

# 地域別公共投資による クラウディングイン・アウト効果の計量

小池 淳司<sup>1</sup>・森 真太郎<sup>2</sup>

<sup>1</sup> 正会員 神戸大学教授 大学院工学研究科 (〒657-8501 神戸市灘区六甲台町 1-1)  
E-mail: koike@lion.kobe-u.ac.jp

<sup>2</sup> 学生非会員 神戸大学大学院 工学研究科市民工学専攻 (〒657-8501 神戸市灘区六甲台町 1-1)  
E-mail: 1524253t@stu.kobe-u.ac.jp

本研究の目的は、日本において公共投資が民間投資に与える影響についてマクロ計量経済モデルを用いて分析を行い、全国での公共投資による民間投資誘発効果と、地域別の効果の違いについて明らかにすることにある。分析には民間資本と社会資本の長期ストック均衡を考慮した誤差修正モデルによる民間投資関数の推定を用いて、日本全国および都道府県別のクラウディングイン・アウト効果の計量を行う。推定結果より、日本全国では、クラウディングイン効果はいまだに期待でき、地域別では、地方部においてその効果はより大きいことが確認できた。

**Key Words:** crowding-in, crowding-out, regional public investment, regional private investment

## 1. はじめに

公共投資の対 GDP 比に対して、国際的な批判が 2017 年に OECD によってなされている<sup>1</sup>。それによると、現在、日本における社会資本整備は過剰であり、今後の日本においては、公共投資による経済成長効果は見込めないと結論付けている。しかしながら、日本における社会資本の最適性について議論するには、日本において社会資本が持つ特性を踏まえたうえで、供給面からだけでなく需要面からも社会資本が与える影響について分析することが重要である。よって、日本における近年までのデータを用いて公共投資が民間投資に与える影響について、マクロ計量経済モデルを用いて分析を行うことが必要であると考えた。

公共投資が民間投資に与える影響については、クラウディングイン・アウト問題として古くから議論されてきた。クラウディングアウトとは、政府部門の需要の増加が民間部門の需要の減少をもたらし、政府の経済活動が民間の経済活動を「締め出す」現象をいう。一方、クラウディングインとは、Aschauer (1989)<sup>2</sup>によると、民間資本と社会資本が補完関係であるとき、公共投資が社会資本として蓄積されることで、民間資本の限界生産性が高まり、民間投資が誘発される現象を指す。

これまでの民間投資関数の推計による実証研究におい

ては、クラウディングイン効果に肯定的なものは少なく、日本における VAR を用いた分析においても、クラウディングイン効果を確認できたものは少ない。

このような結論が得られる原因として、分析におけるクラウディングイン・アウト効果の分離がなされていないことが考えられる。よって、公共投資によるクラウディングアウト効果と、クラウディングイン効果のメカニズムをそれぞれモデル化した民間投資関数の推計が必要である。

日本における民間資本と社会資本の長期のストック均衡を考慮した民間投資関数の推定がなされた先行研究として、畑農(2008)<sup>3</sup>がある。そこでは、民間資本と公共資本の長期均衡に向けた誤差修正メカニズムをモデル化した民間投資関数の推定がなされ、1955 年から 2004 年の日本において、長期におけるクラウディングイン効果が確認されていた。しかし、2005 年以降の全国のデータや、都道府県別のデータを用いた分析はなされていないため、近年の日本においてクラウディングイン効果が確認できるのか、また各地域において効果の出現がどのように異なるのかについても検証されている論文は少ない。

以上より、本研究では、日本におけるクラウディングイン・アウト効果について、全国および都道府県別の民間投資関数の推定を行い、近年の日本においてクラウディングイン効果が確認できるのか、また、地域によって

その効果にどのような違いがあるのかについて定量的に分析し、その要因について考察を行う。

## 2. 既往研究と本研究の位置付け

クラウドイン・アウト効果に関する先行研究として、Aschauer(1989)が挙げられる。そこでは、民間資本と社会資本が補完関係であるとき、公共投資が社会資本として蓄積されることで、民間資本の生産性が高まり、公共投資が民間投資を誘発する可能性があることを示した。推計には民間部門の収益率と公共投資を独立変数に含む民間投資関数と生産化関数から求めた社会資本を独立変数とする民間部門の収益率関数を定義し、1953年から1985年までのアメリカにおいて、クラウドイン効果がクラウドアウト効果より優勢であることを確認した。

日本における分析としては、三井ら(1995)<sup>4)</sup>が挙げられる。三井ら(1995)は、Aschauer(1989)の計測手法を用いて、民間投資のタイムトレンドを考慮し、日本における1957年度から1987年度までの経済データの分析を行った。分析結果より、日本においてもクラウドイン効果が確認でき、特に高度成長期でその効果は大きいことが示唆されている。

