

排出ガス規制が自動車産業における企業の R&D と生産性へ及ぼす影響に関する実証研究

Empirical study of the effects of the discharge gas regulation on R&D and the productivity of the firms in the auto industry

03M43174 竹葉直人

Naoto Takeba,

指導教官 日引 聡

Adviser Akira Hibiki

SYNOPSIS

In this study, I explored the effect of the discharge gas regulation on firm's R&D and how the regulation and the firm's R&D affect firm's productivity. in the auto industry. I find that strengthening of the regulation increases the firm's R&D expenditure and that while the increase in R&D induced the productivity to increase, while the strengthening of the regulation increase the productivity of the assembly firm such as Toyota, Nissan, etc but not the productivity of the other firms.

1. 研究の背景と目的

環境問題が重要な政策課題となった今日、環境政策が企業に及ぼす影響の分析の重要性が増している。環境政策の実施は、環境負荷を低下させられるという大きなメリットの反面、短期的には、企業へのコスト負担の増加、生産量の縮小などに代表されるように、経済面でのデメリットが指摘される。その一方で、長期的には、企業の R&D を促進し、そのことが、企業の生産性を引き上げる可能性のあることも指摘されている。(ポーター仮説)

環境政策と企業の生産性との関係を考える場合、2つの経路が存在すると考えられる。第一の経路は、直接的に企業の生産へ影響を及ぼすものである。この直接的影響は、規制遵守のために、生産への投入要素を環境に回さなければならないことなどによる生産性の低下の可能性を意味している。第二の経路は、間接的影響であり、環境規制により、企業の研究開発が促進され、その結果新しい技術開発が行われ、企業の生産性を上昇させる。前者の効果が後者の効果を上回ると、規制の強化は企業の生産性を高める可能性がある。このような議論は一般にポーター仮説と呼ばれる。ポーター仮説に関する理論・実証研究はおこなわれているものの、様々な見解が提出され、結論に一致性を持たない。

このような背景を踏まえ、本研究では、この仮説を定量的に実証することを目的とし、自動車産業を対象に、排出ガス規制が自動車産業における企業の研究開発にどのように影響を及ぼし、またその生産性に対してどのような影響を与えるかについて、企業のパネルデータを用いて分析する。

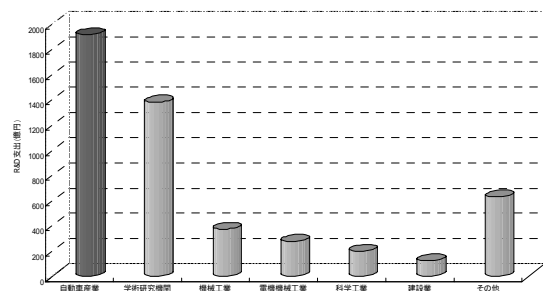
2. 分析対象の現状

2.1 自動車産業の研究開発

本研究の分析対象である自動車産業では、研究開発活動が活発に行われている。「科学技術研究調査」(総務省)によると自動車産業の平成 14 年度の研究開発支出は約 1 兆 6000 万円となっており、全産業の研究開発支出の 14.5% を

占める割合となっている。ちなみに、最も研究開発支出の多い産業は情報通信機械器具産業であり、この産業に次ぐ二番目に自動車産業は位置している。

さて次に、目的別研究費に目を向けてみよう。科学技術基本計画で重点分野とされている 4 分野(ライフサイエンス、情報通信、環境、ナノテクノロジー)の平成 14 年度の研究費は、全産業合計で情報通信が最も多く、次いでライフサイエンス、環境、ナノテクノロジーの順となっている。環境分野への研究費を見てみると約 5000 億円となっており、全産業の研究開発支出の 5% に留まっている。ここで、図 2-1 を見てみよう。図 2-1 は環境分野への研究費を産業別に表したものである。



