The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	R&Dストック，物的資本ストックの収益率の推移 ：日本の「医薬品」，「電機」の財務諸表データを用いた実証分析
Author(s)	酒井，博司
Citation	大阪大学経済学. 2014, 64(3), p. 17-46
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/57024
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

R&Dストック，物的資本ストックの収益率の推移

― 日本の「医薬品」,「電機」の財務諸表データを用いた実証分析* ―

酒　井　博　司†

要　約

研究開発（R&D）は収益率の高い投資として認識されてきた。しかし，最近のR&D集約型産業には，厳しい業績の企業が散見されている。本稿においては，R&D集約型の2産業（医薬品，電機）を対象に，内生性の問題に対処する「システムGMM」および「Olley and Pakes型を拡張したAckerberg, Caves and Frazer型モデル」を用い，R&Dストックおよび物的資本ストックの収益率の推計を期間別に行った。それによればR&D収益率は両産業ともバブル期においては極めて高い値を示したものの，バブル崩壊後の1991年度以降，医薬品産業においては徐々に低下し，電機産業においては急激に低下した。一方，物的資本の収益率に関しては，医薬品産業ではバブル崩壊後の「失われた10年期」に下落した後，2002年度以降において上昇し，電機産業ではバブル崩壊以降も安定的に推移している。この結果からは，昨今の医薬品，電機の2産業における付加価値成長率の低下の背景には，R&Dストック収益率の低下があることが推察される。

JEL分類：O30，C23，C81

キーワード：R&D，R&Dストックと物的資本の収益率，同時性と生産関数，医薬品，電機

1. はじめに

R&D投資は，企業のイノベーションや生産性の向上にとって不可欠である。ただし，R&D投資が企業の付加価値に影響をもたらすに至るまでにはタイムラグがあり[1]，リスクも高い[2]。

R&D集約型産業である電機等の産業においては，昨今，厳しい業績が続いている。今回，対象とした「医薬品」,「電機」（いずれも日本の上場企業）における実質付加価値の年平均伸び率の推移を期間別（①バブル期（1986-1990年度），②失われた10年期（1991-2001年度），③2002年度以降（2002-2010年度））にみると，「医薬品」ではそれぞれ①4.4%，②5.0%，③0.4%となり，「電機」では，①12.1%，②1.6%，③0.5%，となっている。付加価値が低下傾向にある背景としては各種考えられる

* 本稿の作成に当たり，京都大学経済学研究所の照山博司教授から詳細にわたりご指導，ご助言をいただいた。ここに記して感謝したい。なお，残された誤りは全て著者に帰するものである。

† 大阪大学大学院経済学研究科客員教授。㈱三菱総合研究所政策・経済研究センター主席研究員/チーフエコノミスト。

1 最近の研究では，文部省科学技術政策研究所（2010）や，鈴木（2011）が約3年との結果を得ている。

2 例えば医薬品産業の分析を行ったScherer（2010）は，新薬開発が成功し，市場に受け入れられる確率の低さを指摘した。また，Scherer and Harhoff（2000）は，医薬品産業における収益率の大きな変動の可能性を示している。

が，本稿では特に，「ストックの収益率の変化」に着目し，「R&Dストック収益率」とともに「物的資本ストック収益率」の推計結果から，期間別の変遷を確認する。

Hall, Mairesse, and Mohnen（2010）のサーベイ[3]によれば，多くの先行研究においてR&D収益率は20％を超える高い値をとる[4]ことが指摘されている。ただし，上記のサーベイでは，特に2000年代以降のデータを用いた研究は乏しいため，本稿では一連の関連する先行研究を踏まえ，日本企業のパネルデータを用い「R&Dストック」および「物的資本ストック」の収益率の推移を確認することで，昨今のR&D集約型産業の業績変化の背景を検討することを試みる。

本稿の構成は以下のとおりである。2節においては，「R&D収益率」に関する先行研究を整理する。3節においては，2節において整理，検討した方法を応用し，日本の上場製造業（医薬品，電機）のパネルデータを適用することにより，R&Dストックと物的資本ストックの収益率について期間別の推計を行う。4節においては，結論と今後の方向性につき展望する。

2. R&Dストックおよび物的資本収益率に関する先行研究

R&D収益率測定の基本的な方法としては，R&Dストックを組み込んだ生産関数を用い，収益率を計測するものである。まず，Griliches（1979）やHall and Mairesse（1995）等においても用いられているCobb Douglas型生産関数[5]を想定する。

$$Q_{jt} = AL_{jt}^{\beta_L} K_{P,jt}^{\beta_P} K_{R,jt}^{\beta_R} e^{\varepsilon_{jt}} \qquad (1)$$

ここで，Qは付加価値[6]，Lは労働力，K_Pは物的資本ストック，K_RはR&Dストックであり，β_L，β_P，β_Rはそれぞれのパラメータである。なおεは誤差項である。この式に関し対数を取ると，

$$q_{jt} = a + \beta_L l_{jt} + \beta_P k_{P,jt} + \beta_R k_{R,jt} + \varepsilon_{jt} \qquad (2)$$

となる。

次に，R&Dストックの収益率を$\frac{\partial Q}{\partial K_R}$と定義する。R&Dストックの収益率は，（2）式の推計により得られるR&Dストックの弾力性β_RにQ/K_Rを乗じることにより，得ることができる[7]。

上記の考え方のもと，企業を対象としたR&Dの収益率を計測した先行研究の中で，代表的なものを以下の表1にまとめた。

英独企業の比較を行ったBond, Harhoff, and Van Reenen（2003）は，英独とも1988-96年の200社を超える企業のパネルデータを用い，最小二乗法（OLS）に加え，内生性への対処の観点からBlundell and Bond（1998）等によるシステムGMMによる生産関数の推計を行い，

---

3 Hall, Mairesse, and Mohnen（2010）は1980年代から2009年までの論文をサーベイしているが，それら論文のうち，推計期間が2000年時点を超えている研究は少ない。

4 一方，R&D投資を，経営者の私的便益を追求する非効率なものとするYafeh and Yosha（2003）のような見方もある。

5 Griliches and Mairesse（1984）の指摘によれば，より複雑な関数形であるCES型や，Translog型関数を想定することもできるが，R&Dや物的資本の効果を計測する目的においては，それら関数形を採用しても，差は生じないとしている。

6 なお、アウトプットとして付加価値ではなく売上高を用いる場合もある。ただし、Cueno and Mairesse（1984）は、いずれを用いた場合も計測結果の差は小さいとしており、Doraszelski and Jaumandreu（2013）は売上高よりも付加価値の方が利益の概念に近く、一般的に用いられていると指摘している。

7 なお，R&Dストックの収益率ρを求めるに際し，$\beta_R = (\partial Q/\partial K_R)\cdot(K_R/Q) = \rho\cdot(K_R/Q)$と，$\Delta k_{R,jt} \cong \Delta K_{Rjt}/K_{Rjt}$の近似を用い，$\Delta q_{jt} = \beta_P \Delta k_{P,jt} + \beta_L \Delta l_{jt} + \rho(\Delta K_{R,jt}/Q_{jt}) + \Delta\varepsilon_{jt}$から$\rho$を直接計測する先行研究もある。この点に関しHall, Mairesse, and Mohnen（2010）は，ρとβ_Rに関し，弾力性β_Rの推定値の方がρよりも安定しているとした。企業が事前に想定する期待R&D収益率は，長期均衡の下ではR&Dの資本コストにほぼ等しい安定的なものとみることができる。しかし，実現するR&D投資の成果は不確実性が高く，事後的な収益率は大幅に変動しうる（特に短期において）点が，その理由である。

表 1　R&D収益率に関する主たる先行研究

著者	期間	サンプル	手法	R&D収益率	その他の主たる結果等
Griliches and Mairesse（1984）	1966-1977	米国 77 社 化学,医薬,電機	pooling OLS 固定効果	57%　*	R&Dストックの弾力性は 0.11（FE）
Cuneo and Mairesse（1984）	1972-1977	仏 98 社 RD型産業	pooling OLS 固定効果	51%～57%　*	R&Dストックの弾力性は 0.21（OLS） R&Dストックの弾力性は 0.23（FE）
Griliches（1986）	1967,72,77	米国 386 社	cross section OLS	51%～76%　**	物的資本ストックの弾力性は 0.16～0.29 R&Dストックの弾力性は 0.09～0.17
Jaffe（1986）	1973-1979	米国 432 社	3sls	27%	R&Dストックの弾力性は 0.18
Odagiri and Iwata（1986）	1966-1982	日本 168 社	pooling OLS	20%（1974-82） 17%（1966-73）	産業ダミーを入れると 17%（非有意）（1974-82） 産業ダミーを入れると 11%（非有意）（1966-73）
Goto and Suzuki（1989）	1976-1984	日本 40 社	pooling OLS	平均 40%	収益率ρを直接推計。電機 22%～53%，医薬品 23%～42%，自動車 25%～33%等
Bernstein（1989）	1963-1983	カナダ　9 産業	OLS/Translog	24%～47%	化学 25%，石油製品 40%，電機 38%等
Griliches and Mairesse（1990）	1973-1980	日本 406 社 米国 525 社	pooling OLS	日;20～56% 米:25～41%	収益率ρを直接推計。収益率推計結果の差は産業ダミー，規模制御による
Lichtenberg and Siegel（1991）	1972-1985	米国 2,000 社超	固定効果	13%	収益率ρを直接推計
Hall, Mansfield, and Jaffe（1993）	1964-1990	米国 1,000 社超	pooling OLS 固定効果	22%　*	物的資本ストックの弾力性は 0.37（OLS） R&Dストックの弾力性は 0.03（OLS） 物的資本ストックの弾力性は 0.12（FE） R&Dストックの弾力性は 0.02（FE）
Hall and Mairesse（1995）	1980-1987	仏 197 社	固定効果	22%～34%	収益率ρを直接推計
Harhoff（1998）	1979-1989	独 443 社（製造）	pooling OLS	74%	収益率ρを直接推計
Wakelin（2001）	1988-1996	英国 170 社	pooling OLS	27%	収益率ρを直接推計
Wang and Tsai（2003）	1994-2000	台湾 136 社 電機 43 ,他 93	ランダム効果	23%～25%	ハイテク産業（電機 43 社）では 35% その他は 8%～10%
Bond, Harhoff, and Van Reenen（2003）	1988-1996	独 234 社 英国 239 社	pooling OLS 固定効果 system GMM	独：19% 英：38%	独：物的資本ストックの弾力性は 0.25（sys GMM） 独：R&Dストックの弾力性は 0.08（sys GMM） 英：物的資本ストックの弾力性は 0.32（sys GMM） 英：R&Dストックの弾力性は 0.07（sys GMM）
Griffith, Harrison, and Van Reenen（2006）	1990-2000	英国 188 社	pooling OLS system GMM Olley and Pakes	14% （sys GMM） 9%（OP）	R&Dストックの弾力性は 0.023（sys GMM） R&Dストックの弾力性は 0.014（OP）
Ortega-Argiles et al.（2009）	2000-2005	英国 532 社	ランダム効果	22%　*	物的資本ストックの弾力性は 0.13 R&Dストックの弾力性は 0.10
Rogers（2010）	1989-2000	英国 719 社	pooling OLS Olley and Pakes	33%～58%	物的資本ストックの弾力性は 0.23-0.28（OLS） R&Dストックの弾力性は 0.12-0.16（OLS） 物的資本ストックの弾力性は 0.12-0.21（OP） R&Dストックの弾力性は 0.10-0.13（OP）
Doraszelski and Jaumandreu（2013）	1991-1999	スペイン 1,800 社超	Olley and Pakes型	10%～66%	R&Dス収益率は化学（35%),輸送機器（48%）等 なお，最大は金属（66%),最小は食品（10%） R&Dストックの弾力性は 0.015（平均） 資本ストックの収益率は 7%～31%

注 1：公表の年次順。
注 2：収益率の欄の*，**はいずれも本文中に収益率の記載はない。*印は弾力性と記述統計より著者が計算したもの，**印はHall, Mairesse and Mohnen（2010）において計算された数値である。

それにより得られたR&Dの弾力性から，各国R&D収益率を求めている（英国企業は 38 %，ドイツ企業は 19 %）[8]。また，英国製造業 188 社を対象とし，1990-2000 年のデータを用い

[8] この推計結果はシステムGMMを用いたものである。なお，R&D弾力性は，独企業は 0.079，英国企業は 0.065 である。ただし，RDストック 1 単位当たりの付加価値は，英国企業は独企業の 2 倍以上となっているため，英国企業の収益率が独企業を大きく上回る結果となっている。なお，OLS推計によれば，R&D弾力性は，英国企業は 0.093，独企業は 0.044

表２　先行研究にみる物的資本の収益率

著者	期間	サンプル	手法	物的資本収益率	その他の主たる結果等
Griliches and Mairesse（1984）	1966-1977	米国 scientific: 77 社 other: 56 社	生産関数 pooling OLS 固定効果	scientific: 10% * other: 11%	scientific firms:　化学，医薬品，電機 other firms:　機械，輸送，その他製造 いずれも固定効果の結果
Cuneo and Mairesse（1984）	1972-1977	仏 98 社 scientific firms:	pooling OLS 固定効果	29%（OLS） 28%（FE）*	scientific firms 以外 84 社を併せた計 182 社ベースでは物的資本の収益率と弾力性はそれぞれ 18%，0.24（OLS），28%，0.23（FE） scientific firms:　化学，医薬品，電機
Jaffe（1986）	1973-1979	米国 432 社	3sls	15%	物的資本ストックの弾力性は 0.825
Griliches（1986）	1967,72,77	米国 386 社	cross section OLS	27% *	物的資本ストックの弾力性は 0.29（1977 年）
Bernstein and Nadiri（1988）	1959-1966	米国 35 社	GMM	5%～13%	機械産業 5% 化学 13%
Bernstein（1989）	1963-1983	カナダ　9 産業	OLS/Translog	9%～12%	化学 10%，ゴム・プラスチック 12%，電機 11%等
Brynjolfsson and Hitt（1996）	1987-1991	米国 380 社	OLS	6.3%	情報化関連（IT）ストックの収益率は 81%
Griffith, Harrison, and Van Reenen（2006）	1990-2000	英国 188 社	pooling OLS システム GMM Olley and Pakes	25% （sys GMM） 22%（OP）	物的資本ストックの弾力性は 0.35（sys GMM） 物的資本ストックの弾力性は 0.31（OP）
Ortega-Argiles et al.（2009）	2000-2005	英国 532 社	ランダム効果	2% *	ハイテク産業の物的資本収益率は 0%（OLS），1%（RE） medium tech. 産業の物的資本収益率は 6%（OLS, RE）