民間資本と社会資本のストック間の関係から、クラウドイン・アウト効果について分析した先行研究は畑農(2008)である。そこでは、民間投資と公共投資の長期的関係がフローではなく、ストックのレベルで表現される可能性に着目し、民間資本と社会資本の長期ストック均衡を考慮した誤差修正項を含む民間投資関数を用いて、1956年度から2004年度までの日本のデータにおいて推定を行った。推定結果から、クラウドアウト効果とクラウドイン効果を分離したうえで、日本において長期におけるクラウドイン効果の発現が確認できることを示した。

このように日本全国におけるクラウドイン・アウト効果の計量はなされているものの、最近年のデータを用いた分析はなされていない。また、地域別の分析においてもこれらの手法が適応可能であり、地域によって効果の違いを分析できるのかについても十分な議論はなされていない。よって本研究では、畑農(2008)の分析に基づき、2つの分析を行う。一つ目に、既存研究の推定期間である1955年から2004年までを、1955年度から2014年度までに延長し推定を行う。この推定結果から近年の日本においても、クラウドイン・アウトの効果を確認出来るのかについて検証する。二つ目に、この分析方法を都道府県別で適用し、効果の出現にどのような傾向があるのかについて比較する。したがって、公共投資

が民間投資に与える影響について、日本の地域間の違いについて考察できる。

## 3. 民間資本と社会資本の長期的関係について

### (1) 民間資本と社会資本のストック均衡

畑農(2008)では、先進国において、公共投資による社会資本の蓄積は、民間投資による民間資本の蓄積と並行して進められてきたことに着目し、民間資本と社会資本の間の長期ストック均衡関係を導出した。この時系列的なストック間の関係について示す。

以下のような、社会資本を明示的に含むコブ・ダグラス型の生産関数を考える。なお、 $\alpha, \beta, \gamma$ はパラメータである。

$$Y_t = A_t L_t^\alpha K_t^\beta KG_t^\gamma \quad (1)$$

$Y_t$  :  $t$ 期の生産量  
 $A_t$  :  $t$ 期の技術水準  
 $L_t$  :  $t$ 期の労働投入  
 $K_t$  :  $t$ 期の民間資本  
 $KG_t$  :  $t$ 期の社会資本

上式より、民間資本の限界生産力は $\beta Y_t / K_t$ 、社会資本の限界生産力は $\gamma Y_t / KG_t$ である。ここで、民間投資主体と政府がそれぞれの資本蓄積に関して効率的であれば、これらの限界生産力はそれぞれの調達金利に等しくなるはずである。これら2つの調達金利が一定比率 $\theta$ で推移しているとすると、

$$\frac{\beta Y_t}{K_t} = \theta \frac{\gamma Y_t}{KG_t} \quad (2)$$

が成立し、両辺整理すると、

$$K_t = \frac{\beta}{\theta \gamma} KG_t \quad (3)$$

が得られる。上式は、民間資本と社会資本の収益率に安定的な長期関係が成立することを示す。また、この関係が成立しているとき、民間資本と社会資本の長期的な成長率は一致している。上式に対して対数変換を施すと、上で得られた長期的な関係は線形で表現できる。ここで、 $c_0 (= \ln \beta - \ln \gamma - \ln \theta)$ および $c_1$ を推定すべきパラメータ、 $e_t$ を誤差項として、

$$\ln K_t = c_0 + c_1 \ln KG_t + e_t \quad (4)$$

を考え、民間資本と社会資本の長期ストック均衡式と定義する。

### (2) 共和分析

#### a) 単位根検定と共和分検定

式(4)の時系列データを含む均衡式に対して、計量経済学的に検討する。時系列データを用いた分析においてデータの確率過程が定常な過程であるかどうかについて注意する

必要がある。なぜならば、非定常な単位根過程同士を用いた回帰式を推定した際に、見せかけの回帰が生じる恐れがあるためである<sup>5)</sup>。見せかけの回帰とは、関係のない単位根過程の変数同士で回帰分析を行った際に、統計的に有意な結果が得られる現象である。経済・ファイナンスデータの中には非定常な単位根過程に従うデータが多く、この式に含まれる  $\ln K_t$ ,  $\ln KG_t$  も非定常系列である可能性が高く、回帰分析を行う際には注意が必要である。

このような単位根を持つ変数間の均衡関係を線形で記述する手法に共和分関係がある<sup>6)</sup>。ある 2 つの単位根過程の線形和が定常過程になるとき、これらの単位根過程の間には共和分の関係があるといわれる。この関係を満たす変数間の均衡式は、経済・ファイナンス理論が示唆する均衡関係を分析する際に頻繁に用いられている。