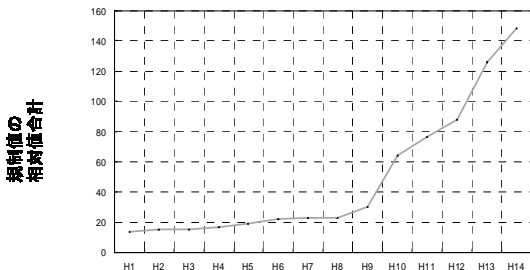
[図 2-1] 環境分野への産業別研究開発支出額

図のように環境分野への研究費は、自動車産業において最も多く、全産業の 40% にも及ぶ。また、自動車産業における研究開発支出の約 12% が環境分野への研究費となっていることから、他の産業に比べ、自動車産業は環境への対策に力を入れているという現状であることが分かる。

2.2 排出ガス規制値の推移

本研究で扱う排出ガス規制の推移について見てみよう。昭和 41 年に自動車排出ガス規制がはじまり、当初は CO 濃度だけが規制された。その後、日本版マスキー法と呼ばれる昭和 53 年規制が実施され、CO に加え、HC、NOx の排出量も規制されるようになった。ここまでの規制の対象は主に

ガソリン乗用車であった。その後、ガソリン乗用車以外のNOx規制が強化されたが、特に昭和60年までに総量規制地域で二酸化窒素の大気環境基準が達成できなかったことから、その主要発生源であるディーゼル車のNOx規制が強化された。また平成9年からはディーゼル車において、今までの3物質に加えPMが規制に加わっている。



[図2-2] 排出ガス規制値の推移

ここで規制値の推移について見てみよう。図2-2は平成元年から平成14年の規制値の推移をグラフに表したものである。実際には、車種別に規制値は設定されているが、ここでは、大まかな傾向を見るために、各車種の平成元年の値を1とし、その車種ごとの相対値をとったものを合計して規制値変数を作っている。このグラフからも分かるように、規制値は年々厳しくなっていると同時に、いままで規制が行われていなかった車種についても規制が行われるようになり、その結果、規制値が大きくなっているといえる。

3. 既往研究

環境規制を定量的に分析している研究に Kerr et al.(2003)、浜本(1997)(1998)がある。Kerr et al(2003)ではアメリカのガソリン中の鉛の濃度に関する規制を環境規制として取り上げ、その環境規制が技術革新に対してどのように影響を与えているかを分析している。主要な結論として、(1)規制の厳しさが増すほどに新たな技術が導入され、(2)経済的手段(許可権市場)は規制的手段と比較して、技術導入に関してより効率性が高いことを明らかにしている。また浜本(1997)ではポーター仮説に着目し、環境規制の代理変数として公害対策費用を用い、日本の製造7業種に関して、産業別データを用いて、環境規制(公害防除投資の増加)が研究開発支出全体を押し上げる機能を持ったことを実証的に明らかにしている。また、浜本(1998)では浜本(1997)と同様に日本の製造7業種に関して分析し、環境規制は生産性上昇率の低下という影響を及ぼすが、この影響は研究開発活動を通じた生産性上昇率の増加により回復しえたことを実証的に明らかにしている。

また、研究開発に関する研究は様々行われており、Goto and Suzuki(1989)、松前(2000)では、業種ごとの研究開発の限界生産性を計測しており、その値は40%前後であるとしている。また業種間の研究開発のスピルオーバー効果の存在を実証し、この効果を考慮することで、限界生産性は低くなるということを示している。

本研究は、次の点で従来の研究を拡張している。第一に、企業の生産性へ環境規制が及ぼす影響を直接的、間接的経路の2つに分解し、規制と生産性との関係をより詳細に分析する。第二に、産業レベルでなく企業レベルのパネルデータを用いて分析を行う。第三に、規制の厳しさを表す変数を、公害防除投資ではなく、実際の規制値を用いて定式化を行う。

4. 規制変数の定式化

本研究では、排出ガス規制の強化が企業の生産性や研究開発投資に及ぼす影響を分析する。実際、車種別、対象物質別に詳細に規制値が設定されている。このため、本研究では、これらの規制値を集計した規制値変数を作成して分析する。本研究の分析で用いる規制変数は次式から求めた。

$$\text{規制の変数 (t期)} = \frac{\text{平成元年のディーゼルトラック・バス軽量車の告示済み規制値を基準に相対化したもの (t期)}}{\text{企業内での各車種の生産シェア (t+1期)}}$$