注１：公表の年次順。
注２：収益率の欄の＊印はいずれも本文中に収益率の記載はないため，弾力性と記述統計により著者が計算した。

たGriffith, Harrison, and Van Reenen（2006）は，OLSのほか，システムGMM，およびOlley and Pakes（1996）の手法[9]を用い，生産関数からR&Dの弾力性を導出した上で，収益率を得ている[10]。スペイン 1,800 社超の 1990 年代のデータを用いたDoraszelski and Jaumandreu（2013）は，Olley and Pakesの手法を応用し，業種別のR&D収益率（10%～66%）を得ている。また，1990 年代の英国 719 社を対象としたRogers（2010）はOLSおよびOlley and Pakesの方法によりR&D弾力性を求めた上で，R&D収益率を 33 %～58 %（製造業）との数値を得ている。2000 年代のデータ（EUの 532 社を対象）を対象とした研究としては，Ortega-Argiles, Piva, Potters, and Vivarelli（2009）があり，R&Dの弾力性を 0.1（R&D収益率は 22 %と計算される）と推計している。

一方，注７に示すような形で，R&Dストックの収益率ρを直接推計した研究としては，主として以下のものが挙げられる。日本企業 40 社（医薬，電機，自動車等）を対象とし，1976-84 年のデータを用い，OLSにて推計を行ったGoto and Suzuki（1989）は，R&D収益率を全サンプルで 40 %と計測した。また，1980 年代のフランス製造業 197 社を対象としたHall and Mairesse（1995）はR&D収益率を 22 %～34 %程度，同じくドイツ製造業 443 社を対象としたHarhoff（1998）は 74 %と推計し，

であり，収益率はそれぞれ 45 %，13 %と計算される。

9　方法の詳細については【補論 2】を参照。なお，Olley and Pakes（1996）の手法は，ここで紹介したGriffith, Harrison, and Van Reenen（2006），Doraszelski and Jaumandreu（2013）のほか，R&D関連ではないものの，Javorcik（2004），Hijzen, Inui, and Todo（2010）や，「企業活動基本調査」データを用いた若杉ほか（2008），上場企業財務諸表データを用いた小西・西山（2009）等，ミクロデータを用いた生産関数の推計において，幅広く応用されている。

10　具体的には，R&D弾力性にR&D１単位当たりの付加価値（6.25）を乗じることにより，R&D収益率を得ている。

80 年代から 90 年代にかけての英国 170 社を対象としたWakelin（2001）は 27 %との結果を得ている。

上記のように，いずれの研究においても，基本的にはR&Dストックの収益率は正で高いものとなっている[11]。ただし，推計期間や推計方法により，結果にはばらつきがある。

一方，企業を対象として物的資本の収益率を推計した代表的な先行研究は，表 2 のとおりである。対象とする国，企業，期間により差はあるが，0 %～20 %台となっており，R&Dストックの収益率よりは低めの数値となっている。

なお，R&Dストックと物的資本ストックの収益率の比較を目的とした先行研究は少ない。その中で，カナダ企業の分析を行ったBernstein（1989）は，R&Dの収益率は物的資本の収益率の 2.5～4 倍であるとしている。

3.「R&Dストック」および「物的資本ストック」収益率の実証分析—医薬品産業と電機産業—

3-1.「R&Dストック」および「物的資本ストック」収益率推定の考え方

「R&Dストック」および「物的資本ストック」の収益率を推定するにあたり，生産関数を推計し，その係数の推定値を用い，各生産要素の収益率を求める。ここで，（2）式を直接OLSにより推計することは，Marschak and Andrews（1944）等の指摘にあるように問題がある。（2）式右辺の「労働」，「資本ストック」，「R&Dストック」は企業が選択するインプットである。もし企業が，これらインプットの選択時において，ε_{jt}に関する情報を持っているのであれば，その選択はε_{jt}と相関し，OLSによる推定値は内生性バイアスを持つ。

本稿においては，この内生性バイアスを補正する方法として，操作変数法[12]を拡張したダイナミック・パネル分析であるシステムGMMと，制御関数を用いるOlley and Pakes（1996）を応用したAckerberg, Caves, and Frazer（2006）型の方法[13]を用いることにより，R&Dならびに物的資本の弾力性を計測し，それを用いて各生産要素の収益率を求める。ここで 2 つの手法を用いるのは，それぞれに他の方法が持たない長所があり，異なる特徴を持っているためである[14]。前者のシステムGMMに関しては，投資の調整費用を考慮する必要があるような場合も対応が可能な点が挙げられる。後者のOlley and Pakes（1996）やAckerberg, Caves, and Frazer（2006）型の制御関数を用いた手法については，企業の市場からの退出によるセレクション・バイアスを補正することができる点が長所である。また，「生産性」に関する仮定の置き方も両者においては異なる。ここから，Ackerberg, Caves, and Frazer（2006）やGriffith, Harrison, and Van Reenen（2006）は，異なる仮定の複数の方法を使っても整合的な値を得ることができれば，より推計値に関する確度が高まるとして，複数の方法を用い推計を行うことを推奨している[15]。

---

[11] なお，2000 年以降のデータを用いてR&D収益率を計測した研究は極めて乏しいのが実状である。日本のみならず世界のマクロ環境が大きく変化する中，2000 年以降のデータを用いR&Dのパフォーマンスを計測する意義は大きい。

[12] 内生性の問題を解決するには，操作変数法を用いることが一般的である。しかし，小西・西山（2009）は，生産関数の推計において，説明変数のラグ付変数を操作変数として用いても，生産性ショックには正の系列相関があるとみなされるため，通常の操作変数法では内生性の問題の解決にならない可能性が高いことを指摘した。

[13] Ackerberg, Caves, and Frazer（2006）は，Olley and Pakes（1996）の方法からインプットである労働の仮定を変え，多重共線性問題にも対処する形で改善を図っている。

[14] それぞれの手法の特徴の詳細については，3-1（3）でふれる。

[15] 例えば，R&Dの収益率を推計した代表的な先行研究として，Bond, Harhoff, and Van Reenen（2003）は，OLSとシステムGMMを用いており，また，Griffith, Harrison, and Van Reenen（2006）は，Olley and Pakes型とシステムGMMの 2 つの方法により計測を行い，比較している。

(1) システムGMMによる推計

内生性の問題への対処法として，階差式を用いてGMM推定するArellano and Bond（1991）の方法を，さらに水準式も同時にGMM推定する形で拡張するシステムGMM推定がある。システムGMMはArellano and Bond（1991）の方法の弱点に対処[16]していることから，Bun and Windmeijer（2010）の指摘するとおり，数多くのパネルデータ分析において選択されている手法である。

推計においては，先の生産関数（2）式から出発する。そして誤差項ε_{jt}につき，企業特有の固定効果η_j[17]の他，外部からは観測されない系列相関する生産性ショックψ_{jt}，および計測上の誤差m_{jt}に分け，（2）式を以下のように表す。

$$\begin{aligned} q_{jt} &= a + \beta_L l_{jt} + \beta_P k_{P,jt} + \beta_R k_{R,jt} + \varepsilon_{jt} \\ &= a + \beta_L l_{jt} + \beta_P k_{P,jt} + \beta_R k_{R,jt} + \eta_j + \psi_{jt} + m_{jt} \end{aligned} \quad (3)$$

なお，労働l_{jt}，物的資本ストック$k_{P,jt}$，R&Dストック$k_{R,jt}$はη_j，ψ_{jt}のいずれとも相関しうる。それゆえ，説明変数と相関しないよう，誤差項の総体ε_{jt}[18]につき，如何なる仮定を置くかという点が推計上の鍵となる。基本的な仮定としては，①m_{jt}はi.i.d.であり，全てのtにつきl_{jt}，$k_{P,jt}$，$k_{R,jt}$と相関しない。②ψ_{jt}はAR（1）に従い，$\psi_{jt} = \mu\psi_{jt-1} + e_{jt}$と書くことができる。なお，$\psi_{jt}$は全ての$t$につき$l_{jt}$，$k_{P,jt}$，$k_{R,jt}$と相関しうる。しかし，*t-1*期から$t$期にかけてのイノベーションである$e_{jt}$と$t$期以前に選択されたインプットとは相関しない。

次に，（3）式を動学的な形にすると，以下の（4）式が得られる。

$$\begin{aligned} q_{jt} &= \beta_L l_{jt} - \mu\beta_L l_{jt-1} + \beta_P k_{P,jt} - \mu\beta_P k_{P,jt-1} \\ &\quad + \beta_R k_{R,jt} - \mu\beta_R k_{R,jt-1} + \mu q_{jt-1} + a(1-\mu) + \varepsilon_{jt} - \mu\varepsilon_{jt-1} \end{aligned} \quad (4)$$

ここで，$\varepsilon_{jt} - \mu\varepsilon_{jt-1} = \eta_j(1-\mu) + e_{jt} + m_{jt} - \mu m_{jt-1}$である。

（4）式の階差を取ると，以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \Delta q_{jt} &= \beta_L \Delta l_{jt} - \mu\beta_L \Delta l_{jt-1} + \beta_P \Delta k_{P,jt} - \mu\beta_P \Delta k_{P,jt-1} \\ &\quad + \beta_R \Delta k_{R,jt} - \mu\beta_R \Delta k_{R,jt-1} + \mu\Delta q_{jt-1} + \Delta(\varepsilon_{jt} - \mu\varepsilon_{jt-1}) \end{aligned} \quad (5)$$

なお，（5）式の誤差項においては，企業特有の固定効果η_jが消える。

$$\Delta(\varepsilon_{jt} - \mu\varepsilon_{jt-1}) = e_{jt} - e_{jt-1} + (m_{jt} - \mu m_{jt-1}) - (m_{jt-1} - \mu m_{jt-2}) \quad (6)$$

ここでe_{jt}とe_{jt-1}については，*t-1*期以前のインプットの選択とは相関せず，m_{jt}は全てのインプットと相関しないことから，パラメータを推計する上でのモーメント条件を以下のように構築することができる。

$$E\left[\Delta(\varepsilon_{jt} - \mu\varepsilon_{jt-1}) \middle| \{l_{j\tau}, k_{P,j\tau}, k_{R,j\tau}\}_{\tau=1}^{t-2}\right] = 0 \quad (7)$$

（5）の階差式を推計するにあたり，（7）式から操作変数を得て推定する方法がArellano and Bond（1991）によるダイナミック・パネルデータ推定である。ただし，μが1に近い場合は操作変数が弱くなる問題がある。この課題に関し，Blundell and Bond（1998）は，操作変数を拡張することにより対処する方法を示した。（4）式においては，$\mathrm{cov}(q_{jt-1}, \eta_j) \neq 0$であるが，階差を取った（5）式では，$\Delta q_{jt-1}$は企業個別の効果である$\eta_j$に依存しない。それゆえ，（4）式の$\varepsilon_{jt} - \mu\varepsilon_{jt-1}$に関しては，$\Delta q_{jt-1}$と以下のモーメ

---

[16] Arellano and Bond（1991）の方法では，，被説明変数の自己回帰係数が1に近い場合，弱い操作変数の問題が生じる場合がある。Blundell and Bond（1998）はモンテカルロ実験により，Arellano and Bond（1991）の階差式のみを用いた推定と比較し，システムGMMではより有効な推定量が得られることを示した。なお，システムGMMを用いてR&D収益率を推計した先行研究としては，Bond, Harhoff, and Van Reenen（2003），Griffith, Harrison, Van Reenen（2006），Rogers（2010）等がある。

[17] 企業特有の効果についてはl_{jt}，$k_{P,jt}$，$k_{R,jt}$と相関しうる。Rogers（2010）は，企業特有の効果をもたらす要素として「経営者の経営能力」を挙げている。

[18] Olley and Pakes型の方法では，第一段階の推計を経ることにより，（企業内のみから観測できる）ω_{jt}を計算できる。一方，Blundell and Bond等のシステムGMMでは，ω_{jt}を個別に計算することはできないが，誤差の総体ε_{jt}を扱うことができる。

ント条件が成り立つ。

$$E\left[\Delta q_{j\tau-1}\left(\varepsilon_{jt}-\mu\varepsilon_{jt-1}\right)\right]=0 \qquad (8)$$

そのため，レベル式である（4）式を推計するに際しては，$\Delta q_{j\tau-1}$の系列$\left(\Delta q_{j2},\Delta q_{j3},..,\Delta q_{j,\tau-1}\right)$が操作変数として有効となる。そして（4）のレベル式と（5）の階差式を同時に推定するのが，システムGMM推定である[19]。本稿においては，このシステムGMMにより，各生産要素のパラメータ（β_L,β_P,β_R）を得て[20]，β_P,β_Rにそれぞれの「ストックあたり付加価値」を乗じることにより「物的資本ストック」および「R&Dストック」の収益率を導出する。

（2）Ackerberg, Caves, and Frazer（ACF）型（Olley and Pakes型モデルの拡張）

Olley and Pakes（1996）は，生産関数の推計にあたり，①「生産性とインプット需要の相関から生じる同時性の問題」と，②「観測されない生産性」と「市場からの退出行動」の相関（生産性の高い企業ほど生存確率が高く，標本に出現しやすい）から生じるサンプルセレクションの問題，の２点に留意する必要があるとして，それらに同時に対応する手法を提案した。

なお，Olley and Pakes 型の推計の課題の一つとして挙げられるのが，労働を当期において柔軟に調整される可変的な生産要素とみなし，「ダイナミックなインプットではない」と仮定している点がある。ここで，「ダイナミックなインプットではない」とは，今期において選択された労働が，来期以降の労働コストや利潤に影響を及ぼさない，という意味である。しかし，Ackerberg, Benkard, Berry, and Pakes（2007）が指摘するように，「雇用や解雇のための費用の存在が企業の意思決定に影響を及ぼす」，「雇用契約が長期にわたる」，「労働者の訓練に時間がかかる」等の場合は，労働をダイナミックなインプット（今期の労働の選択が来期以降にも影響を及ぼす）とみなすことが適切である。また，多重共線性の可能性についても，対処されるべきOlley and Pakes型モデルの課題である。この問題意識の下，Ackerberg, Caves, and Frazer（2006）は，労働をダイナミックなインプットとみなす形で，Olley and Pakes型モデルの拡張を行った[21]。

本稿では，Griffith, Harrison, and Van Reenen（2006）やRogers（2010）を参考に，生産要素として「R&Dストック」も付加することに加え，Ackerberg, Caves, and Frazer（2006）のモデルを参考に労働をダイナミックなインプットとみなす形で，Olley and Pakes型モデルの拡張を試みる。

まず，生産要素としてR&Dストックも考慮に入れたCobb Douglas型生産関数を想定する（（1）式）。なお，ここでK_P，K_Rは状態変数である一方，内生的に決定されるインプットである労働Lはt期に柔軟に調整されるインプットとみる。この式に関し対数を取ると，（2）式を得ることができる。

Olley and Pakes（1996）では，企業がインプットを選択するに際し，当該企業によってのみ観測され外部からは観測されない生産性の存在が，同時性が生じる原因であると考える。外部からは観測されない生産性ショックを考慮に

[19] その観点から，Arellano and Bond（1991）のダイナミック・パネル推定は，Blundell and Bond（1998）の特殊ケースとみなすことができる。

[20] なお，（4）式，（5）式によるシステムGMMから各生産要素のパラメータ（β_L,β_P,β_R）を得るにあたり，Blundell and Bond（2000）等において使われている最小距離法（minimum distance estimator method）を適用している。

[21] Olley and Pakes（1996）のモデル（【補論2】参照）では，「労働」の係数を識別する第一段階の推計において，労働l_{jt}と，$k_{P,jt},k_{R,jt}$の関数であるノンパラメトリック関数ϕ_{jt}の間に多重共線性の問題が懸念されるが，Ackerberg, Caves, and Frazer（2006）は，「労働」をダイナミックとみなし，第一段階の推計では「労働」の係数を識別せず，「労働」をノンパラメトリック関数に入れることにより，多重共線性問題への対応を図っている。

入れずにOLSによる生産関数の推計を行うと，推計値にはバイアスが生じる。さらに，生産性は企業の生存確率とも相関する。そこでOlley and Pakes（1996）は，外部からは観測されない生産性の影響を，「資本ストック」や「投資」，「生存確率」により制御することにより，生産関数インプットの係数を得ている。

ここで，Olley and Pakes（1996）は，生産関数（2）式の誤差項ε_{it}につき以下の２つの要素からなるとの仮定を置く。

① １次のマルコフ過程に従う，企業内の意思決定者には観測されるが，外部からは観測されない生産性ショックω_{jt}.