したがって、まず  $\ln K_t$ ,  $\ln KG_t$  に対して単位根検定を行い、それぞれの時系列特性を分析する。これらの変数が同じ和分過程に従うことが確認できれば、次に 2 変数間の共和分検定を行う。

b) 利用するデータ

日本における民間資本と社会資本のそれぞれの値は、内閣府の国民経済計算年次推計<sup>7)</sup>、国民経済計算 (GDP 統計) にまとめられている。

日本全国における民間資本には、平成 21 年度民間企業資本ストック確報値 (平成 12 年基準: 93SNA), 平成 12 年 4-6 月期民間企業資本ストック 1 次速報 (平成 2 年基準: 68SNA), 平成 26 年度民間企業資本ストック確報値 (平成 17 年基準: 93SNA) の産業別資本ストック (進捗) を用いた。社会資本には、平成 29 年社会資本ストック推計「日本の社会資本 2017」<sup>8)</sup> の全国ストックを用いた。以上のデータから、1955 年度から 2014 年度までのデータを利用する。

都道府県別のデータについては、民間資本には、都道府県別民間資本ストック (平成 12 暦年価格, 国民経済計算ベース)<sup>9)</sup> の民間資本ストックを用いた。社会資本には、平成 29 年社会資本ストック推計「日本の社会資本 2017」の都道府県別純資本ストック (年度) を用いた。以上のデータから、1970 年度から 2009 年度までのデータを利用する。対象地域は、沖縄を除く 46 都道府県である。

c) 単位根検定の結果

単位根検定には ADF 検定を適用した。全国の民間資本と社会資本の検定結果を表-1 に示す。検定結果より、民間資本と社会資本はともに二階の階差をとると定常となり、I(2) であると考えられる。

表-1 全国の民間資本と社会資本の単位根検定: ADF 検定

	定数項	トレンド	民間資本			社会資本		
			統計量	P 値	ラグ	統計量	P 値	ラグ
水準	○	○	-1.97	0.60	1	-1.39	0.85	1
	○	×	-3.60	0.01	1	-4.67	0.00	1
	×	×	2.97	1.00	1	-0.53	0.48	1
1 階	○	○	-5.18	0.00	1	-3.73	0.03	0
	○	×	-3.45	0.01	0	-0.05	0.95	0
	×	×	-2.13	0.03	0	-0.71	0.40	0
2 階	○	○	-8.70	0.00	1	-6.61	0.00	0
	○	×	-8.84	0.00	1	-6.33	0.00	0
	×	×	-8.92	0.00	1	-6.30	0.00	0

\* ラグ次数の決定はシュバルツ情報量基準による。

d) 共和分検定の結果

共和分検定には Johansen 検定を適用した。全国の民間資本と社会資本の検定結果を表-2 に示す。検定結果よりトレース検定と最大固有値検定ともに、帰無仮説  $H_0: r = 0$  が棄却され、民間資本と社会資本に共和分ベクトルがあると考えられる。

表-2 全国の民間資本と社会資本の共和分検定: Johansen 検定

検定	帰無仮説	対立仮説	統計量	5% 有意	ラグ
トレース	$r = 0$	$r > 0$	25.48	19.96	2
	$r \leq 1$	$r > 1$	6.94	9.24	
最大固有値	$r = 0$	$r = 1$	18.54	15.67	2
	$r = 1$	$r = 2$	6.94	9.24	

\*1  $r$  は共和分ベクトルの個数を意味する。

\*2 ラグ次数の決定はシュバルツ情報量基準による。

e) 共和分ベクトルの推定

以上の検定結果より、日本全国の民間資本と社会資本の時系列データには、長期の均衡関係があることが示唆された。よって、(4)式について最小二乗法を用いて、パラメータの推定を行う。表-3 にその結果を示す。

表-3 共和分ベクトルの推定値:  $\ln K_t = c_0 + c_1 \ln KG_t + e_t$

	推定値	P 値
$c_0$	-2.51	0.000
$c_1$	1.15	0.000
$\bar{R}^2$	0.99	



### 3. 誤差修正項を含む民間投資関数の推定

#### (1) 推定方法

前章の分析から、日本の民間資本と社会資本の間には共和分関係が成立していることが分かった。よって本章では、畑農(2008)をもとに、民間資本と社会資本の長期ストック均衡を考慮した誤差修正項を含む民間投資関数の推定を行う。(5)式を最小二乗法で推定する。

$$\Delta \ln I_t = a_0 + a_1 \Delta \ln IG_t + a_2 \Delta \ln Y_t + a_3 e_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