但し、t期の各車種の規制値はt期に既に告示されているものを用いている。また、規制対象4物質について足し合わせたものを規制の変数としている。ここで、自動車産業の企業を2業種に分類すると組立企業とそれ以外の企業(車体企業、部品企業)に分類される。組立企業とは、トヨタ、日産のような自動車を製品として扱っている企業のことを指す。車体企業、部品企業の各車種への生産寄与度は計測困難なため、組立企業と車体企業、部品企業の関係に着目し規制の変数を作成する。自動車産業には協力会が存在し、組立企業と車体企業、部品企業が結束を強めているという構図がある。その協力会に着目し、車体企業、部品企業がどの組立企業の協力会に所属しているかによって、その組立会社と同じ規制の変数を取ることにした。

5. モデルとデータ

以下では、排出ガス規制が企業のR&Dに及ぼす影響と、規制とR&Dが企業の生産性に及ぼす影響を分析する。

5.1 R&D支出の分析

研究開発支出の決定要因に関する推計式は以下の通りである。

$$RE_{it} = \omega_i + \alpha_1 CF_{it-1} + \alpha_2 DB_{it-1} + \alpha_3 S_{it} + \gamma REG_{it} + u_{it} \quad (5-1-1)$$

但し、REは研究開発支出、CFはキャッシュフロー、DBは負債、Sは売上、REGは規制、 ω_i は定数項をそれぞれ表す。また、 α_k 、 γ はパラメータ、 u_{it} は誤差項である。

ここで、キャッシュフローと負債は企業のファイナンスの状態を表している。研究開発は不確実性が伴うため、資金調達が容易ではないと言われている。つまり、キャッシュフローが大きい企業ほど、また負債が少ない企業ほどR&D支出が多くなると考えられる。また売上は需要の代理変数を表しており、需要が多ければ多いほど研究開発を活発に行うと考えられる。最後に、規制の変数は規制の厳しさを表しているため、そのパラメータが正であることは規制が厳しくなればなるほど研究開発支出を増加させ、研究開発活動を活発に行うということを表している。

5.2 生産性の分析

本研究では生産性の指標としてTFP(全要素生産性)を用い、そのTFPに規制やR&Dがどのような影響を与えるかを分析する。これらを考慮し、本研究で用いる生産関数を定式化すると以下ようになる。

$$Q_{it} = e^{C+\lambda_t+\sigma REG_{it}} K_{it}^\alpha L_{it}^\beta RS_{it}^\gamma \quad (5-2-1)$$

但し、Qは付加価値、Kは資本、Lは労働、RSは研究開発ストック、REGは規制、 λ_t は技術の外部効果、Cは定数項をそれぞれ表す。また、 α 、 β 、 γ はパラメータである。ここで、(5-2-1)の両辺対数を取り、時間微分して整理すると以下ようになる。

$$\frac{\dot{TFP}_{it}}{TFP_{it}} = \lambda_i + \sigma \dot{REG}_{it} + \alpha \frac{\dot{K}_{it}}{K_{it}} + \beta \frac{\dot{L}_{it}}{L_{it}} + \gamma \frac{\dot{RS}_{it}}{RS_{it}} \quad (5-2-2)$$

ここで、生産関数を Cobb-Douglas 型 (+ = 1) であると仮定すると、TFP (全要素生産性) の変化率は以下のように定義される。

$$\frac{\dot{TFP}_{it}}{TFP_{it}} = \frac{\dot{Q}_{it}}{Q_{it}} - \hat{\alpha} \frac{\dot{K}_{it}}{K_{it}} - \hat{\beta} \frac{\dot{L}_{it}}{L_{it}} \quad (5-2-3)$$

したがって、(5-2-2)(5-2-3)より次式が求められる。

$$\frac{\dot{TFP}_{it}}{TFP_{it}} = \lambda_i + \sigma \dot{REG}_{it} + \gamma \frac{\dot{RS}_{it}}{RS_{it}} \quad (5-2-4)$$