② 外部のみならず内部からも観測，予測されないショックν_{jt}.

期初の状態変数はω_{jt}，$k_{P,jt}$，$k_{R,jt}$であり，今期の投資と労働投入はω_{jt}の観測の後に決定される。そのため，企業の労働投入は部分的にω_{jt}に依存する。よって，OLSで（2）を推定した場合，推定値は内生性バイアスを持つ。

$\varepsilon_{jt}=\omega_{jt}+\nu_{jt}$とすると，（2）式は

$$q_{jt}=a+\beta_L l_{jt}+\beta_P k_{P,jt}+\beta_R k_{R,jt}+\omega_{jt}+\nu_{jt} \quad (9)$$

となる。

なお，物的資本ストックK_Pは，投資をi_jとして，以下（4）式のように蓄積される（t期に行われる投資は，$t+1$期に資本ストックとして具現化する）。

$$K_{P,jt+1}=(1-\delta_P)K_{P,jt}+i_{jt} \quad (10)$$

次に，生産性ショックω_{jt}を，生産関数の枠外にある「投資水準」の決定と結び付けることにより内生性の問題を処理する。Olley and Pakes型の推計では，投資i_{jt}は物的資本ストック，R&Dストックと，１次のマルコフ過程に従う確率変数である生産性ショックω_{jt}により決まる[22]と想定しているが，さらに退出が起こらないと仮定すれば，以下の様に表すことができる[23]。

$$i_{jt}=i(k_{P,jt},k_{R,jt},\omega_{jt}) \quad (11)$$

ただし本稿では，Olley and Pakes（1996）とは異なり，労働をダイナミックなインプットとみなし，t期における労働の選択が生産関数の要素である$t+1$期のストックにも影響を与えるとみる。それゆえ投資関数はAckerberg, Caves, and Frazer（2006）に倣い，物的資本ストック，R&Dストックと，１次のマルコフ過程に従う生産性ショックω_{jt}に加え，労働l_{jt}も含むと想定する。

$$i_{jt}=i(k_{P,jt},k_{R,jt},l_{jt},\omega_{jt}) \quad (12)$$

ここで内生性の問題を処理するにあたり，内部のみから観測される生産性ショックω_{jt}を，生産関数の枠外にあり，外部からも観測可能な「投資水準」の決定と結び付けることにより操作を行う。その際，「i_{jt}とω_{jt}との間に厳密な単調増加の関係」があり，「ω_{jt}が投資関数において唯一の観測されない変数」であることを仮定し，投資関数（12）の逆関数をとる。

---

[22] ω_{jt}は企業の意思決定における状態変数であり，インプット需要に影響を与える。１次のマルコフ過程に従うω_{jt}と投資の関係については，t期の生産性ω_{jt}の上昇は，$t+1$期の生産性ω_{jt+1}の上昇につながり，それを見越してt期の投資（$t+1$期の資本ストックとなる）増となる。一方，ストック化されるまでに３年程度を要するとされるR&D投資（フロー）については，ω_{jt}との間に「厳密な単調増加の関係」は想定できない（Rogers（2010）等）。

[23] Olley and Pakes型の方法は，企業の動学的最適化問題の構造を積極的に利用した推定方法である。企業はベルマン方程式により記述される将来利潤の期待割引現在価値を最大化するよう，行動を選択する。企業が市場から退出せず存続する（即ち会社の売却価値よりも将来利潤の期待割引現在価値が高い）場合は，投資が状態変数（生産性およびストック）のみに依存するマルコフ完全均衡の形で投資需要関数（（11），（12）式）が得られる。そして，この投資関数の逆関数から示唆される生産性（（13）式）をコントロール関数として用いることにより内生性バイアスを補正する方法がOlley and Pakes型（およびその拡張系であるACFも含む）の推計方法である。

$$\omega_{jt} = \tilde{\omega}_{jt}\left(i_{jt}, k_{P,jt}, k_{R,jt}, l_{jt}\right) \tag{13}$$

これを（9）式に入れると，

$$q_{jt} = \phi_{jt}\left(i_{jt}, k_{P,jt}, k_{R,jt}, l_{jt}\right) + \nu_{jt} \tag{14}$$

ここで，

$$\begin{aligned}&\phi_{jt}\left(i_{jt}, k_{P,jt}, k_{R,jt}, l_{jt}\right)\\ &= a + \beta_L l_{jt} + \beta_P k_{P,jt} + \beta_R k_{R,jt} + \tilde{\omega}_{jt}\left(i_{jt}, k_{P,jt}, k_{R,jt}, l_{jt}\right)\end{aligned} \tag{15}$$

である。定義によりν_{jt}は，$i_{jt}, k_{P,jt}, k_{R,jt}, l_{jt}$とは相関していない。

（14）式は，以下の（16）式の形をとる。この（16）式を第一段階として推計を行う。

$$\begin{aligned}q_{it} &= \phi_{jt}\left(i_{jt}, k_{P,jt}, k_{R,jt}, l_{jt}\right) + \nu_{jt}\\ &= a + \beta_L l_{jt} + \beta_P k_{P,jt} + \beta_R k_{R,jt} + \tilde{\omega}_{jt}\left(i_{jt}, k_{P,jt}, k_{R,jt}, l_{jt}\right) + \nu_{jt}\end{aligned} \tag{16}$$

その際，$\tilde{\omega}_{jt}$の関数形として，本稿では3次多項式により近似をおこなった[24]。それゆえ，（16）式は具体的に以下の（17）式により推計される。

$$\begin{aligned}&q_{it}\\ &= \phi_{jt}\left(i_{jt}, k_{P,jt}, k_{R,jt}, l_{jt}\right) + \nu_{jt}\\ &= a + \beta_L l_{jt} + \beta_P k_{P,jt} + \beta_R k_{R,jt} + \tilde{\omega}_{jt}\left(i_{jt}, k_{P,jt}, k_{R,jt}, l_{jt}\right) + \nu_{jt}\\ &= a + \sigma_L l_{jt} + \sigma_P k_{P,jt} + \sigma_R k_{R,jt} + \gamma_I i_{jt}\\ &+ \gamma_{IP} i_{jt} k_{P,jt} + \gamma_{IR} i_{jt} k_{R,jt} + \gamma_{IL} i_{jt} l_{jt}\\ &+ \gamma_{PR} k_{P,jt} k_{R,jt} + \gamma_{PL} k_{P,jt} l_{jt} + \gamma_{RL} k_{R,jt} l_{jt}\\ &+ \gamma_{II} i_{jt}^2 + \gamma_{PP} k_{P,jt}^2 + \gamma_{RR} k_{R,jt}^2 + \gamma_{LL} l_{jt}^2\\ &+ \gamma_{IPR} i_{jt} k_{P,jt} k_{R,jt} + \gamma_{IPL} i_{jt} k_{P,jt} l_{jt} + \gamma_{IRL} i_{jt} k_{R,jt} l_{jt} + \gamma_{LPR} k_{P,jt} k_{R,jt} l_{jt}\\ &+ \gamma_{IPP} i_{jt} k_{P,jt}^2 + \gamma_{IIP} i_{jt}^2 k_{P,jt} + \gamma_{IRR} i_{jt} k_{R,jt}^2 + \gamma_{IIR} i_{jt}^2 k_{R,jt}\\ &+ \gamma_{RPP} k_{R,jt} k_{P,jt}^2 + \gamma_{PRR} k_{P,jt} k_{R,jt}^2 + \gamma_{ILL} i_{jt} l_{jt}^2 + \gamma_{IIL} i_{jt}^2 l_{jt} + \gamma_{LRR} l_{jt} k_{R,jt}^2\\ &+ \gamma_{LLR} l_{jt}^2 k_{R,jt} + \gamma_{LPP} l_{jt} k_{P,jt}^2 + \gamma_{LLP} l_{jt}^2 k_{P,jt}\\ &+ \gamma_{III} i_{jt}^3 + \gamma_{PPP} k_{P,jt}^3 + \gamma_{RRR} k_{R,jt}^3 + \gamma_{LLL} l_{jt}^3 + \nu_{jt}\end{aligned} \tag{17}$$

なお，（17）式の第一段階の推計ではβ_P，β_Rのみならず，Olley and Pakes（1996）においては識別されるβ_Lについても識別することができない。なぜなら（17）式では，$\tilde{\omega}_{jt}$の関数にもl_{jt}が含まれるため，労働および各資本ストックが「生産性」に与える効果と，「付加価値」に与える効果を分離することができないためである。ただし，ここからϕ_{jt}は推計することができる。β_L，β_P，β_Rの一致推定量を得るには，第一段階の（17）式から推計した$\hat{\phi}_{jt}$に加え，生存確率の推計が必要となる。そのために，以下の第二段階以降の推計を行う。

第二段階の推計にあたり，まずサンプルセレクションを考慮に入れない場合の方法を記述し，後にそれを考慮に入れた方法について記す。まず，t期の生産性の項を，t-1期の情報J_{jt-1}により期待されていた部分と，それ以外の予期されていなかった部分ξ_{jt}に分離する。なお，t期のξ_{jt}は，t期の状態変数$k_{P,jt}, k_{R,jt}$とは無相関である。ω_{jt}の条件付き期待値の関数を$g(\cdot)$とすると，以下の（18）式の形となる。

$$\begin{aligned}\omega_{jt} &= E\left[\omega_{jt} \mid J_{jt-1}\right] + \xi_{jt}\\ &= E\left[\omega_{jt} \mid \omega_{jt-1}\right] + \xi_{jt}\\ &= g\left(\omega_{jt-1}\right) + \xi_{jt}\\ &= g\left(\hat{\phi}_{jt-1} - a - \beta_L l_{jt-1} - \beta_P k_{P,jt-1} - \beta_R k_{R,jt-1}\right) + \xi_{jt}\end{aligned} \tag{18}$$

ここで2番目の等式は，生産性ω_{jt}が1次のマルコフ過程に従うとの仮定[25]により，ξ_{jt}はJ_{jt-1}とは相関しておらず，t-1期とt期の間のイノベーションと考えることができる。また3番目の等式部分では生産性の期待部分をノンパラメトリック関数gで置き換えており，4番目の等式は（15）式を用いている。

次に，（17）式から得られる推計値$\hat{\phi}_{jt-1}$と（18）式を使うと，以下の（19）式が得られる。

[24] Olley and Pakes（1996）は4次元多項式を用いているが，3次元多項式としても結果に差がないとしている。

[25] ω_{jt}が時間を通じて一定であれば，固定効果モデルによりバイアスを取り除くことができるが，Olley and Pakes型では，1次のマルコフ過程に従い，系列相関を持ちつつ時間とともに変化するという，より一般的な状況を想定している。

$$
\begin{aligned}
q_{jt} &= a+\beta_L l_{jt}+\beta_P k_{P,jt}+\beta_R k_{R,jt}+\omega_{jt}+\nu_{jt} \\
&= a+\beta_L l_{jt}+\beta_P k_{P,jt}+\beta_R k_{R,jt}+g\left(\omega_{jt-1}\right)+\xi_{jt}+\nu_{jt} \\
&= a+\beta_L l_{jt}+\beta_P k_{P,jt}+\beta_R k_{R,jt} \\
&\quad +g\left(\hat{\phi}_{jt-1}-a-\beta_L l_{jt-1}-\beta_P k_{P,jt-1}-\beta_R k_{R,jt-1}\right)+\xi_{jt}+\nu_{jt}
\end{aligned} \tag{19}
$$

なお，$\xi_{jt}+\nu_{jt}$は$k_{P,jt}$，$k_{R,jt}$とは無相関であるが，労働l_{jt}は期間内の生産性の変化分であるξ_{jt}と相関し得る。そのため（19）式を推計するにあたり，Ackerberg, Caves, and Frazer（2006）はt期のl_{jt}の操作変数としてt-1期の労働l_{jt-1}を用いることを提案しており，本稿でもそれを踏襲する。

ここで（19）式を非線形最小二乗法で推定することにより，各資本ストック（l, k_Pおよびk_R）の係数値であるβ_L，β_P，β_Rの一致推定量を推計することが可能となる。