ここで、 $I_t$ は民間投資、 $IG_t$ は公共投資を表す。3つ目の独立変数として、3章で推定した(4)式から、一期前における民間資本と社会資本の長期均衡からの乖離 $e_{t-1}$ を含んでいる。このモデルにおいて仮定するクラウドイングインのメカニズムについて説明する。(4)式の長期均衡式が成立するとき、ある期に民間資本 $K$ が社会資本 $KG$ より多く(少なく)なると、乖離 $e_{t-1}$ は正值(負値)となる。このとき、長期均衡への修正が働き、民間投資は減少(増加)すると考えられる。このメカニズムが生じるためには、 $e_{t-1}$ が正值をとるとき $\Delta \ln I_t$ は負に、 $e_{t-1}$ が負値をとるとき $\Delta \ln I_t$ は正になる必要があり、 $e_{t-1}$ のパラメータは負値で推定される。

#### (2) 利用するデータ

民間投資関数の推定における変数は、民間投資額、公共投資額、国内総生産、県内総生産である。これらの値は、内閣府の国民経済計算年次推計、国民経済計算(GDP統計)、県民経済計算<sup>10)</sup>にまとめられている。

全国の民間投資額としては、平成21年度民間企業資本ストック確報値(平成12年基準:1993SNA)、平成12年4-6月期民間企業資本ストック1次速報(平成2年基準:1968SNA)、平成26年度民間企業資本ストック確報値(平成17年基準:1993SNA)の産業別新設投資額(進捗)を用いた。全国の公共投資額としては、平成29年社会資本ストック推計「日本の社会資本2017」の実質投資額を用いた。国内総生産としては、平成10年度国民経済計算確報(平成2年基準:1968SNA)の国内総支出の実質値、平成28年度国民経済計算年次推計(平成23年基準:2008SNA)の国内総生産(支出側)の実質値を用いた。以上のデータから、1955年度から2014年度までのデータを利用する。

都道府県別民間投資額としては、都道府県別民間資本ストック(平成12暦年価格、国民経済計算ベース)の新設投資額を用いた。都道府県別公共投資額としては、平成29年社会資本ストック推計「日本の社会資本2017」の実質投資額を用いた。県内総生産としては、県民経済計算(昭和50年度-平成11年度)(1969SNA、平成2年

基準計数)の県内総支出の実質値、県民経済計算(平成8年度-平成21年度)(1993SNA、平成12年基準計数)の県内総生産(支出側)を用いた。以上のデータから、1980年度から2009年度までのデータを利用する。対象地域としては、前章の共和分検定で民間資本と社会資本の間に共和分関係が確認できなかった青森、千葉、愛知、岡山、広島、長崎と、県内総生産のデータの一部に欠損値がある福島、埼玉、沖縄を除いた38地域である。

#### (3) 推定結果

全国の場合のパラメータの推定結果を表4に示す。公共投資の増加率のパラメータ $a_1$ が有意に負値で推定されていることより、当期の公共投資はクラウドイングアウト効果を持つことがわかる。誤差修正効果を表す、パラメータ $a_3$ が有意に負値と推定されており、公共投資の誤差修正の効果、つまり、クラウドイングイン効果が長期的に実現することがわかる。

表4 誤差修正項を含む民間投資関数の推定結果(全国)

	推定値	P値
$a_0$	-0.032	0.016
$a_1$	-0.383	0.004
$a_2$	2.618	0.000
$a_3$	-0.434	0.009
$\bar{R}^2$	0.661	
DW	1.853	

次に都道府県別の推定結果を表5に示す。公共投資の増加率に掛かる $a_1$ は、神奈川、兵庫、香川、愛媛、高知を除く地域では、 $a_1$ が負値で推定されていることより、これらの地域では、当期の公共投資はクラウドイングアウト効果を持つことがわかる。一方、誤差修正項に掛かる $a_3$ は、山形、山梨、長野、三重、福井、宮崎を除く地域では負値で推定されており、これらの地域では、公共投資の誤差修正の効果、つまり、クラウドイングイン効果が長期的に実現することがわかる。

次にパラメータ $a_1$ 、 $a_3$ について地方部と都市部で比較する。まず、 $a_1$ については、鳥取、島根などの中国地方で大きく負値になっている。これらの地域では、公共投資によって、民間部門の利用可能な資源の不足が生じやすく、クラウドイングアウト効果がより大きく観測されると考えられる。一方、 $a_3$ については、東京、大阪、静岡などの都市部より、北海道と徳島、香川などの四国地方などの地方部で大きく負値になっている。つまり、長期的なクラウドイングイン効果については、都市部より地方部のほうが大きくなる傾向があると考えられる。

表-5 誤差修正項を含む民間投資関数の推定結果(都道府県別)

