) 女性の就業状況の地域差についての考察—就業時間の分析を中心に—

報告者 坂西明子（奈良県立大学）

討論者 松浦 司（中央大学）

II-5 市場・企業（2）

座長 土井教之（関西学院大学）

(1) ベトナム製造企業の集計生産性成長率の計測と要因分解

報告者 VU THI BICH LIEN（名古屋大学）

園田 正（名古屋大学）

討論者 張 星源（岡山大学）

(2) ASEAN Economic Community による日本企業の戦略への影響—生産要素移動の自由化と

Human Resource Management—

報告者 土井康裕（名古屋大学）

萬 知恵（名古屋大学）

平松唯奈（名古屋大学）※

討論者 洞口治夫（法政大学）

(3) イノベーションの知識源としての大学の役割

報告者 西川浩平（摂南大学）

金間大介（東京農業大学）

討論者 明石芳彦（大阪市立大学）

II-6 社会政策

座長 佐藤秀樹（九州産業大学）

(1) 公的介護制度改革と経済厚生一人口成長率を内生化したモデルによる考察—

報告者 伊藤健宏（岩手県立大学）

迫 一光（高千穂大学）

討論者 和泉徹彦（嘉悦大学）

(2) 教育選択と出生率および経済成長

報告者 村田 慶（静岡大学）

討論者 安藤 潤（新潟国際情報大学）

(3) 警察サービスの効率性とその要因に関する実証分析

報告者 赤松礼奈（徳山大学）

討論者 本間 聰（東海大学）

II-7 政策原理

座長 濑野 隆（国士館大学）

(1) グローバル格差社会と経済民主化—社会的調和を考慮した経済政策のあり方について—

報告者 朴 哲洙（熊本学園大学）

討論者 小林甲一（名古屋学院大学）

(2) 災害支援制度と地方自治体の減災努力に関する理論分析

報告者 萩原史朗（神戸学院大学）

討論者 角本伸晃（楳山女学園大学）

(3) 社会的公正の分析視点

報告者 塚田広人（山口大学）

討論者 古河幹夫（長崎県立大学）

II-8 國際経済（1）

座長 秋山 優（九州産業大学）

(1) ヨーロッパ離脱及びEU脱退の法的課題

報告者 久保広正（摂南大学）

討論者 佐々木昇（福岡大学）

(2) 体制移行後のポーランド自動車産業における外國直接投資—脱経路の可能性について—

報告者 岡崎 拓（神戸大学）※

討論者 家本博一（名古屋学院大学）

(3) 複数錐型ヘクシャー＝オリーン・モデルに基づく資本・労働比率と産出量の実証研究—欧州連合24か国の分類と要素価格均等化—

報告者 鈴木健介（名古屋大学）

討論者 本田圭市郎（熊本県立大学）

III 午後の部（II） 15：10～17：25

III-1 産業・競争政策（2）

座長 柳川 隆（神戸大学）

(1) MVNO の普及における規制対象と促進の是非

報告者 柴田 怜（富山短期大学）

討論者 春日教測（甲南大学）

(2) ハブ・アンド・スポーク化と密度の経済

報告者 吳 競成（法政大学）※

討論者 竹内健蔵（東京女子大学）

(3) プラスチック産業の市場構造

報告者 荒井弘毅（秀明大学）

討論者 小柳津英知（富山大学）

III-2 金融市場

座長 林 直嗣（法政大学）

(1) 日本における金利の期間構造と非伝統的金融政策

報告者 佐竹光彦（同志社大学）

金丸誠克（株式会社オージス総研）

討論者 中澤正彦（京都大学）

(2) 日本経済を映すセンチメントの計量化と株価予測性

報告者 石島 博（中央大学）

數見拓朗（株式会社サイバーエージェント）

前田 章（東京大学）

討論者 飯田泰之（明治大学）

(3) 金融政策が企業の設備投資に与える影響—VARモデルに基づく考察

報告者 蟹澤啓輔（明治大学）※

討論者 中平千彦（諫訪東京理科大学）

III-3 エネルギー政策（3）

座長 田中秀幸（東京大学）

(1) 安全規制と事業者努力（原子力安全の事例考察）

報告者 穴山悌三（東京電力）

討論者 田中廣滋（中央大学）

(2) EU のエネルギー政策から学ぶ日本の電力システム改革への示唆

報告者 秋山健太郎（星城大学）

討論者 木船久雄（名古屋学院大学）

(3) 地域共生型スマートコミュニティ推進の必要性—スマートコミュニティは地域に循環型社会をもたらすか—

報告者 内野善之（東京工業大学）

討論者 牛房義明（北九州市立大学）

III-4 財政政策

座長 千田亮吉（明治大学）

(1) 失業を含む動学的一般均衡モデルにおける生産力効果を持つ公共投資の効果

報告者 平賀一希（東海大学）

討論者 矢野浩一（駒澤大学）

(2) 財政再建政策の実施と効果：議院内閣制諸国における政治経済的要因

報告者 中西 一（佐賀大学）

討論者 飯島大邦（中央大学）

(3) エッジワース補完性と財政政策の効果について
て: DSGE モデルによるアプローチ

報告者 酒井才介(財務省財務総合政策研究所)