なお，ω_{jt}に関する条件付き期待値$E\left[\omega_{jt}\mid\omega_{jt-1}\right]$を修正することにより，サンプルセレクションバイアスの問題にも対処することができる[26]。そこで，第二段階の推計においては，サンプルセレクションバイアスを制御するため，生存確率を推計する。企業jは，生産性の水準を，ある閾値（$\overline{\omega}_{jt}$）と比較した上で，市場に留まり操業を続けるか，市場から退出するかを決定する。なお，企業jのt期における閾値$\overline{\omega}_{jt}$は状態変数である労働，物的資本ストックおよびR&Dストックに依存し，退出ルールは以下のように記述できる。

$$
\chi_{jt}=\begin{cases}1 & \text{if } \omega_{jt}\geq\overline{\omega}_{jt}\left(k_{P,jt},k_{R,jt},l_{jt}\right), \\ 0 & \text{otherwise,}\end{cases} \tag{20}
$$

企業jのt期における生存確率は，以下のように与えられる。ここでJ_{jt-1}は，t-1期の情報である。

$$
\begin{aligned}
&\Pr\left\{\chi_{jt}=1\middle|\overline{\omega}_{jt}\left(k_{P,jt},k_{R,jt},l_{jt}\right),J_{jt-1}\right\} \\
&=\Pr\left\{\omega_{jt}\geq\overline{\omega}_{jt}\left(k_{P,jt},k_{R,jt},l_{jt}\right)\middle|\overline{\omega}_{jt}\left(k_{P,jt},k_{R,jt},l_{jt}\right),\omega_{jt-1}\right\} \\
&=f\left\{\overline{\omega}_{jt}\left(k_{P,jt},k_{R,jt},l_{jt}\right),\omega_{jt-1}\right\} \\
&=f\left(i_{jt-1},k_{P,jt-1},k_{R,jt-1},l_{jt-1}\right)\equiv P_{jt}
\end{aligned} \tag{21}
$$

ここで3番目の等式は，（13）式による。

第二段階では，（21）式を用い企業jのt期における生存確率P_{jt}をi_{jt-1}，l_{jt-1}，$k_{P,jt-1}$，$k_{R,jt-1}$の多項式によるプロビットモデルにより推計し，ここから得られる推計値を$\hat{P}_{jt}$とする。サンプルセレクションを考慮に入れ，サンプルから得られる情報を用いると，（18）式でみたω_{jt}に関する条件付き期待値は以下のように変化する。ここからは前期の生産性ショックω_{jt-1}と閾値$\overline{\omega}_{jt}$が分かればバイアスを除去することができる。

$$
\begin{aligned}
\omega_{jt} &= E\left[\omega_{jt}\mid J_{jt-1},\chi_{jt}=1\right]+\xi_{jt} \\
&= E\left[\omega_{jt}\mid J_{jt-1},\omega_{jt}\geq\overline{\omega}_{jt}\left(k_{P,jt},k_{R,jt},l_{jt}\right)\right]+\xi_{jt} \\
&= \int_{\overline{\omega}_{jt}}^{\infty}\omega_{jt}\frac{p\left(\omega_{jt}\mid\omega_{jt-1}\right)d\omega_{jt}}{\int_{\overline{\omega}_{jt}}^{\infty}p\left(\omega_{jt}\mid\omega_{jt-1}\right)d\omega_{jt}}+\xi_{jt} \\
&= g\left(\omega_{jt-1},\overline{\omega}_{jt}\left(k_{P,jt},k_{R,jt},l_{jt}\right)\right)+\xi_{jt}
\end{aligned} \tag{22}
$$

なお，ここで閾値である$\overline{\omega}_{jt}$は直接観測することはできないが，（21）式を用いるとω_{jt-1}とP_{jt}（推計値$\hat{P}_{jt}$）の関数で表すことができる。

$$
\overline{\omega}_{jt}\left(k_{P,jt},k_{R,jt},l_{jt}\right)=h\left(\omega_{jt-1},P_{jt}\right) \tag{23}
$$

この時，（22）式のω_{jt}の条件付き期待値の関数$g(\cdot)$は，（15）式，（23）式およびϕ_{jt-1}, P_{jt}の推計値$\hat{P}_{jt}$を用いると以下のようになる[27]。

[26] Olley and Pakes（1996）は，企業の観測されない生産性ショックω_{jt}が，企業が市場から退出する意思決定と相関しうることから，セレクション・バイアスの問題が発生するとした。なお，同じ生産性ショックでも，大規模企業ほど市場から退出する可能性は低い。その場合，観測されるサンプルに含まれる企業は，規模が大きいほど平均的に低い生産性ショックを受けている可能性がある。

[27] なお，第一段階の推計式（(16)，(17)）では，セレクションの問題は発生しない。なぜなら，(16)，(17) 式のν_{jt}は，企業が退出の意思決定を行う際には，観測も予測もされないためである。一方，第三

$$
\begin{aligned}
E\left[\omega_{jt} \mid J_{jt-1}, \chi_{it}=1\right] &= g\left(\omega_{jt-1}, \bar{\omega}_{jt}\left(k_{P,jt}, k_{R,jt}, l_{jt}\right)\right) \\
&= g\left(\omega_{jt-1}, h\left(\omega_{jt-1}, P_{jt}\right)\right) \qquad (24) \\
&= g\left(\hat{\phi}_{jt-1} - a - \beta_L l_{jt-1} - \beta_P k_{P,jt-1} - \beta_R k_{R,jt-1}, \hat{P}_{jt}\right)
\end{aligned}
$$

次に第三段階の推計では，サンプルセレクション問題に対処する形で（24）式を用い$\hat{P}_{jt}$を入れる形で（19）式を書き換える。

$$
\begin{aligned}
q_{jt} &= a + \beta_L l_{jt} + \beta_P k_{P,jt} + \beta_R k_{R,jt} + g\left(\omega_{jt-1}\right) + \xi_{jt} + \nu_{jt} \\
&= a + \beta_L l_{jt} + \beta_P k_{P,jt} + \beta_R k_{R,jt} \qquad (25) \\
&\quad + g\left(\hat{\phi}_{jt-1} - a - \beta_L l_{jt-1} - \beta_P k_{P,jt-1} - \beta_R k_{R,jt-1}, \hat{P}_{jt}\right) + \xi_{jt} + \nu_{jt}
\end{aligned}
$$

なお、関数gについては、ω_{jt-1}と$\hat{P}_{jt}$の３次多項式により近似する。具体的な推計式は，以下の（26）式となる。この（26）式を非線形最小二乗法で推定することにより，労働と各資本ストック（k_Pとk_R）の係数値であるβ_L，β_P，β_Rの一致推定量を得る。

$$
\begin{aligned}
q_{jt} &= a + \beta_L l_{jt} + \beta_P k_{P,jt} + \beta_R k_{R,jt} \\
&\quad + \Big\{ \mu_w \left(\hat{\phi}_{jt-1} - a - \beta_L l_{jt} - \beta_P k_{P,jt-1} - \beta_R k_{R,jt-1}\right) + \mu_p \hat{P}_{jt} \\
&\quad + \mu_{ww} \left(\hat{\phi}_{jt-1} - a - \beta_L l_{jt} - \beta_P k_{P,jt-1} - \beta_R k_{R,jt-1}\right)^2 + \mu_{pp} \hat{P}_{jt}^2 \\
&\quad + \mu_{wp} \left(\hat{\phi}_{jt-1} - a - \beta_L l_{jt} - \beta_P k_{P,jt-1} - \beta_R k_{R,jt-1}\right) \hat{P}_{jt} \qquad (26) \\
&\quad + \mu_{www} \left(\hat{\phi}_{jt-1} - a - \beta_L l_{jt} - \beta_P k_{P,jt-1} - \beta_R k_{R,jt-1}\right)^3 + \mu_{ppp} \hat{P}_{jt}^3 \\
&\quad + \mu_{wwp} \left(\hat{\phi}_{jt-1} - a - \beta_L l_{jt} - \beta_P k_{P,jt-1} - \beta_R k_{R,jt-1}\right)^2 \hat{P}_{jt} \\
&\quad + \mu_{wpp} \left(\hat{\phi}_{jt-1} - a - \beta_L l_{jt} - \beta_P k_{P,jt-1} - \beta_R k_{R,jt-1}\right) \hat{P}_{jt}^2 \Big\} + \xi_{jt} + \nu_{jt}
\end{aligned}
$$

以上より，まず（17）式から得た$\hat{\phi}_{jt}$を用い，（26）式の推計によりβ_L，β_P，β_Rを推計する。そしてβ_P，β_Rに各資本当たりの付加価値を乗じることで，R&Dストックおよび物的資本の収益率を求めることができる。

段階の推計式（(25)，(26)）にはω_{jt}の構成要素であるξ_{jt}（$\omega_{jt} = g\left(\omega_{jt-1}\right) + \xi_{jt}$）も含まれており，それについては退出の意思決定にも影響を与える。

(3) 各推計方法の比較と留意点

Griffith, Harrison and Van Reenen（2006）の指摘にあるように，システムGMM とOlley and Pakes型から派生した手法は，問題意識は類似しているが，仮定が異なり，それぞれに特徴がある。それゆえ，異なる方法を用い推計を行うことには意義がある。

① システムGMM

Olley and Pakes型との比較の観点からシステムGMMの特徴をみると，以下の３点を挙げることができる。一点目は，Griffith, Harrison, and Van Reenen（2006）が指摘するように，システムGMMは企業個別の固定効果η_jの存在を考慮に入れることができる[28]ことである。二点目は，Olley and Pakes型等の方法における「投資関数と生産性の厳密な単調性の関係」や，「唯一の観測されない要因である生産性ショックが一つのスカラー量ω_{jt}に集約される」という仮定が不要な点である。三点目としては，システムGMMでは調整費用を考慮に入れることができる点を挙げられる。各企業の最適な投資量の変化は，企業ごと，生産要素ごとに異なる調整費用により影響を受ける。調整費用が無視できない場合，投資量の変化は過去の生産性ショックやインプットの影響を受ける。Bond and Soderbom（2005） やEberhardt and Helmers（2010）が指摘するように，今期の投資量の変化は過去の情報により予想することができ，階差式の操作変数として過去のインプットを用いるシステムGMMが正当化される。

一方，システムGMMの留意事項としては，

[28] Olley and Pakes型の手法においてη_jを考慮に入れないことによる推定値の潜在的なバイアスを減じるため，Eberhardt and Helmers（2010）は産業別の推計を行うことにより，産業間の生産性の差異を回避することを提案した。ただし，Bun and Windmeijer（2010）は，企業特有の効果η_jの分散が生産性ショックψ_{jt}より相対的に大きい場合は，操作変数が弱くなり，システムGMMによる推定値に問題が生じる可能性を指摘している。

以下の３点を指摘することができる。一点目としては，システムGMMの推計を行うにあたり，誤差項に系列相関がないことが求められることである。その条件が満たされない場合，一致推定量を得ることはできず，有限サンプルの下では有効な推定値が得られない可能性がある。その点を検定するのが，Arellano and Bond testであり，AR（2）の統計量が有意ではない（系列相関が無い）ことが示されねばならない[29]。二点目としては，「弱い操作変数」の可能性である。階差式（5）を用いるArellano and Bond（1991）の方法において，μが１に近い場合は操作変数が弱くなる問題があった。そこで水準式（4）も同時に推定するシステムGMMにより，Blundell and Bond（1998）は解決を試みた。しかし，Bun and Windmeijer（2010）や早川（2008）の指摘によれば，個体効果の誤差項の分散が相対的に大きい場合[30]，システムGMMも「弱い操作変数」の問題は免れないとしている。三点目としては，Branstetter（2000）の指摘にあるように，小規模なパネルデータの場合，システムGMMのパフォーマンスが悪化する点を指摘することができる。

② ACF型（Olley and Pakes型の拡張形）

システムGMMとの比較の観点からACF型（およびOlley and Pakes型）の生産関数を用いる手法の特徴をみると，以下の２点を挙げることができる。一点目は，同時性の問題のみならず，サンプルセレクションの問題についても対処できる点である。企業jはt期に生産性ショックω_{jt}を観測し，それが一定水準（$\overline{\omega}_{jt}$：閾値）を下回る場合は，市場から退出する意思決定を行う。それゆえ，外部からは観測できるのは，ω_{jt}が$\overline{\omega}_{jt}$を上回り，存続している企業のデータに限定される。なお，ストック規模の大きな企業ほど$\overline{\omega}_{jt}$が低く，規模が小さな企業の$\overline{\omega}_{jt}$は高いとすれば，観察できるデータに反映されるω_{jt}の分布には偏りがある。よって，ω_{jt}に関する条件付き期待値を，サンプルセレクションを考慮に入れ$E\left[\omega_{jt} \mid \omega_{jt-1}\right]$ではなく，$E\left[\omega_{jt} \mid \omega_{jt-1}, \chi_{it}=1\right]$とした上で，パラメータを推定することが望ましい。二点目としては，ACF/OP型の方法は，観測されない生産性ω_{jt}に関し，企業のダイナミックな最適投資行動を背景とした，より構造的なモデルを持っていることが挙げられる。また，その点とも関連し，ω_{jt}は１次のマルコフ過程であれば$\omega_{jt}=\rho\omega_{jt-1}^{3}+\xi_{jt}$のような非線形の場合でも扱うことができるという柔軟性がある。

一方，ACF型（およびOlley and Pakes型）の懸念材料としては，主として投資関数の制約の強さに起因する，以下の３点を指摘することができる。第一に，t期の投資関数（(11)，(12）等）において，企業外部から観測されない唯一の要素である生産性ショックが，一つのスカラー量ω_{jt}に集約されると仮定されている点が挙げられる。例えば，Bond and Soderbom（2005）が指摘するように，投資の調整費用を考える必要がある場合[31]は，t期以前のωも投資関数に反映される必要がある。ただし，その場合は，（12）式の逆関数から（13）式を求めることはできない。第二点目としては，使えるデータに多くの欠損値が出る可能性がある点を

[29] １階階差の下では自己相関AR（1）に関して帰無仮説を棄却されず（相関あり），２階階差の下では自己相関AR（2）に関し帰無仮説は棄却される（相関がない）ことを確認する。１階階差の場合，t期目の階差とt-1期目の階差には共通してt-1期の誤差項が内包されるため相関がみられる可能性がある。そこで２階階差を用い，t期の誤差項とt-1期の誤差項との間における系列相関の有無を確認する。さらに，操作変数の適切性を判断するため，Sargan検定により，操作変数が誤差項と相関していないことを棄却できないことも示される必要がある。なお，後述の推計結果をみると，一つの推計（表５の1991-2001年度の推計）を除き，この条件は満たされている。