都道府県		推定値	P 値
北海道	$a_0$	-0.014	0.300
	$a_1$	-0.148	0.389
	$a_2$	2.079	0.002
	$a_3$	-0.648	0.091
	$\overline{R^2}$	0.336	
	DW	1.976	
	岩手	$a_0$	-0.028
$a_1$		-0.191	0.423
$a_2$		1.779	0.014
$a_3$		-0.087	0.705
$\overline{R^2}$		0.135	
DW		2.318	
宮城		$a_0$	-0.038
	$a_1$	-0.663	0.025
	$a_2$	2.755	0.002
	$a_3$	-0.172	0.693
	$\overline{R^2}$	0.331	
	DW	2.458	
	秋田	$a_0$	-0.027
$a_1$		-0.319	0.269
$a_2$		2.316	0.009
$a_3$		-0.074	0.796
$\overline{R^2}$		0.175	
DW		2.306	
山形		$a_0$	-0.013
	$a_1$	-0.352	0.140
	$a_2$	1.479	0.029
	$a_3$	0.042	0.903
	$\overline{R^2}$	0.155	
	DW	2.488	
	新潟	$a_0$	-0.017
$a_1$		-0.397	0.199
$a_2$		1.774	0.018
$a_3$		-0.241	0.487
$\overline{R^2}$		0.184	
DW		2.039	
茨城		$a_0$	0.019
	$a_1$	-0.428	0.123
	$a_2$	0.324	0.449
	$a_3$	-0.542	0.288
	$\overline{R^2}$	0.204	
	DW	1.879	

栃木	$a_0$	-0.018	0.421
	$a_1$	-0.221	0.434
	$a_2$	1.896	0.005
	$a_3$	-0.255	0.353
	$\overline{R^2}$	0.254	
	DW	2.374	
	群馬	$a_0$	-0.011
$a_1$		-0.362	0.136
$a_2$		1.498	0.004
$a_3$		-0.240	0.560
$\overline{R^2}$		0.318	
DW		1.886	
東京		$a_0$	-0.011
	$a_1$	-0.037	0.847
	$a_2$	1.952	0.000
	$a_3$	-0.139	0.615
	$\overline{R^2}$	0.570	
	DW	1.884	
	神奈川	$a_0$	-0.004
$a_1$		0.143	0.530
$a_2$		1.423	0.005
$a_3$		-1.240	0.073
$\overline{R^2}$		0.520	
DW		2.030	
山梨		$a_0$	-0.016
	$a_1$	-0.358	0.115
	$a_2$	1.752	0.000
	$a_3$	0.058	0.769
	$\overline{R^2}$	0.429	
	DW	2.545	
	長野	$a_0$	-0.034
$a_1$		-0.377	0.075
$a_2$		1.929	0.005
$a_3$		0.074	0.801
$\overline{R^2}$		0.221	
DW		1.890	
静岡		$a_0$	-0.016
	$a_1$	-0.173	0.457
	$a_2$	1.772	0.002
	$a_3$	-0.202	0.435
	$\overline{R^2}$	0.331	
	DW	2.048	

富山	$a_0$	-0.022	0.314
	$a_1$	-0.484	0.179
	$a_2$	1.844	0.009
	$a_3$	-0.203	0.754
	$\overline{R^2}$	0.219	
	DW	1.919	
	石川	$a_0$	-0.017
$a_1$		-0.282	0.221
$a_2$		1.815	0.002
$a_3$		-0.188	0.543
$\overline{R^2}$		0.336	
DW		2.304	
岐阜		$a_0$	-0.026
	$a_1$	-0.417	0.178
	$a_2$	2.569	0.009
	$a_3$	-0.186	0.609
	$\overline{R^2}$	0.257	
	DW	2.709	
	三重	$a_0$	-0.032
$a_1$		-0.460	0.129
$a_2$		2.723	0.000
$a_3$		0.166	0.716
$\overline{R^2}$		0.486	
DW		2.511	
福井		$a_0$	-0.015
	$a_1$	-0.525	0.152
	$a_2$	1.698	0.055
	$a_3$	0.046	0.922
	$\overline{R^2}$	0.075	
	DW	2.604	
	滋賀	$a_0$	-0.028
$a_1$		-0.676	0.053
$a_2$		1.571	0.016
$a_3$		-0.092	0.809
$\overline{R^2}$		0.289	
DW		2.468	
京都		$a_0$	-0.012
	$a_1$	-0.200	0.321
	$a_2$	2.086	0.002
	$a_3$	-0.179	0.569
	$\overline{R^2}$	0.330	
	DW	2.111	