小寺 剛(京都大学経済研究所)

荒木大恵(帝塚山大学)

中澤正彦(京都大学経済研究所)

石川大輔(財務省財務総合政策研究所)

中沢伸彦(財務省財務総合政策研究所)

神代康幸(財務省財務総合政策研究所)

討論者 平賀一希(東海大学)

III-5 地域政策・地方財政

座長 角本伸晃(樺山女学園大学)

(1) 中核市5都市の財政状況等にみる人口の与える影響

報告者 谷合高行(国士館大学)※

討論者 川崎一泰(東洋大学)

(2) 地域イノベーション・システムにおける方法論の検討

報告者 段 潤(東京大学)※

討論者 諸賀加奈(九州大学)

(3) 下水道事業の収支構造の要因分析

報告者 須田茂夫

討論者 水田健一(名古屋学院大学)

III-6 市場・企業(3)

座長 小澤太郎(慶應義塾大学)

(1) 企業の破産処理手続きとしての再建計画合意ルールの比較分析

報告者 吉田友紀(九州大学)

討論者 佐藤秀樹(九州産業大学)

(2) 模倣食品市場の経済分析—フィールドワークによる東南アジア市場のケース・スタディー

報告者 土門晃二(早稲田大学)

討論者 野村宗訓(関西学院大学)

(3) 公益事業における長期的監査と民営化

報告者 館健太郎(駒澤大学)

齋藤雅元(東京経済大学)

討論者 澤澤弘和(中央大学)

III-7 国際経済(2)

座長 鎌田亨(名古屋商科大学)

(1) 今後の中国经济と貿易戦略

報告者 田代尚機(TS・チャイナ・リサーチ
株)

討論者 孫根志華(城西国際大学)

(2) 日本の農業部門の TPP 活用に向けて—農業部門の国際競争力育成を目指す TPP の活用に向けた理論的・歴史的分析—

報告者 寺西都晃(鈴鹿国際大学)

討論者 圃田 正(名古屋大学)

所属の右の※印は学生会員であることを示す。

編集後記

ここに第13巻第1号・第2号合併号をお届けいたします。本号は、2015年5月下旬に国士館大学で開催された全国大会の特集号です。全国大会関連の論文に加え、一般投稿論文も掲載しております。本号出版までに相当の時間がかかってしまい、関係各位には多大なご迷惑をおかけしましたこと深くお詫び申し上げます。出版遅延の責任は、ジャーナル編集委員会にあります。委員会を代表して改めて深く詫び申し上げます。

さて、ご承知のように、日本経済政策学会は、第14巻を持ちまして『経済政策ジャーナル』の紙媒体での発行を取りやめ、オンライン化することを決定しております。『経済政策ジャーナル』のオンライン化により、印刷仕上がり4ページとされていた全国大会関連論文に対する制約が大幅に緩和され、ページ数が大幅に増加することに加え、従前よりも投稿から掲載に至るまでの時間を短縮できるというメリットがあります。時間短縮効果は、特に博士学位取得を目的に研究活動に励んでおられる若手研究者には大きなメリットになると期待されます。日本経済政策学会の全国大会、部会大会、国際会議等で発表された方々、学位取得をめざす若手研究者の方々、経

済政策の論壇に一石を投じたい方々、その他経済政策に多大な关心をお持ちの方々による積極的な投稿をお待ちしております。

なお、オンライン化される『経済政策ジャーナル』の執筆要領、掲載論文等の詳細につきましては、日本経済政策学会の公式ウェブサイト

<http://jepa.jp/>

における本ジャーナルのページをご参照ください。

本号の編集出版作業につきましては、勤勉書房編集部の宮本詳三様に多大なご協力とご支援を賜りました。宮本様には厚く御礼申し上げます。

なお、本号は、前編集委員会の責任のもとで編集、出版されました。第14巻からは新編集委員会の責任のもとで刊行されます。

経済政策ジャーナル編集委員会を代表して

谷口 洋志