実際の分析の手順は、 を求めるために、資本、労働のみの生産関数を推計しパラメータを推定し、その上で(5-2-3)を用いて TFP の変化率を推計する。このように計測された TFP の変化率を被説明変数に用いて(5-2-4)のパネル分析を行う。(5-2-3)を用いて TFP の変化率を計測する際には実際には以下の近似式を用いる。

$$\frac{\dot{TFP}_{it}}{TFP_{it}} = \frac{\dot{Q}_{it}}{Q_{it}} - \hat{\alpha} \frac{\dot{K}_{it}}{K_{it}} - \hat{\beta} \frac{\dot{L}_{it}}{L_{it}} = (\ln Q_{it} - \ln Q_{i,t-1}) - \hat{\alpha} (\ln K_{it} - \ln K_{i,t-1}) - \hat{\beta} (\ln L_{it} - \ln L_{i,t-1}) \quad (5-2-5)$$

また(5-2-4)の最終項のパラメータである は = (Q/ RS) (RS/Q) である。これを研究開発ストックの限界生産性 (= Q/ RS)を用いて(5-1-4)を再度表すと、以下のようになる。

$$\frac{\dot{TFP}_{it}}{TFP_{it}} = \lambda_i + \sigma \dot{REG}_{it} + \rho \frac{\dot{RS}_{it}}{RS_{it}} \quad (5-2-6)$$

このようにして求められた(5-2-6)のパネル分析を行い、環境規制の生産性への直接的影響と研究開発ストックの限界生産性を推計する。但し、研究開発ストック(RS)の変化は、研究開発支出であると、さらに、t 期の研究開発ストックの変化は、研究開発のリードタイム 2 年¹を考慮し、t-2 期の研究開発支出(RE)であると、分析を行う。従って、最終的な推計式は以下ようになる。但し、μ は誤差項である。

$$\frac{\dot{TFP}_{it}}{TFP_{it}} = \lambda_i + \sigma \dot{REG}_{it} + \rho \frac{RE_{it-2}}{Q_{it}} + \mu_{it} \quad (5-2-7)$$

5.3 データセット

本研究で用いるデータは、日経の定める自動車業種に所属する上場企業 75 社の平成 1 年度から平成 14 年度の 14 年分のパネルデータである。企業属性は「日経財務データ」を利用し、規制値は「環境省ホームページ」よりそれぞれ入手した。また、実質化のために、GDP デフレータと民間企業設備デフレータは「国民経済計算年報」(内閣府)、労働時間指数は「毎月勤労統計調査」(厚生労働省)から、また資本と労働からの研究開発分の重複除去に用いたデータは「科学技術研究調査」(総務省)より各々入手した。

各変数の算出方法と、基本統計量を以下に掲載する。

[表 5-1] 変数とデータ

変数名	データ	単位	デフレータ
付加価値	売上高・原材料	百万円	GDPデフレータ
資本	(有形固定資産残高 - 研究開発費 × 自動車産業の研究開発費に占める有形固定資産購入分の割合) × 資本稼働率	百万円	民間企業設備デフレータ
労働	従業員数 × (自動車産業の研究従事者以外が従業員に占める割合) × 労働時間指数	人	-
研究開発支出	開発費及び試験研究費	百万円	民間企業設備デフレータ
キャッシュフロー	経常利益 + 減価償却費 - (法人税 + 株式配当 + 役員賞与)	百万円	GDPデフレータ
負債	負債総額	百万円	GDPデフレータ
売上高	売上高・営業収益	百万円	GDPデフレータ

[表 5-2] 基本統計量

変数名	単位	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
付加価値	百万円	1027	1.30E05	3.61E05	2.09E03	3.44E06
資本	百万円	1039	8.22E04	2.03E05	1.51E03	1.81E06
労働	人	1039	4.58E03	9.70E03	1.36E02	9.09E04
研究開発支出	百万円	1039	3.17E03	2.75E04	0	4.86E05
キャッシュフロー	百万円	1039	1.95E04	6.77E04	-3.42E04	6.99E05
負債	百万円	1039	1.50E05	3.90E05	1.47E03	3.12E06
売上高	百万円	1039	3.79E05	1.12E06	4.06E03	9.52E06
規制	-	1039	6.00	3.76	1.99	12.9