表-5 の続き

都道府県		推定値	P 値
大阪	$a_0$	-0.019	0.212
	$a_1$	-0.030	0.883
	$a_2$	2.010	0.000
	$a_3$	-0.403	0.188
	$\bar{R}^2$	0.443	
	DW	1.514	
	兵庫	$a_0$	-0.007
$a_1$		0.036	0.870
$a_2$		1.674	0.003
$a_3$		-0.734	0.139
$\bar{R}^2$		0.447	
DW		2.361	
奈良		$a_0$	-0.019
	$a_1$	-0.162	0.469
	$a_2$	1.715	0.008
	$a_3$	-0.427	0.324
	$\bar{R}^2$	0.228	
	DW	2.147	
	和歌山	$a_0$	-0.004
$a_1$		-0.021	0.956
$a_2$		1.749	0.041
$a_3$		-0.497	0.440
$\bar{R}^2$		0.079	
DW		2.826	
鳥取		$a_0$	-0.009
	$a_1$	-0.546	0.218
	$a_2$	1.724	0.174
	$a_3$	-0.040	0.940
	$\bar{R}^2$	0.008	
	DW	2.915	

島根	$a_0$	-0.008	0.740
	$a_1$	-0.726	0.066
	$a_2$	2.372	0.005
	$a_3$	-0.041	0.912
	$\bar{R}^2$	0.215	
	DW	2.599	
	山口	$a_0$	-0.016
$a_1$		-0.454	0.226
$a_2$		1.562	0.102
$a_3$		-0.593	0.362
$\bar{R}^2$		0.129	
DW		2.051	
徳島		$a_0$	-0.003
	$a_1$	-0.023	0.938
	$a_2$	0.787	0.391
	$a_3$	-0.872	0.147
	$\bar{R}^2$	0.001	
	DW	1.813	
	香川	$a_0$	0.016
$a_1$		0.003	0.991
$a_2$		-0.183	0.858
$a_3$		-1.989	0.033
$\bar{R}^2$		0.163	
DW		2.364	
愛媛		$a_0$	-0.008
	$a_1$	0.043	0.893
	$a_2$	1.154	0.157
	$a_3$	-1.409	0.110
	$\bar{R}^2$	0.086	
	DW	2.072	
	高知	$a_0$	0.005
$a_1$		0.064	0.821
$a_2$		0.688	0.639
$a_3$		-0.747	0.211
$\bar{R}^2$		-0.052	
DW		2.385	

福岡	$a_0$	-0.014	0.447
	$a_1$	-0.342	0.173
	$a_2$	1.869	0.011
	$a_3$	-0.310	0.493
	$\bar{R}^2$	0.273	
	DW	2.242	
	佐賀	$a_0$	0.010
$a_1$		-0.431	0.088
$a_2$		1.047	0.108
$a_3$		-0.615	0.381
$\bar{R}^2$		0.212	
DW		2.590	
熊本		$a_0$	-0.019
	$a_1$	-0.188	0.475
	$a_2$	1.771	0.025
	$a_3$	-0.208	0.756
	$\bar{R}^2$	0.131	
	DW	2.587	
	大分	$a_0$	0.003
$a_1$		-0.187	0.624
$a_2$		1.498	0.137
$a_3$		-0.559	0.527
$\bar{R}^2$		0.039	
DW		2.865	
宮崎		$a_0$	-0.014
	$a_1$	-0.714	0.050
	$a_2$	1.985	0.038
	$a_3$	0.149	0.776
	$\bar{R}^2$	0.204	
	DW	2.455	
	鹿児島	$a_0$	-0.009
$a_1$		-0.305	0.304
$a_2$		1.519	0.124
$a_3$		-0.071	0.895
$\bar{R}^2$		0.032	
DW		2.353	

(4) 数値シミュレーション

前節で公共投資によるクラウドイン効果が確認できた。よって本節ではその効果を定量的に分析する。表-4 に基づき、民間投資関数を、

$$\Delta \ln I_t = -0.032 - 0.383 \Delta \ln IG_t + 2.681 \Delta \ln Y_t - 0.434 e_{t-1} \quad (6)$$

とし、ここで、表-3 に基づき、長期均衡からの誤差を表

す式を、

$$e_t = \ln K_t - (-2.518 + 1.155 \ln KG_t) \quad (7)$$

とする。また、民間資本と社会資本の蓄積過程を(8),(9)式

$$K_t = (1 - \delta_t) K_{t-1} + I_t \quad (8)$$

$$KG_t = (1 - \delta_t^c) KG_{t-1} + IG_t \quad (9)$$

と定義する。ここで、 $\delta_t$ と $\delta_t^c$ はそれぞれ民間資本と社会資本の減耗率である。

以上の式をもとに、ある年度に1回限り公共投資増加率( $\Delta \ln IG_t$ )を1%上昇させたとして、その後10年にわたって民間投資増加率( $\Delta \ln I_t$ )がどのように推移するのかを、 $\Delta \ln IG_t$ の上昇がなかった場合と比較した分析結果を図-1に示す。