[30] （3）式の表記を使えば，$\sigma_{\eta}^{2}/\sigma_{\psi}^{2}$が大きい場合である。

[31] 資本の調整に摩擦があるような場合は，資本は瞬時に最適化されず，投資の動態が緩慢になる。

指摘できる[32]。(13) 式を導くに際し (12) 式の逆関数を用いるが，そのためには，投資iが正でなければならず，それ以外のデータは取り除く必要がある。三点目としては，コントロール関数は資金制約の問題を捉えられない点が挙げられる。企業がもし資金制約に直面しているとすれば，Bernanke and Gertler (1989)，Kiyotaki and Moore (1997)，Hubbard (1998) 等の指摘にもあるとおり，投資はキャッシュフロー等にも依存する[33]。その点を考慮に入れない場合は，(13) 式のコントロール関数は真の生産性ショックの一部しかとらえることができない。

なお，Olley and Pakes (1996) では上記の他に，「労働l_{jt}を，t期における選択が$t+1$期以降の労働コストや利潤に影響を及ぼさないという意味で，ダイナミックなインプットではない」としている点と，「第一段階の推計における多重共線性の懸念」の２点が課題として考えられる。ただし，この２点については，本稿 3-1 (2) において，Ackerberg, Caves, and Frazer (2006) の方法を応用し，Olley and Pakes 型モデルを拡張することにより対応することができる。

[32] この点に対する対応として，Levinsohn and Petrin (2003) は，投資の代わりに，欠損値の生じる可能性の低い「原材料投入」や「仕入高」を用いる方法を提示した。ただし，Levinsohn and Petrin (2003) の方法は，Ackerberg, Benkard, Berry, and Pakes (2007) の指摘にあるように，ともに可変的な生産要素である「労働」投入と，「原材料」投入に影響を与える要因は重なるとみなされることから，多重共線性の問題が生じやすい欠点がある。また，若林ほか (2008) は，「原材料投入」や「仕入高」といった代理指標の選択により結果が大きく変動するとの理由で，Levinsohn and Petrin の方法を採用せず，Olley and Pakes 型の推計を行っている。

[33] なお，物的資本投資のみならず，R&D 投資に関しても，Himmelberg and Petersen (1994) は米国製造業における R&D とキャッシュフローの正の有意な関係を示し，Brown, Fazzari, and Petersen (2009) や，Brown and Petersen (2009) は，米国において内部資金および株式市場からの資金調達が，企業の R&D 投資にとって極めて重要であることを示した。また，Brown, Martinsson, and Petersen (2012) は，欧州企業においても資金制約の問題が R&D 投資に影響を与えていることを示している。

3-2. 変数とデータ

(1) 変数の検討

本推計において用いる外生変数については，基本的に以下の考え方により，数値を作成する。

① Q

付加価値Qについては，「付加価値＝営業利益+減価償却費+人件費・労務費（含役員報酬）」の算式に基づき，各企業の財務諸表から計算を行った[34]。なお，実質化に際しては，製造業部門別産出物価指数（日本銀行）を用いている。

② K_P

物的資本ストックK_Pについては，以下に示すような恒久棚卸法により系列を作成した。

$$K_{P,t} = (1-\delta_C)K_{P,t-1} + I_{t-1} \tag{27}$$

ここでIは物的資本投資であり，はδ_Cは物的資本ストックの減耗率である。なお，「物的資本投資」については，財務省「法人企業統計」の方法に倣い，「物的資本投資＝有形固定資産（土地を除く）増減額＋ソフトウェア増減額＋減価償却費」として，各企業の財務諸表より計算した。実質化に際しては，国民経済計算の投資財デフレータを用いた（中山 (1999) 等）。物的資本ストックの減耗率δ_Cについては，Hayashi and Inoue (1991) による品目ごとの減耗率を，財務諸表における有形固定資産の内訳によりウェイト付けすることにより求めた。なお，Hayashi and Inoue (1991) による，品目ごとの減耗率は以下の表３のとおりである。

[34] ここで用いる算式は，「中小企業新事業活動促進法」で用いられている定義式である。なお，その他の付加価値の定義としては日本銀行の「主要企業経営分析」で用いられているもの（当期純利益+人件費+金融費用+賃借料+租税公課+減価償却費）など複数の方法があるが，本稿では欠損値をなるべく少なくする観点から，上記の方法を採用している。

表 3　品目ごとの減耗率

建物及び建物付属設備	4.70%
構築物	5.64%
機械及び装置	9.49%
船舶，車両及び工具	14.70%
工具及び器具・備品	8.84%

資料：Hayashi and Inoue（1991）

また，物的資本ストックの初期値については，Hayashi and Inoue（1991）のように，一時点の有形固定資産をベンチマークとし（ここでは 1970 年度，1970 年度の数値が取れない場合は，それに最も近い時点）としている。

③　L

財務諸表より得た各企業の従業員数を以てLとした。

④　K_R

R&DストックK_Rについても，物的資本ストックK_Pと同様，恒久棚卸法により系列を作成した。

$$K_{R,t} = (1-\delta_R)K_{R,t-1} + R_{t-3} \tag{28}$$

ここでRはR&D支出（フロー）であり，はδ_RはR&Dストックの減耗率である。Rについては，財務諸表より取得した「開発費・試験研究費」を用いた。実質化に際しては，製造業部門別投入・産出物価指数（日本銀行）の投入物価指数を用いた。なお，R&Dストックの減耗率δ_Rについては，酒井（2013）により計測された値（「医薬品」: 19.3 %，「電機」: 27.8 %）を用いている[35]。また，R&Dストックの初期値設定に際しては，Goto and Suzuki（1989），Hall and Mairesse（1995）等において慣例的に用いられている方法を参考に以下のように考える。Rが成長率gで推移し，R&D支出の平均タイムラグを 3 年[36] とすれば，初期値$K_{R,3}$は，

$$K_{R,3} = R_0 + (1-\delta)R_{-1} + (1-\delta)^2 R_{-2} + \ldots = R_0 \sum_{s=0}^{\infty}\left[\frac{1-\delta}{1+g}\right]^s = \frac{R_1}{g+\delta} \tag{29}$$

となる。ここでgは，対象企業の「開発費・試験研究費」計の 2010 年度までの平均成長率とした。

(2) データ

NEEDS-FinancialQUESTより，各産業に属する上場企業の財務諸表データを取得した。なお，推計年次は 1986 年度～2010 年度であり，企業数はそれぞれ以下のとおりである。ただし，推計期間，推計方法により対象となる企業数は異なる。

・　医薬品：　58 社
・　電機　：278 社

本推計において用いる，上記（2）①～④の変数は，上記の各企業の財務諸表から得られるデータにより作成している。

3-3. R&Dストックおよび物的資本ストック収益率の推計結果

上記，3-1.の（1），（2）で示した 2 つの方法による推計を期間別（「1986 年-1990 年（バブル期），1991 年-2001 年（失われた 10 年）」，「2002 年-2010 年」の 3 期間）に，医薬品，電機産業を対象に行った。推計結果は以下のとおりである。

(1) システムGMMによる推計結果

①　医薬品

表 4 はシステムGMMによる推計結果を示し

[35] 酒井（2013）では，複数の方法により減耗率を推計しているが，本稿ではその中の「R&Dと物的資本の限界市場価値一致条件」による減耗率の推計結果を用いた。

[36] R&D支出のタイムラグとしては，文部科学省科学技術政策研究所（2010）や鈴木（2011），酒井（2013）は，いずれも 3 年程度と見ており，本稿でも 3 年と設定している。なお，具体的には，文部科学省科学技術政策研究所（2010）は，研究開発投資のタイムラグ（研究開発終了後市場に導入されるまでの期間に研究開発期間の 1/2 を加えたもの）を 41.4 ヶ月（3.5 年）とし，鈴木（2011）は研究開発プロジェクトを開始してから利用開始に至るまでのラグの中央値を 33 ヶ月（2.8 年）としている。

表 4　システムGMMによる物的資本ストックとR&Dストックの収益率の推移（医薬品）

	1986-90 年度			1991 − 2001 年度			2002-2010 年度		
	係数	z値		係数	z値		係数	z値	
lnL	-1.314	-12.11	***	0.591	6.50	***	0.624	9.64	***
lnL (-1)	1.244	17.38	***	-0.106	-1.29		-0.223	-2.78	***
lnKp	0.115	6.00	***	-0.043	-0.74		0.151	3.14	***
lnKp (-1)	-0.157	-7.37	***	-0.105	-4.43	***	-0.074	-1.11	
lnKr	0.224	6.30	***	0.215	1.04		0.091	1.03	
lnKr (-1)	0.109	2.90	***	-0.171	-1.45		-0.057	-0.54	
lnQ (-1)	0.502	25.16	***	0.731	13.19	***	0.638	9.76	***
Sargan	1.000			1.000			1.000		
Arellano Bond AR（1）p値	0.188			0.019			0.001		
Arellano Bond AR（2）p値	0.119			0.531			0.618		
β_L	0.230	4.02	***	0.579	7.59	***	0.624	10.58	***
β_P	0.253	18.79	***	0.053	0.99		0.141	3.65	***
β_R	0.263	92.76	***	0.207	6.46	***	0.137	15.56	***
μ	0.283	25.51	***	0.643	20.05	***	0.593	15.90	***
物的資本ストック収益率	24.8%			5.2%			18.7%		
R&Dストック収益率	28.3%			16.2%			8.3%		
企業数	38			48			44		
観測数	184			495			341		

注 1：上段の推定値は（4），（5）を係数制約なしに推計した結果。下段の推定値は最小距離法を適用して（4），（5）のパラメータを得たもの。
注 2：Sarganは過剰識別検定。操作変数が誤差項と相関していないことが棄却できず，操作変数が適切であることをテストする。Arellano and Bond testからは階差を取った誤差項に 2 次の系列相関が無いことを確認する。
注 3：*** は 1%水準で有意，** は 5%水準で有意，* は 10%水準で有意。

ている。Sargan検定の結果は，全ての期間において操作変数が誤差項と相関していないことが棄却できず，Arellano and Bond testのAR（2）の結果は 2 次の系列相関が無いことが示されており，システムGMMを行う条件は満たされている。

結果をみると，バブル期においては資本収益率（24.8%），R&D収益率（28.3%）ともに高い。失われた 10 年期においては，資本収益率の大幅な落ち込み（5.2%）に比べると，R&D収益率（16.2%）は下落したものの，まだ高い水準にある。しかし，2002 年度以降は，資本収益率はバブル期並みに上昇した（18.7%）一方，R&D収益率は低下した（8.3%）[37]。

なお，対象企業の「付加価値」成長率の推移（期間ごと年率平均）をみると，バブル期においては 4.4 %と高く，失われた 10 年期においても 5.0 %と高い伸びを維持した。しかし，景気回復の兆しが見え始めた 2002 年度以降においては，0.4 %と大きく低下している。特に 2002 年度以降における付加価値成長率の大幅な低下については，物的資本ストックの収益率が高いことからは，「R&D」ストックの収益率の低下が関連していると思われる。

[37] この背景としては，Scherer（2010）の指摘にあるように，新薬開発の低い成功確率が，近年さらに低下している可能性が推察される。

表５　システムGMMによる物的資本ストックとR&Dストックの収益率の推移（電機）

	1986-90年度			1991 − 2001年度			2002-2010年度		
	係数	z値		係数	z値		係数	z値	
lnL	0.605	26.45	***	0.423	71.23	***	0.597	44.67	***
lnL (-1)	-0.138	-6.11	***	0.080	15.54	***	-0.085	-10.02	***
lnKp	0.030	1.81	*	-0.180	-54.03	***	0.241	40.42	***
lnKp (-1)	0.107	6.73	***	-0.049	-10.75	***	-0.170	-36.87	***
lnKr	0.099	24.34	***	0.028	11.13	***	-0.019	-9.85	***
lnKr (-1)	0.022	4.42	***	-0.054	-20.55	***	0.024	11.81	***
lnQ (-1)	0.434	45.84	***	0.691	218.64	***	0.524	133.79	***
Sargan	0.015			1.000			1.000		
Arellano Bond AR（1）p値	0.000			0.000			0.000		
Arellano Bond AR（2）p値	0.488			0.001			0.439		
β_L	0.550	38.87	***	0.402	112.70	***	0.615	72.39	***
β_P	0.159	25.44	***	0.205	50.10	***	0.219	42.61	***
β_R	0.136	58.55	***	0.056	187.65	***	-0.038	96.83	***
μ	0.426	50.61	***	0.659	255.14	***	0.529	149.37	***
物的資本ストック収益率	8.3%			10.0%			10.9%		
R&Dストック収益率	31.4%			8.1%			-4.5%		
企業数	148			216			233		
観測数	635			1,959			1,810		

注１：上段の推定値は（4），（5）を係数制約なしに推計した結果。下段の推定値は最小距離法を適用して（4），（5）のパラメータを得たもの。
注２：Sarganは過剰識別検定。操作変数が誤差項と相関していないことが棄却できず，操作変数が適切であることをテストする。Arellano and Bond testからは階差を取った誤差項に２次の系列相関が無いことを確認する。
注３：***は1%水準で有意，**は5%水準で有意，*は10%水準で有意。

表６　ACF型推計による物的資本ストックとR&Dストックの収益率の推移（医薬品）

	1986-90年度			1991 − 2001年度			2002-2010年度		
	係数	t値		係数	t値		係数	t値	
lnL	0.390	1.51		0.525	2.30	**	0.824	4.47	***
lnKp	0.160	1.30		0.072	0.57		0.114	0.97	
lnKr	0.215	2.97	***	0.328	2.51	**	0.125	1.48	
物的資本ストック収益率	14.2%			6.6%			12.3%		
R&Dストック収益率	23.8%			26.0%			7.9%		
企業数	35			45			44		
観測数	159			381			236		

注１：各収益率は，各係数に資本ストックあたり付加価値，R&Dストックあたり付加価値を乗じて算出する。
注２：***は１％水準で有意，**は５％水準で有意，*は10％水準で有意。

②　電機

表５はシステムGMMによる推計結果を示している。Sargan検定の結果は，バブル期を除けば操作変数が誤差項と相関していないことが棄却できず，Arellano and Bond testのAR（2）の結果は，失われた10年期を除き誤差項に２次の系列相関が無いことが示されており，システムGMMを行う条件はほぼ満たされているとみ

表７　ACF型推計による物的資本ストックとR&Dストックの収益率の推移（電機）

	1986-90 年度			1991-2001 年度			2002-2010 年度		
	係数	t値		係数	t値		係数	t値	
lnL	0.750	10.72	***	0.845	13.70	***	0.864	14.28	***
lnKp	0.134	2.86	***	0.138	2.93	**	0.212	4.97	***
lnKr	0.064	3.52	***	0.038	2.04	**	-0.018	-0.89	
物的資本ストック収益率	6.1%			6.0%			9.8%		
R&Dストック収益率	16.4%			5.6%			-2.4%		
企業数	147			208			208		
観測数	597			1,595			1,257		