6. 推計結果と考察

6.1 R&D支出関数の推計結果

R&D支出関数の推計では、研究開発支出の決定要因分析を行った。データは平成元年度から平成14年度の14年分のデータを用い、パネルデータを用いたトービット分析を行った。このパネルデータを用いたトービット分析において尤法を用いて推計する場合、fixed effect modelで推計するとパラメータにバイアスが生じることが知られている。このため、ここでは、Random effects modelの結果を推計結果として用いる。また、推計に際しては規模の効果を除去するため、研究開発支出、キャッシュフロー、負債、売上は各々有形固定資産残高で除し、基準化している。推計結果は表6-1の通りである。欠損値が22あるため、サンプル数は1028となっている。

[表 6-1] R&D 支出関数の推計結果

被説明変数: 研究開発支出(Kで基準化)	係数	標準誤差	t値	
キャッシュフロー(Kで基準化)	0.0675	0.0254	2.65	***
負債(Kで基準化)	-0.0131	0.00373	-3.52	***
売上(Kで基準化)	0.00590	0.00182	3.24	***
規制	0.00232	0.000416	5.58	***
規制 × 組立ダミー	0.00906	0.000959	9.45	***
組立ダミー	-0.0199	0.00873	-2.28	**
定数項	-0.0157	0.00906	-1.73	*
Log likelihood	1701.32	Random effects	sample	1028

* 10% **5% ***1% 有意水準

推計結果を考察すると、規制の変数の係数が正となり、1%有意水準で有意である。このことは、規制が厳しくなればなるほど、企業は研究開発を活発に行うようになることを示している。また規制と組立企業ダミーとのクロス項が正となり1%有意水準で有意であることから、規制が厳しくなった場合、組立企業がそれ以外の企業より研究開発支出を底上げするというを表している。このことは、組立企業の方がより包括的に研究開発を行っているために、より規制に対して敏感に反応するというに起因していると考えられる。

ファイナンスを表す、キャッシュフローの係数が正、負債の係数が負となり、それぞれ1%有意水準で有意である。

¹ リードタイムに関しては社団法人日本経済団体連合会の 98 年 9 月に公表した「開発リードタイム及び製品ライフサイクルの短縮化の状況」の調査結果の自動車産業における「開発リードタイム」の長さ 2.3 年を参考にし、本研究ではリードタイムは 2 年と設定する。

このことは、研究開発は不確実性が多く伴い、資金調達が困難であることが考えられるため、資金調達がより容易なほど、研究開発を行いやすいということを表していると考えられる。

需要の代理変数である売上高の係数が正であり、1%有意水準で有意である。このことは、企業は需要が多いほど、研究開発に成功したときのリターンに期待すると考えられる。

規制のR&D支出への影響の分析結果をまとめると、規制が強化されることにより、企業のR&D支出を増加させることが示され、また、組立企業においてより敏感に反応し、R&D支出を増加させることが明らかになった。

6.2 TFP関数の推計結果

TFP関数の推計においては、平成4年度から平成13年度の10年分のデータを用い、パネル分析で、(5-2-7)のパラメータを推計した。ちなみに、TFP計測のためのCobb-Douglas型生産関数の推計結果は資本分配率：0.32、労働分配率：0.68となり、(5-2-5)の対数近似を用いてTFP変化率を計測した。推計結果は表6-2の通りである。パネル分析の結果は、欠損値が22あるため、サンプル数は738となり、Hausman検定の結果、Fixed effectsが採択され、修正済み決定係数は0.160となった。

推計結果を考察すると、研究開発の限界生産性は0.377となり、10%有意水準で有意となっている。このことは、研究開発ストックが1%上昇すると、生産性が0.377%上昇するということを表している。この値は、研究開発の限界生産性を計測したGoto and Suzuki(1989)の結果と非常に近い値を取っている。ただし、既往研究でも述べられているように、研究開発の業種間のスピルオーバー効果を本研究では考慮していないので、限界生産性が過大に推計されている可能性がある。