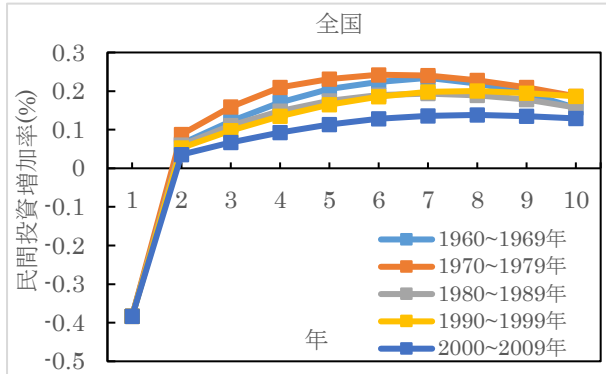


図-1 公共投資増加率の1%上昇による効果 (全国)

各線の色によって、ショックを与えた年度を分類している。公共投資を1%増やした1年目には、民間投資増加率が0.383%減少していることから、クラウドイングアウトが生じていることがわかる。しかし、2年目以降には、民間投資増加率は上昇に転じており、クラウドイングイン効果が生じていることが確認できる。また、ショックを与えた年度の違いで比較すると、1970年度のケースを除いて、ショックを与える年度が現在に近づくほど、クラウドイングインの効果が相対的に減少している傾向が見てとれる。

次に都道府県別の結果から、北海道と東京の合についても同様にして、図-2、図-3に示す。クラウドイングアウト効果については、一年目に北海道で0.148%減少、東京で0.037%減少していることから、北海道のほうが東京より大きいことが分かる。一方、クラウドイングイン効果については、二年目以降、北海道のほうが東京より大きいことが分かる。つまり、10年間の民間投資誘発効果で見ると、北海道のほうが東京より大きくなる。

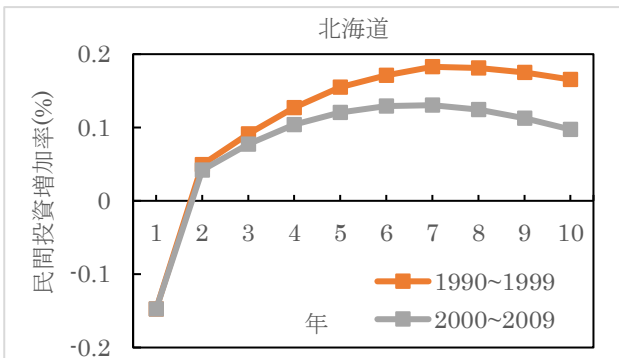


図-2 公共投資増加率の1%上昇による効果 (北海道)

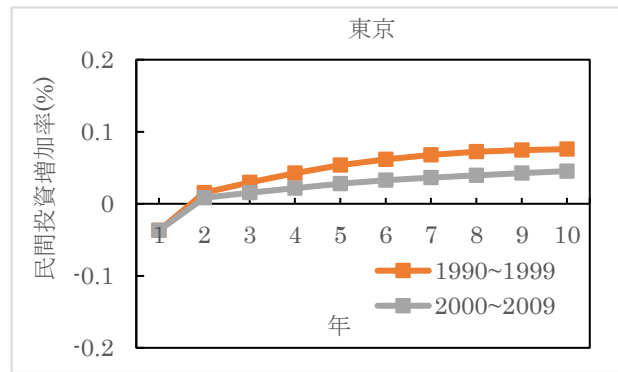


図-3 公共投資増加率の1%上昇による効果 (東京)

## 5. 結論

本研究で用いたモデルは、公共投資による民間投資のクラウドイングイン・アウト効果の計量を行うため、民間資本と社会資本の長期均衡関係を考慮した誤差修正モデルによる民間投資関数の推定を行った。推定結果によると、1955年度から2014年度までのデータを用いた分析では、日本全国で公共投資の民間投資誘発効果はいまだに期待できるということが分かった。しかし、その効果は年々減少傾向にあることから、社会資本の蓄積が進むにしたがって、社会資本一単位あたりの生産拡大効果が低下し、クラウドイングイン効果が小さくなっていると考えられる。

また、1980年度から2009年度までのデータを用いた都道府県別の分析では、地方部ではクラウドイングイン・アウト効果ともに大きく、都市部ではクラウドイングイン効果が小さくなる傾向が確認できた。このことは、短期的には公共投資による民間部門の物資の不足により、地方部でのクラウドイングアウト効果が顕在化するが、長期的には、社会資本が比較的多く蓄積されている都市部よりも、蓄積の少ない地方部のほうが、公共投資を一単位増やすことによる生産拡大効果が相対的に大きくなるからであると考えられる。

したがって、全国でのクラウドイングイン効果が期待でき、特に地方部での効果が大きい日本においては、地方部での公共投資による民間投資の誘発が期待される。しかし、地方部での民間投資拡大効果は、短期と長期によって大きく異なる可能性があることに注意が必要である。