注１：各収益率は，各係数に資本ストックあたり付加価値，R&Dストックあたり付加価値を乗じて算出する。
注２：***は１％水準で有意，**は５％水準で有意，*は10％水準で有意。

ることができる。バブル期においては，資本収益率（8.3%）よりもR&D収益率（31.4%）が圧倒的に高く，失われた10年期においては，資本収益率は10.0%であるに対し，R&D収益率は8.1％と低下した。2002年度以降は，資本収益率は若干増加（10.9%）したものの，R&D収益率については-4.5％と，収益率がマイナスに転じている。

なお，対象企業につき，「付加価値」成長率の推移（期間ごと年率平均）をみると，バブル期においては12.1％と高かったものの，失われた10年期においては1.6%と，大きく成長率は落ち込んだ。さらにその後の2002年度以降も付加価値成長率は低下し続け，平均で0.5％にまで下落している。失われた10年期以降における，付加価値成長率の大幅な低下傾向については，物的資本ストックの収益率が安定的であることを鑑みると，「R&D」ストックの収益率の大幅な低下が一つの要因と考えられる。

(2) ACF型（Olley and Pakes型モデルの拡張形）の推計結果

① 医薬品

バブル期においては，資本収益率（14.2%）は高く，R&D収益率（23.8%）も高い。失われた10年期においては，資本収益率が落ち込んだものの（6.6%），R&D収益率（26.0%）は高い水準を維持した。2002年度以降は，資本収益率は上昇した（12.3%）一方，R&D収益率は大きく低下した（7.9%）（以上表６参照）。先にみたシステムGMMによる推計結果と比較すると，各ストックの期間別収益率の推移は，ほぼ同様の傾向にあるとみることができる。

② 電機

バブル期においては，資本収益率（6.1%）よりもR&D収益率（16.4%）が高く，失われた10年期においては，資本収益率は6.0%と横ばいであったのに対し，R&D収益率は5.6%と大きく低下した。2002年度以降は，資本収益率はやや上昇（9.8%）したものの，R&D収益率については-2.4％と，収益率がマイナスに転じている（以上表７参照）。電機においても，各ストックの期間別収益率の推移は先にみたシステムGMMによる推計結果とほぼ同様の傾向にあるとみることができる。

4. 結論と今後の課題

本稿では，財務諸表データを用い，まず，日本の医薬品，電機産業におけるR&Dストックおよび物的資本ストックの収益率の計測を期間

別に行った。その結果をみると，R&Dストックの収益率に関しては，医薬品，電機とも先行研究と同様[38]，1990年度まではいずれも高い値となっている。しかし，「失われた10年期」に入る1991年度以降，R&Dストック収益率は低下傾向となり[39]，2002年度以降は医薬品においては一桁台，電機においてはマイナスにまで落ち込んでいる。一方，物的資本ストックの収益率に関しては，「医薬品」と「電機」の傾向はやや異なる。医薬品では，「バブル期」の物的資本収益率は10％～20％程度と非常に高く，「失われた10年期」では一転して一桁台まで落ち込んだ。しかし2002年度以降は，再度10％を超えるまで上昇している。一方，電機の物的資本収益率は比較的安定しており，むしろ「バブル期」以降にわずかながら上昇した[40]。

なお，各期における付加価値平均成長率をみると，医薬品では2002年度以降に，電機では失われた10年期（1991年度）以降に大きく落ち込んでおり，いずれの場合もR&Dストックの収益率低下が背景にあることが考えられる。この結果は，日本企業は研究開発に根差した高い技術力を持つものの，近年では，その高い技術力を事業や収益に結び付けることができていない，という経済産業省（2013）の指摘とも合致する[41]。

それでは，R&Dストックの収益率低下をもたした要因は何か。「R&Dを取り巻く外部環境の変化」と，企業の「R&D戦略」の2点を，主たる要因として考えることができる。

一点目の「R&Dを取り巻く外部環境の変化」としては，まず，「R&D投資に求められる成果の短期化」が挙げられる。延岡（2010）が指摘するように，市場競争が厳しさを増す中で，企業への短期的な業績に対するステークホルダーの要求が高まり，それに伴いR&Dにおいても短期的な成果を求める傾向が強まっている。さらに，昨今では市場のニーズも目まぐるしく変化している。例えば「電機」産業について経済産業省の2012年12月時点の調査（経済産業省（2013））をみると，製品寿命3年以下との回答比率は10年前の43.8%から現在の72.6%へと大幅に上昇した。R&Dにより開発者利益を得ることのできる期間の短期化は，長期的な視野のもと，R&D投資に基づいた知識ストックを作りこみ，育てていくことを困難とし，結果として収益率が低下している可能性が考えられる[42]。また，「外部環境の変化」の観点からは，資金制約の問題も重要となってきている。新たな企業や事業の参入・退出といった新陳代謝の促進は，生産性の向上にとって不可欠である[43]。そして，新陳代謝は，資金調達手段により左右される。Ang and Madsen（2012）は，資金制約下では能力がある企業でも新事業に参入できないとして，資金調達の仕組みの発達度とイノベーションの強い関連性を指摘した。またVenturini（2012a）も，企業が資金調達を行

[38] なお，表1に示したとおり，2000年以降のデータを用いてR&Dストックの収益率を推計した研究は数少ない。

[39] Branstetter and Nakamura（2003）は，日本企業のR&D投資の特許取得率の変化で計測した「R&D生産性」の成長率は「電機」を除き，90年代に低下したことを提示している。本稿の結果は，「電機」においても90年代に低下している点でBranstetter and Nakamura（2003）と異なっている。

[40] ただし，今回の物的資本収益率の推計結果は，先行研究（表2）で得られている数値からは大きく乖離していない。

[41] この点については，日本全体としてもIMD（2014）において示されるとおり，「R&D等からなる”科学インフラ”の評価は極めて高いものの，それが日本の”競争力”にはつながっていない」，との結果にも通じる。また，研究開発の収益環境の悪化は，企業の研究開発インセンティブをそぐ方向に働く点が危惧される。

[42] Branstetter and Nakamura（2003）は，この点に関連し，日本の大企業が持つ基礎研究に焦点をあてた研究所では，市場ニーズの変化に機動的に対応することができないという点を指摘しており，短期的な対応が難しいことが示唆される。

[43] 内閣府（2013）は，日本の開業率・廃業率が，アメリカに比べてかなり低く新陳代謝が活発でないことから，日本の製造業は「企業の成長と衰退」というダイナミズムが失われていると指摘している。

う際に「株式市場」や「ベンチャーキャピタル」を利用できるか，という点が，イノベーション能力の差につながっているとしている。バブル崩壊以降，R&Dを通じて新たな事業を開拓する方向に資金が円滑に流れなかった[44]ことが，イノベーションを滞らせた可能性も考えられる。さらに「外部環境変化」の要因としては，所有構造の問題がある。機関投資家による企業の所有がイノベーションを促進するとしたAghion, Van Reenen, and Zingales（2013）に照らし合わせれば，機関投資家保有比率の長期的な変化がイノベーションの停滞と関連している可能性が考えられる。

二点目の「R&D戦略」の問題に関しては，まず，1990年代以降の日本企業の閉鎖的なR&D戦略が，R&Dストックの収益率の低下をもたらした可能性を指摘することができる。榊原・辻本（2004）は，90年代において日本企業の国際的な戦略技術提携件数が減少したデータを示し（欧米企業では増加），オープンな技術戦略が世界的に活発化するなか，日本企業はむしろ逆に研究開発を基盤とする技術戦略の閉鎖性を高めていったと指摘する。また，Venturini（2012a）による，R&Dの応用分野が広がるなか，R&Dの活用が次第に困難化している，との指摘も重要であろう。それによれば，イノベーションの過程において，R&Dストックを背景に持つ「技術」は使い尽くされていく。それに伴い，R&Dを通じて新たな「技術」を構築していくことは困難になる。そのため，特にR&Dの質的な面における戦略的な対応が必要となる[45]。これらの点に関しては，外部からのスピルオーバーをうまく取り込んでいく工夫が必要であろう。Jaffe（1986, 1988）やBranstetter（2001）の指摘によれば，領域が近い分野においてR&D投資が活発化すると，スピルオーバーを通じた正の外部性が見出される[46]。またBranstetter and Sakakibara（2002）は，研究コンソーシアムにおけるスピルオーバー効果の高さを指摘した。さらにBranstetter and Nakamura（2003）は，日本企業のR&D生産性の上昇が80年代と比較して90年代に鈍化したことを受け，日本企業が米国企業等を含め技術提携を行い知識の流れを作り，スピルオーバーを取り込むことが必要と説いている[47]。また，「R&D戦略」の観点では，組織の問題も重要である。R&Dを通じて独自性の高い技術や商品を開発できたとしても，それを持続的なものとする（短期のうちに模倣されない）には，企業が固有に持つR&Dストック等の資源のみならず，それを活用する能力やプロセスによる補完

[44] たとえばBarlevy（2007）は，R&Dが景気循環と順相関の関係にあることを示し，Ouyang（2011），Aghion et al.（2012），Brown, Martinsson, and Petersen（2012）は資金制約や資金調達が，企業のR&D投資に大きな影響を与えることを示している。

[45] R&Dの量的側面も重要であるが，R&Dに「規模の経済性」を認めないJones（1995）の指摘にも留意する必要がある。Jones（1995）は，R&Dに関する規模の経済性を予測するGrossman and Helpman（1991），Aghion and Howitt（1992），Romer（1990）等の内生的成長モデルに対し，時系列データ上支持されないことを示した。それを受け，Zachariadis（2003）やVenturini（2012a, 2012b）は，単なる量ではなく，R&D強度（R&D支出対産出比等，R&D支出を相対的に評価するもの）の観点が重要であるとした。例えばVenturini（2012a）は，ハイテク産業における生産分野の広がりはR&D強度を低下させ，新たなアイデアの生成に負の影響をもたらす可能性を指摘している。

[46] R&D投資の量的な面を確認すると，「医薬品」，「電機」における実質R&D支出の平均伸び率の推移を期間別（①バブル期（1986-1990年度），②失われた10年期（1991-2001年度），③2002年度以降）にみると，「医薬品」では①12.1%，②6.5%，③6.4%，「電機」では，①19.5%，②5.8%，③5.4%，と，いずれも伸び率は失われた10年期以降，低下傾向となっていることが分かる。ここからは，両産業ともR&D投資が低迷し，産業内におけるR&Dストック形成が滞るなか，R&Dの正の外部性が発揮されにくくなってきている可能性が考えられる。

[47] 中村・浅川（2006）は，特に製薬・バイオ産業においては，専門ナレッジが大学，研究機関，大手企業，ベンチャー企業などに分散し，自社のみで主要ナレッジを自給自足する「R&Dの自前主義」が不可能になってきていると指摘する。それゆえ，外部との機動的な連携や提携により，外部性を活かすことができることが，R&D投資の成果を上げるために必要と考えられる。

表８　全要素生産性の期間別平均伸び率（年率換算）推移と変動係数

		1986-90 年度	1991-2001 年度	2002-2010 年度
医薬品	平均伸び率	3.4%	4.9%	1.8%
	変動係数	72.7%	79.5%	87.8%
電機	平均伸び率	9.4%	4.1%	1.3%
	変動係数	58.4%	84.7%	69.0%

注：期間別推移は各期間平均伸び率（年率換算）。変動係数は標準偏差/平均値。

が重要である。延岡（2008）は，企業が過去から蓄積してきたノウハウや暗黙知等の「組織能力」[48]を企業が持つ有形無形の資産と組み合わせることが必要であるとした。しかし，市場および競争環境が急速に変化し，R&Dに求められる成果の短期化が進むなか，経験の積み重ねが求められる「ノウハウ」や「暗黙知」は適切に蓄積されなくなり，R&Dストックを補完すべき「組織能力」が低下していることが想定される[49]。

以上からは，昨今のR&D収益率が低下している背景には，環境が激変するなか，戦略的な対応が十分にはできていないことが示唆される。「R&D資金を円滑に調達できる仕組み」や，「注力すべきR&D投資分野の機動的な設定と集中的な投資」，「外部の研究成果を機動的に活用するR&D連携」といった，環境変化に応じ柔軟にR&Dを遂行できるメニューを整備していくことが重要である。

R&Dストックの収益率低下[50]をもたらす要因としては，上記のとおり複数考えることができる。特にR&D投資の量的な側面や，質的な変化に関しては，企業の資金制約や資金調達の問題，および大口株主等のステークホルダーの影響，といった観点からの分析が可能であろう。また，R&Dのスピルオーバーに関する分析も考えられる。これらの分析により，R&D収益率の低下要因を明らかにしていくことは，今後に残された課題である。

【補論 1】全要素生産性の推移

本文において推計した，システムGMMによる計測結果を用い，全要素生産性を導出する。なお，全要素生産性（TFP）は以下のように計算することができる[51]。

例えば，R&Dを生産要素に入れた生産関数が本文（1）式の形をとるとする。

$$Q_{it} = AL_{it}^{\beta_L} K_{P,it}^{\beta_P} K_{R,it}^{\beta_R} e^{\varepsilon_{it}} \qquad (1)（再掲）$$

この式の対数を取り，労働寄与分と物的資本ストック寄与分を除いたものをTFPとする。

[48] 「組織能力」の中身として延岡（2008）は，「過去から蓄積してきたノウハウ」，「試行錯誤の経験から得た暗黙知」，「長期間にわたり洗練され続けた組織プロセス」，およびそれらにより改良が積み重ねられた「設備や機器」等を挙げている。それに加え，ノウハウや暗黙知等が蓄積される「人材」も「組織能力」の構成要素として考えることができるであろう。

[49] さらに延岡（2008）は，顧客視点からは，数字で表される機能やスペックによる「機能的価値」だけではなく，優れた商品コンセプトによる「意味的価値」の重要性が高まってきていると指摘する。そして現在では，「組織能力」の積み重ねによる「意味的価値」の創出に大きな問題があるとした。この指摘は，機能的価値が主として求められる「医薬品」より，意味的価値も重視される「電機」のR&D収益率の方が著しく低下していることと関連している可能性が考えられる。

[50] R&Dストックの収益率の低下は，全要素生産性の停滞とも関連している。この点については【補論 1】参照。

[51] Goto and Suzuki（1989）は，R&Dストックも考慮に入れたコブダグラス型生産関数を用い，（a1）式の形で全要素生産性を求めている。そして全要素生産性を被説明変数，R&Dストックの伸び率を説明変数とした推計も行っている。

$$\ln\left(TFP_{it}\right) = q_{it} - \beta_L l_{it} - \beta_P k_{P,it} \qquad \text{(a1)}$$