さらに、説明変数に「研究開発支出/付加価値」と「規制の変化」のクロス項を入れて推計を行った。これは、規制が強化されることによるR&D支出の増加によって生み出される研究開発ストックの限界生産性と、規制以外の要因の変化によるR&D支出の増加によって生み出される研究開発ストックの限界生産性は異なる可能性があるためである。推計結果を見てみると、このクロス項の係数は10%有意水準で有意ではない。つまり、規制が強化されることによるR&D支出の増加によって生み出される研究開発ストックの限界生産性と、規制以外の要因の変化によるR&D支出の増加によって生み出される研究開発ストックの限界生産性は、統計的に有意な差は無いということを示している。

次に規制の変化の係数は正となっているが10%有意水準で有意になっていない。但し、組立企業ダミーと規制の変化のクロス項の係数に関しては、正となり、1%有意水準で有意である。規制の変化に関する項の係数と足し合わせると、規制が厳しくなることにより、組立企業の生産性は高くなるという結果になった。このような結果になった理由として次のことが考えられる。まず、組立企業以外（車体、部品）の企業において、規制が直接的に生産性に与える影響に関しては統計的に有意な結果が得られなかった。すなわち、規制の変化は生産性には直接影響を及ぼさないということである。次に、組立企業においては、規制が厳しくなることにより、生産性が上昇するという結果が得られた。本研究において、他企業からの研究開発のスピルオーバー効果を考慮した分析は行っていないが、組立企業に

関してはその効果が生産性の減少よりも大きいと考えられ、結果として生産性が上昇するという推計結果になった可能性がある。

また、規制の変数を物質ごとに足し合わせるのではなく物質別に分解して変数を作成することでより詳細な分析が可能であると考え、NOx規制とPM規制を取り上げ、R&D支出関数とTFP関数の推計も行った。推計結果はNOx規制が、規制を物質ごとに足し合わせた推計結果を掲載している分析の規制の変数と非常に近い影響を与えていることが示された。またPM規制に関しては、ディーゼル車種でしか規制対象物質になっていない点や規制が告示されたのが平成8年からである点から、規制の強さを表す変数としては不適切な可能性があることが示された。

排出ガス規制の企業の生産性への直接的、間接的経路を通しての影響の分析結果をまとめると、直接的経路での影響においては、組立企業では規制が厳しくなることにより、生産性が上昇し、また組立企業以外の企業においては、統計的に有意な影響を計測することはできなかった。研究開発を通しての間接的経路での影響においては、規制が厳しくなるほど、企業は研究開発を活発に行い、その研究開発が、生産性に対して正の影響を与えるということが明らかになった。

[表 6-2] TFP 関数の推計結果

被説明変数:TFPの変化率	係数	標準誤差	t値
規制の変化	3.82E-03	5.86E-03	0.652
規制の変化×組立ダミー	0.0218	5.96E-03	3.65 ***
(研究開発支出/付加価値)×規制の変化	9.01E-03	0.0108	0.0835
研究開発支出/付加価値	0.371	0.219	1.69 *
組立ダミー	-4.12E-05	0.0136	-3.04E-03
Fixed effects	修正済み決定係数	0.158	Sample 738

* 10% **5% ***1% 有意水準

7. 結論

本研究では排出ガス規制を対象に、規制が自動車産業における企業のR&D支出と生産性にどのように影響を及ぼしているのかを検証した。

結論としては、日本の自動車産業の企業において、排出ガス規制が厳しくなることで、企業はより研究開発を活発に行い、その研究開発は生産性に対して正の影響を与えている。さらに、規制が厳しくなることで、包括的に研究開発を行っている組立企業の方がそれ以外の企業よりも敏感に反応し、研究開発支出を増加させるということが明らかになった。また規制が直接的に生産性に与える影響に関しては、組立企業においては生産性を上昇させるものの、組立企業以外の企業においては、規制は直接的には生産性には影響を及ぼさないということが明らかになった。

【主要な参考文献】

- (1) 浜本光紹(1998)「環境規制と産業の生産性」『経済論叢』第162巻第3号
- (2) 松前龍宜(2000)「研究開発のスピルオーバー効果の計量分析」平成12年度東京工業大学大学院修士論文
- (3) AkiraGoto,KazuyukiSuzuki “R&DCapital,Rate of Return on R&D Investment and Spillover of R&D in Japanese Manufacturing Industries”(1989) The Review of Economics and Statistics,Vol71, No4,555-564