本研究で用いた手法は、公共投資によるクラウドイングイン・アウト効果を分離して推定するために、クラウドイングインの効果を、民間資本と社会資本の長期均衡関係からの乖離から生じるものと仮定している。このモデルの前提により推定に対して以下の2点の課題がある。

一つ目に、このモデルでは、地域間のクラウディングイン効果の発現時期の違いは見ることができない。これは、長期均衡式の一期前の乖離から、クラウディングイン効果を計量するというモデルの前提に起因しているため、必ず二期目以降にクラウディングイン効果が生じるためである。発現時期の分析を行うためには、クラウディングイン効果の発現の時間的ラグを考慮したモデルの構築が必要であろう。日本における地域ごとの公共投資計画を考えるうえで、その効果をより長期的な観点から評価するためにも、地域間の発現時期の違いを把握することは不可欠であり、このようなモデルの構築は重要な課題であろう。

二つ目に、民間資本と社会資本の共和分関係を前提とした長期均衡式が適用できない地域があり、それらの地域では誤差修正モデルを用いた推定ができない。本研究では、畑農(2008)をもとに、社会資本を明示的に含むコブ・ダグラス関数から、民間資本と社会資本の長期均衡関係を導出したが、前提とする生産関数によってこの関係は異なる。また、近年の日本においては、民間投資額と公共投資額の乖離が進み、民間資本と社会資本の拡大が同じ比率で並行して進められているとは言い難い。このような投資の比率の変化も考慮した、民間資本と社会資本の均衡関係を明らかにすることも今後の課題であろう。

#### 参考文献

- 1) J.-M. Fournier, "THE POSITIVE EFFECT OF PUBLIC INVESTMENT ON POTENTIAL GROWTH", *ECONOMICS DEPARTMENT WORKING PAPERS* No. 1347, 2016.
- 2) D. Aschauer, "Does Public Capital Crowd Out Private Capital?", *Journal of Monetary Economics*, Vol.24, pp.171-188, 1989.
- 3) 畑農敏矢, 公共投資の民間投資誘発効果 -ストック均衡を考慮した誤差修正モデルによる検証?, 「フィナンシャル・レビュー」第 89 号, 2008.
- 4) 三井清・竹澤康子・河内繁, 公共投資のクラウディング・イン効果と厚生経済分析, 三井清・太田清(編), 「社会資本の生産性と公的金融」, 日本評論社, pp.67-96, 1995.
- 5) 沖本竜義, 経済・ファイナンスデータの計量時系列分析, 朝倉書房, pp.104-143, 2010.
- 6) 蓑谷千鳳彦, 計量経済学大全, 東洋経済新報社, 1997.
- 7) 内閣府, 国民経済計算年次推計, [https://www.esri.cao.go.jp/sna/kakuhou/kakuhou\\_top.html](https://www.esri.cao.go.jp/sna/kakuhou/kakuhou_top.html), 2019年2月4日アクセス.
- 8) 内閣府, 日本の社会資本 2017, <https://www5.cao.go.jp/keizai2/keizai-syakai/keizai-syakai-index.html>, 2019年2月4日アクセス.
- 9) 内閣府, 都道府県別民間資本ストック(平成12暦年価格、国民経済計算ベース 平成23年3月時点), [https://www.esri.cao.go.jp/sna/data/data\\_list/kenmin/files/contents/main\\_h21stock.html](https://www.esri.cao.go.jp/sna/data/data_list/kenmin/files/contents/main_h21stock.html), 2019年2月4日アクセス.
- 10) 内閣府, 統計表(県民経済計算), [https://www.esri.cao.go.jp/sna/data/data\\_list/kenmin/files/files\\_kenmin.html](https://www.esri.cao.go.jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html), 2019年2月4日アクセス.

(?)

## A MEASUREMENT OF CROWDING-IN AND CROWDING-OUT EFFECTS BY REGIONAL PUBLIC INVESTMENT

Atsushi KOIKE, Shintaro MORI

This thesis describes a measurement of Crowding-In and Crowding-Out effects by regional public investment. There is an international criticism for the share of public investment in total government spending in Japan by OECD (2016). In order to evaluate the effects of social capital on the economy, it is necessary to measure the effect of the public investment not only from supply-side but also from demand-side. Hatano (2008) estimated the effects of public investment on private investment by using the error correction model including the stock equilibrium. This study applies the model to recent macro Japan data and its regional data.

There are two purposes in this study. First, it estimates the effects of public investment on private investment in macro-level. Second, it estimates the effects in regional level and compares the tendencies.

At the macro level, it is founded that there is Crowding-In effect. At the regional level, the Crowding-In effect is more dominant in rural areas than urban areas in the long run.