ここでβ_Lおよびβ_Pについては，本文のシステムGMMにより推計された数値（3-1.(1)）を用いる。結果を以下の表8に示す。「医薬品」では，バブル期に3.4%であった全要素生産性の平均伸び率は，失われた10年期に4.9％と上昇する。それが2002年度以降は1.8％にまで下落している。一方「電機」においては，バブル期に9.4%と極めて高い伸び率を示した後，失われた10年期には4.1％にまで落ち込み，2002年度以降はさらに1.3％にまで下落している[52]。一方，標準偏差を平均値で除した変動係数の推移からは，全要素生産性の伸びが低下する中で企業ごとの分散は失われた10年期以降高めの値で推移していることが分かる（以上表8参照）。

Goto and Suzuki (1989) によれば，R&Dストックは全要素生産性を規定する要因でもある。そこからは，昨今の全要素生産性の低迷の背景にも，R&Dストックの収益率低下をもたらす「外部環境変化」への対応の遅れや「R&D戦略」の不適合等の問題があることが推察される。

【補論2】Olley and Pakes型の推計方法

本文3-1 (2) では，Ackerberg, Caves, and Frazer (2006) のモデルを参考に，労働をダイナミックなインプットとすることで，Olley and Pakes (1996) の課題に対処した。Olley and Pakes (1996) のモデルと本文（3-1.(2)）で提示したモデルとは，以下の点で異なっている。

Olley and Pakesのモデルにおいても，生産性ショックω_{jt}を生産関数の枠外にある，「投資水準」の決定と結び付けることにより内生性の問題を処理する。ただし本文では「労働」をダイナミックなインプットとみなすため投資関数は（12）のように労働l_{jt}も含む。しかし，そのようにみなさない場合の投資関数は（11）となる。それに伴い，上述の式の逆関数から求める生産性ショックと，それを用いた生産関数の式は，本文の（13）～（15）式から以下の（a2）～（a4）ように変化する。

$$\omega_{jt} = \tilde{\omega}_{jt}\left(i_{jt}, k_{P,jt}, k_{R,jt}\right) \qquad \text{(a2)}$$

$$q_{jt} = \beta_L l_{jt} + \phi_{jt}\left(i_{jt}, k_{P,jt}, k_{R,jt}\right) + \nu_{jt} \qquad \text{(a3)}$$

ここで

$$\phi_{jt}\left(i_{jt}, k_{P,jt}, k_{R,jt}\right) = a + \beta_P k_{P,jt} + \beta_R k_{R,jt} + \tilde{\omega}_{jt}\left(i_{jt}, k_{P,jt}, k_{R,jt}\right) \qquad \text{(a4)}$$

である。

第一段階の推計としては，（a3）式にOLS推計を施すことで，β_L[53]の一致推定量およびセミパラメトリック関数ϕ_{jt}の推計を行う。その際，$\tilde{\omega}_{jt}$の関数形として，本稿では3次多項式により近似をおこなった。それゆえ，（a3）式は具体的に以下の（a5）式により推計される。

$$\begin{aligned}
q_{it} &= \beta_L l_{jt} + \phi_{jt}\left(i_{jt}, k_{P,jt}, k_{R,jt}\right) + \nu_{jt} \\
&= \beta_L l_{jt} + a + \beta_P k_{P,jt} + \beta_R k_{R,jt} + \tilde{\omega}_{jt}\left(i_{jt}, k_{P,jt}, k_{R,jt}\right) + \nu_{jt} \\
&= \beta_L l_{jt} + a + \sigma_P k_{P,jt} + \sigma_R k_{R,jt} + \gamma_I i_{jt} \\
&\quad + \gamma_{IP} i_{jt} k_{P,jt} + \gamma_{IR} i_{jt} k_{R,jt} + \gamma_{PR} k_{P,jt} k_{R,jt} \\
&\quad + \gamma_{II} i_{jt}^2 + \gamma_{PP} k_{P,jt}^2 + \gamma_{RR} k_{R,jt}^2 \\
&\quad + \gamma_{IPR} i_{jt} k_{P,jt} k_{R,jt} + \gamma_{IPP} i_{jt} k_{P,jt}^2 + \gamma_{IRR} i_{jt} k_{R,jt}^2 \\
&\quad + \gamma_{IIP} i_{jt}^2 k_{P,jt} + \gamma_{IIR} i_{jt}^2 k_{R,jt} + \gamma_{RPP} k_{R,jt} k_{P,jt}^2 + \gamma_{PRR} k_{P,jt} k_{R,jt}^2 \\
&\quad + \gamma_{III} i_{jt}^3 + \gamma_{PPP} k_{P,jt}^3 + \gamma_{RRR} k_{R,jt}^3 + \nu_{jt}
\end{aligned} \qquad \text{(a5)}$$

[52] この結果は，日本のバブル期以降の景気停滞の主因をTFPの低下にあるとしたHayashi and Prescott (2002) とも合致する。なお，Hayashi and Prescott（2002）はTFPの下落を，非効率的な企業を存続させたことの結果と推論している。また，90年代以降の日本の製造業のTFPの停滞についてFukao and Kwon（2006）は，銀行の審査能力の低下等により効率的な資金配分が機能しなかった点を指摘しており，資金制約の問題が存在していることが示唆される。

[53] （a3）および（a5）式はセミパラメトリック関数ϕ_{jt}を含むものの，可変的な投入要素lの係数β_Lについては，一致推定量を求めることができる。

なお，（a5）式はRobinson（1988）の言う部分的に線形なセミパラメトリックモデルであり，この第一段階の推計からβ_Lを識別できることが，本文3-1.(2）の推計法との違いである。

次に第二段階の推計に関しては，生存確率P_{jt}を，i_{jt-1}，$k_{P,jt-1}$，$k_{R,jt-1}$の多項式によるプロビットモデルで推計する。ここで本文（21）式との違いは，l_{jt-1}が説明変数に入っていないことである。

$$\begin{aligned}&\Pr\left\{\chi_{jt}=1\middle|\overline{\omega}_{jt}\left(k_{P,jt},k_{R,jt}\right),J_{jt-1}\right\}\\&=\Pr\left\{\omega_{jt}\geq\overline{\omega}_{jt}\left(k_{P,jt},k_{R,jt}\right)\middle|\overline{\omega}_{jt}\left(k_{P,jt},k_{R,jt}\right),\omega_{jt-1}\right\}\\&=\psi\left\{\overline{\omega}_{jt}\left(k_{P,jt},k_{R,jt}\right),\omega_{jt-1}\right\}\\&=\psi\left(i_{jt-1},k_{P,jt-1},k_{R,jt-1}\right)\equiv P_{jt}\end{aligned}\tag{a6}$$

そして第三段階の推計については，第一段階の（a5）式から得られた$\hat{\beta}_L$と$\hat{\phi}_{jt}$に加え，第二段階の（a6）式の推計から得られる$\hat{P}_{jt}$を用い，β_Pおよびβ_Rの一致推定量を得る。まず（a5）式の推計により得た推定値$\hat{\beta}_L$を用い，以下の（a7）式を得る。

$$q^*_{jt}=q_{jt}-\hat{\beta}_L l_{jt}=a+\beta_P k_{P,jt}+\beta_R k_{R,jt}+\omega_{jt}+\nu_{jt}\tag{a7}$$

なお，ω_{jt}の条件付き期待値の関数$g(\cdot)$は，本文（18）式から以下のように変化する。

$$\begin{aligned}\omega_{jt}&=E\left[\omega_{jt}\,|\,J_{jt-1}\right]+\xi_{jt}=E\left[\omega_{jt}\,|\,\omega_{jt-1}\right]+\xi_{jt}=g\left(\omega_{jt-1}\right)+\xi_{jt}\\&=g\left(\hat{\phi}_{jt-1}-a-\beta_P k_{P,jt-1}-\beta_R k_{R,jt-1}\right)+\xi_{jt}\end{aligned}\tag{a8}$$

（a8），（a4）と$\hat{P}_{jt}$を用いると，（a7）式は以下の形となる。

$$\begin{aligned}q^*_{jt}&=a+\beta_P k_{P,jt}+\beta_R k_{R,jt}+g\left(\omega_{jt-1}\right)+\xi_{jt}+\nu_{jt}\\&=a+\beta_P k_{P,jt}+\beta_R k_{R,jt}+g\left(\hat{\phi}_{jt-1}-a-\beta_P k_{P,jt-1}-\beta_R k_{R,jt-1},\hat{P}_{jt}\right)+\xi_{jt}+\nu_{jt}\end{aligned}\tag{a9}$$

関数gについては，$\omega_{jt-1}=\hat{\phi}_{t-1}-a-\beta_P k_{P,jt-1}-\beta_R k_{R,jt-1}$と$\hat{P}_{jt}$の3次多項式により近似する。具体的な推計式については，以下の（a10）式となる。この（a10）式を非線形最小二乗法で推定することにより，各資本ストック（k_Pとk_R）の係数値であるβ_P，β_Rの一致推定量を得る[54]。

$$\begin{aligned}q^*_{jt}=&a+\beta_P k_{P,jt}+\beta_R k_{R,jt}\\&+\Big\{\mu_w\left(\hat{\phi}_{jt-1}-a-\beta_P k_{P,jt-1}-\beta_R k_{R,jt-1}\right)+\mu_p\hat{P}_{jt}\\&\quad+\mu_{ww}\left(\hat{\phi}_{jt-1}-a-\beta_P k_{P,jt-1}-\beta_R k_{R,jt-1}\right)^2+\mu_{pp}\hat{P}^2_{jt}\\&\quad+\mu_{wp}\left(\hat{\phi}_{jt-1}-a-\beta_P k_{P,jt-1}-\beta_R k_{R,jt-1}\right)\hat{P}_{jt}\\&\quad+\mu_{www}\left(\hat{\phi}_{jt-1}-a-\beta_P k_{P,jt-1}-\beta_R k_{R,jt-1}\right)^3+\mu_{ppp}\hat{P}^3_{jt}\\&\quad+\mu_{wwp}\left(\hat{\phi}_{jt-1}-a-\beta_P k_{P,jt-1}-\beta_R k_{R,jt-1}\right)^2\hat{P}_{jt}\\&\quad+\mu_{wpp}\left(\hat{\phi}_{jt-1}-a-\beta_P k_{P,jt-1}-\beta_R k_{R,jt-1}\right)\hat{P}^2_{jt}\Big\}+\xi_{jt}+\nu_{jt}\end{aligned}\tag{a10}$$

なお，ここで得られた推計値については，【付録1】のOlley and Pakes型の欄（表9，表10）に示している。

[54] 本文の第三段階の推計（26）式ではβ_P，β_Rのみならず，β_Lの一致推定量も得ている。

【付録1】内生性の問題に対処する複数のモデル間の比較

以下においては，本文で扱った内生性の問題に対処する「システムGMM（本文3-1（1））」，「Ackerberg, Caves, and Frazer型（拡張Olley and Pakes型）（本文3-1（2））」に加え，「最小二乗法（OLS）」，「Olley and Pakes型【補論2】」の4種の推計結果を示している。収益率に関しては，基本的には，OLS以外の推計結果につき同様の傾向（医薬品，電機とも，期間ごとの収益率の変化の方向はほぼ同一）を示している。

表 9　内生性の問題に対処する複数のモデル間の比較（医薬品）

①　1986 年度～1990 年度

	OLS		システム GMM		ACF		Olley Pakes	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
lnL	0.875	8.52 ***	0.230	4.02 ***	0.390	1.51	0.627	4.80 ***
lnKp	0.065	0.83	0.253	18.79 ***	0.160	1.30	0.075	1.72 *
lnKr	0.179	4.29 ***	0.263	92.76 ***	0.215	2.97 ***	0.185	7.31 ***
物的資本ストック収益率	6.4%		24.8%		12.8%		6.5%	
R&D ストック収益率	19.2%		28.3%		46.6%		19.6%	
企業数	42		38		35		35	
観測数	188		184		159		159	

注 1：*** は 1% 水準で有意，** は 5% 水準で有意，* は 10% 水準で有意。
注 2：「システム GMM」は本文 3-1（1），「ACF」は本文 3-1（2），「Olley Pakes」は Olley and Pakes 型（補論 2）で示したもの。以下，同様。

②　1991 年度～2001 年度

	OLS		システム GMM		ACF		Olley Pakes	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
lnL	0.746	13.55 ***	0.579	7.59 ***	0.525	2.30 **	0.597	8.85 ***
lnKp	0.283	6.50 ***	0.053	0.99	0.072	0.57	0.137	1.10
lnKr	0.105	4.74 ***	0.207	6.46 ***	0.328	2.51 **	0.203	2.36 **
物的資本ストック収益率	27.7%		5.2%		6.6%		12.8%	
R&D ストック収益率	8.2%		16.2%		26.0%		16.0%	
企業数	50		48		45		45	
観測数	505		495		381		381	

③　2002 年度～2010 年度

	OLS		システム GMM		ACF		Olley Pakes	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
lnL	0.899	11.33 ***	0.624	10.58 ***	0.824	4.47 ***	0.871	10.45 ***
lnKp	0.240	3.89 ***	0.141	3.65 ***	0.114	0.97	0.163	3.68 ***
lnKr	0.130	3.59 ***	0.137	15.56 ***	0.125	1.48 **	0.073	1.88 *
物的資本ストック収益率	31.9%		18.7%		12.3%		17.6%	
R&D ストック収益率	7.8%		8.3%		7.9%		4.6%	
企業数	53		44		44		44	
観測数	383		341		236		236	

表 10　内生性の問題に対処する複数のモデル間の比較（電機）

①　1986 年度～1990 年度

	OLS		システム GMM		ACF		Olley Pakes	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
lnL	0.827	30.19 ***	0.550	38.87 ***	0.750	10.72 ***	0.776	29.13 ***
lnKp	0.092	4.34 ***	0.159	25.44 ***	0.134	2.86 ***	0.103	4.08 ***
lnKr	0.053	6.20 ***	0.136	58.55 ***	0.064	3.52 ***	0.049	3.30 ***
物的資本ストック収益率	4.8%		8.3%		6.1%		4.7%	
R&D ストック収益率	12.3%		31.4%		16.4%		12.6%	
企業数	150		148		147		147	
観測数	676		635		597		597	

② 1991 年度～2001 年度

	OLS		システム GMM		ACF		Olley Pakes	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
lnL	0.948	57.74 ***	0.402	112.70 ***	0.845	13.70 ***	0.693	34.36 ***
lnKp	0.059	4.75 ***	0.205	50.10 ***	0.138	2.93 **	0.135	8.41 ***
lnKr	0.026	4.69 ***	0.056	187.65 ***	0.038	2.04 **	0.032	2.78 ***
物的資本ストック収益率	2.9%		10.0%		6.0%		5.8%	
R&Dストック収益率	3.8%		8.1%		5.6%		4.8%	
企業数	218		216		208		208	
観測数	1,983		1,959		1,595		1,595	

③ 2002 年度～2010 年度

	OLS		システム GMM		ACF		Olley Pakes	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
lnL	1.050	52.36 ***	0.615	72.39 ***	0.864	14.28 ***	0.818	29.98 ***
lnKp	0.046	3.71 ***	0.219	42.61 ***	0.212	4.97 ***	0.220	11.25 ***
lnKr	-0.004	-0.49	-0.038	96.83 ***	-0.018	-0.89	-0.024	-1.58
物的資本ストック収益率	2.3%		10.9%		9.8%		10.2%	
R&Dストック収益率	-0.5%		-4.5%		-2.4%		-3.2%	
企業数	233		233		208		208	
観測数	1,864		1,810		1,257		1,257	

【付録 2】記述統計量

表 11　推計に用いたデータの記述統計量

① 医薬品

1986-1990 年度	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
従業員数	2,260.3	2,166.8	78	10,946	189
物的資本ストック（百万円）	21,378.5	26,173.7	1,101.0	156,626.0	189
R&Dストック（百万円）	17,202.1	22,121.7	82.6	127,492.0	189
実質付加価値額（百万円）	18,870.4	20,878.1	529.3	100,365.6	189

1991-2001 年度	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
従業員数	2,087.3	2,038.3	87	11,137	505
物的資本ストック（百万円）	28,704.4	34,471.3	468.8	184,997.0	505
R&Dストック（百万円）	33,331.7	45,930.8	3.5	282,968.0	505
実質付加価値額（百万円）	26,770.8	36,949.7	267.3	310,771.4	505

2002-2010 年度	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
従業員数	1,687.7	1,620.2	39	6,471	383
物的資本ストック（百万円）	29,317.8	36,242.2	93.9	300,629.0	383
R&Dストック（百万円）	52,206.0	87,889.4	67.3	700,266.0	383
実質付加価値額（百万円）	34,735.1	60,227.3	6.4	424,863.8	383

② 電機

1986-1990 年度	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
従業員数	4,212.2	11,023.0	36	79,801	704
物的資本ストック（百万円）	43,015.1	120,016.2	230.8	930,259.0	704
R&Dストック（百万円）	7,911.9	31,636.0	0.7	310,174.0	704
実質付加価値額（百万円）	19,995.5	55,938.6	156.9	468,293.5	704

1991-2001 年度	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
従業員数	3,595.9	9.639.0	32	81,488	2,039
物的資本ストック（百万円）	62,855.8	200,456.3	42.9	1,578,860.5	2,039
R&Dストック（百万円）	18,090.2	78,964.8	2.1	763,869.0	2,039
実質付加価値額（百万円）	27,686.3	77,093.3	139.2	612,247.8	2,039

2002-2010 年度	平均	標準偏差	最小値	最大値	観測数
従業員数	2,384.3	5,909.3	12	42,375	1,847
物的資本ストック（百万円）	69,600.7	232,687.1	3.8	1,722,944.5	1,847
R&Dストック（百万円）	26,459.9	107,239.7	2.2	857,899.0	1,847
実質付加価値額（百万円）	31,956.7	90,058.8	12.2	795,304.3	1,847

【参考文献】

Ackerberg, D., L. Benkard, S. Berry, and A.Pakes (2007), "Econometric Tools for Analyzing Market Outcomes," Chapter 63 in *Handbook of Econometrics: Volume 6A*, Edited by Heckman, J. and E. Leamer, North Holland.

Ackerberg, D., K. Caves, and G. Frazer (2006), "Structural Identification of Production Functions," *MPRA Paper 38349*, University Library of Munich, Germany.

Aghion, P., N. Berman, L. Eymard, P. Askenazy, and G. Cette (2012), "Credit Constraints and the Cyclicality of R&D Investment: Evidence from France," *Journal of the European Economic Association*, 10(5), 1001-1024.

Aghion, P. and P. Howitt (1992), "A Model of Growth through Creative destruction," *Econometrica*, 60, 323-351.

Aghion, P., J. Van Reenen, and L. Zingales (2013), "Innovation and Institutional Ownership," *American Economic Review*, 103(1), 277-304.

Ang, J. and J. Madsen (2012), "Risk Capital, Private Credit, and Innovative Production," *Canadian Journal of Economics*, 45, 1608-1639.

Arellano, M., and S. Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies,* 58, 277-97.

Barlevy, G. (2007), "On the Cyclicality of Research and Development," *American Economic Review*, 97(4), 1131-1164.

Bernanke, B. and M. Gertler (1989), "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations," *American Economic Review*, 79(1), 14-31.

Bernstein, J. (1989), "The Structure of Canadian Inter-industry R&D Spillovers, and the Rates of Return to R&D," *Journal of Industrial Economics*, 37(3), 315-328.

Bernstein, J. and M. Nadiri (1988), "Rates of Return

on Physical and R&D Capital and Structure of the Production Process: Cross Section and Time Series Evidence," *NBER Working Paper*, 2570.

Blundell, R., and S. Bond (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics,* 87, 115-143.

Blundell, R., and S. Bond (2000), "GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions," *Econometric Reviews*, 19(3), 321-340.

Bond, S., D. Harhoff and J. Van Reenen (2003), "Corporate R&D and Productivity in Germany and the United Kingdom," *Centre for Economic Performance Discussion Paper*, December.

Bond, S. and M. Soderbom (2005), "Adjustment Costs and the Identification of Cobb Douglas Production Functions, Institute for Fiscal Studies," *IFS Working Papers*, W05/04.

Branstetter, L.(2000), "Vertical Keiretsu and Knowledge Spillovers in Japanese Manufacturing: An Empirical Assessment," *Journal of the Japanese and International Economies*, 14, 73-104.

Branstetter, L. (2001), "Are Knowledge Spillovers International or Intranational in Scope? Microeconometric Evidence from the U.S. and Japan," *Journal of International Economics*, 53, 53-79.

Branstetter, L. and Y. Nakamura (2003), "Is Japan's Innovative Capacity in Decline?" in *Structural Impediments to Growth in Japan*, University of Chicago Press and NBER.

Branstetter, L. and M. Sakakibara (2003), "When Do Research Consortia Work Well and Why? Evidence from Japanese Panel Data," *American Economic Review*, 92(1), 143-159.

Brown, J., S. Fazzari, and B. Petersen (2009), "Innovation and Growth: Cash Flow, External Equity, and the 1990s R&D Boom," *Journal of Finance*, 64, 151-185.

Brown, J., G. Martinsson, and B. Petersen (2012), "Do Financing Constraints Matter for R&D?" *European Economic Review*, 56, 1512-1529.

Brown, J., and B. Petersen (2009), "Why Has the Investment-Cash Flow Sensitivity Declined so Sharply?: Rising R&D and Equity Market Developments," *Journal of Banking & Finance,* 33, 971-984.

Brynjolfsson, E. and L. Hitt (1996), "Paradox Lost? Firm-Level Evidence on the Returns to Information Systems Spending," *Management Science*, 42(4), 541-558.

Bun, M. and F. Windmeijer (2010), "The Weak Instrument Problem of the System GMM Estimator in Dynamic Panel Data Models," *Econometrics Journal*, 13, 95-126.

Cueno, P and J. Mairesse (1984), "Productivity and R&D at the Firm Level in French Manufacturing," in *R&D, Patents, and Productivity*, University of Chicago Press.

Doraszelski, U. and J. Jaumandreu (2013), "R&D and Productivity: Estimating Endogenous Productivity," *Review of Economic Studies*, 80 (4), 1338-1383.

Eberhardt, M. and C. Helmers (2010), "Untested Assumptions and Data Slicing: A Critical Review of Firm-Level Production Function Estimators," *Discussion Paper Series 513*, University of Oxford.

Fukao, K. and H. Kwon (2006), "Why did Japan's TFP Growth Slow Down in the Lost Decade? An Empirical Analysis Based on Firm-level Data of Manufacturing Firms," *Japanese Economic Review,* 57(2), 185-228.

Goto, A. and K. Suzuki (1989), "R&D Capital, Rate of Return on R&D Investment and Spillover of

R&D in Japanese Manufacturing Industries," *Review of Economics and Statistics*, 71(4), 555-564.

Griffith, R., R. Harrison, and J. Van Reenen (2006), "How Special Is the Special Relationship? Using the Impact of U.S. R&D Spillovers On U.K. Firms As a Test of Technology Sourcing," *American Economic Review*, 96(5), 1859-1875.

Griliches, Z. (1979), "Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth," *Bell Journal of Economics*, 10(1), 92-116.

Griliches, Z. (1986), "Productivity, R&D, and Basic Research at the Firm Level in the 1970s," *American Economic Review*, 76(1), 141-54.

Griliches, Z and J. Mairesse (1984), "Productivity and R&D at the Firm Level, in *R&D, Patents, and Productivity*," University of Chicago Press.

Griliches, Z and J. Mairesse (1990), "R&D and Productivity Growth: Comparing Japanese and U.S. Manufacturing Firms," in *Productivity Growth in Japan and the United States*, University of Chicago Press.

Grossman, G. and E. Helpman (1991), "Quality Ladders in the Theory of Growth," *Review of Economic Studies*, 58, 43-61.

Hall, B., E. Mansfield, and A. Jaffe (1993), "Industrial Research during the 1980s: Did the Rate of Return Fall?" *Brookings Papers on Economic Activity,* Micro (2), 289-344.

Hall, B., and J. Mairesse (1995), "Exploring the Relationship between R&D and Productivity in French Manufacturing Firms," *Journal of Econometrics*, 65, 263-293.

Hall, B., J. Mairesse, and P. Mohnen (2010), "Measuring the Returns to R&D," in Hall, B. and N. Rosenberg (eds.). *Handbook of the Economics of Innovation*, North-Holland, 1033-1082.

Harhoff, D. (1998), "R&D and Productivity in German Manufacturing Firms," *Economics of Innovation and New Technology*, 6(1), 29-49.

Hayashi, F and T. Inoue (1991), "The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms," *Econometrica*, 59(3), 731-753.

Hayashi, F. and E. Prescott (2002), "The 1990s in Japan: A Lost Decade," *Review of Economic Dynamics*, 5, 206-235.

Hijzen, A., T. Inui, and Y. Todo (2010), "Does Offshoring Pay? Firm-Level Evidence from Japan," *Economic Inquiry*, 48, 880-895.

Himmelberg, C., and B. Petersen (1994), "R & D and Internal Finance: A Panel Study of Small Firms in High-Tech Industries," *Review of Economics and Statistics*, 76(1), 38-51.

Hubbard, G. (1998), "Capital-Market Imperfections and Investment," *Journal of Economic Literature*, 36(1), 193-225.

IMD (2014), "World Competitiveness Yearbook 2014."

Jaffe, A. (1986), "Technological Opportunity and Spillovers of R & D: Evidence from Firms' Patents, Profits, and Market Value," *American Economic Review*, 76(5), 984-1001.

Jaffe, A. (1988), "Demand and Supply Influences in R&D Intensity and Productivity Growth," *Review of Economics and Statistics*, 70(3), 431-437.

Javorcik, B. (2004), "Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages," *American Economic Review*, 94(3), 605-627.

Jones, C. (1995), "Time Series Tests of Endogenous Growth Models," *Quarterly Journal of*

Economics, 110, 495-525.

Kiyotaki, N., and J. Moore (1997), "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, 105(2), 211-248.

Levinsohn, J. and A.Petrin (2003), "Estimating Production Functions using Inputs to Control for Unobservables, *Review of Economic Studies*, 70(2), 317-342.

Lichtenberg, F., and D. Siegel (1991), The Impact of R&D Investment on Productivity; New Evidence Using Linked R&D - LRD Data," *Economic Inquiry,* 1991, 203-228.

Marschak, J. and W. Andrews (1944), "Random Simultaneous Equations and the Theory of Production," *Econometrica*, 12, 143-205.

Odagiri, H., and H. Iwata (1986), "The Impact of R&D on Productivity Increase in Japanese Manufacturing Companies," *Research Policy,* 15, 13-19.

Olley, G. and A. Pakes (1996), "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry," *Econometrica*, 64, 1263-1297.

Ortega-Argiles, R., M. Piva, L. Potters, and M. Vivarelli (2009), "Is Corporate R&D Investment in High-Tech Sectors More Effective? Some Guidelines for European Research Policy," *IZA Discussion Paper* No. 3945.

Ouyang, M. (2008), "On the Cyclicality of R&D," *Review of Economics and Statistics,* 93(2), 542-553.

Robinson, P. (1988), "Root-N-Consistent Semiparametric Regression," *Econometrica*, 56(4), 931-954.

Rogers, M. (2010), "R&D and Productivity: Using UK Firm-level Data to Inform Policy," *Empirica*. 37, 329-359.

Romer, P. (1990), "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy,* 98(5), S71-S102.

Scherer, F. (2010), "Pharmaceutical Innovation," in Hall, B. and N. Rosenberg (eds.). *Handbook of the Economics of Innovation*, North-Holland, 539-574.

Scherer, F. and D. Harhoff (2000), "Technology Policy for a World of Skew-Distributed Outcomes," *Research Policy*, 29, 559-566.

Venturini, F., (2012a), "Looking into the Black Box of Schumpeterian Growth Theories: An Empirical Assessment of R&D Races," *European Economic Review*, 56, 1530-1545.

Venturini, F., (2012b), "Product Variety, Product Quality, and Evidence of Endogenous Growth," *Economics Letters,* 117(1), 74–77.

Wakelin, K. (2001), "Productivity Growth and R&D Expenditure in UK Manufacturing Firms," *Research Policy,* 30, 1079-1090.

Wang, J., and K. Tsai (2003), "Productivity Growth and R&D Expenditure in Taiwan's Manufacturing Firms," *NBER Working Paper*, 9724.

Yafeh, Y., and O. Yosha (2003), "Large Shareholders and Banks: Who Monitors and How?" *Economic Journal*, 113, 128-146.

Zachariadis, M. (2003), "R&D, Innovation, and Technological Progress: A Test of the Schumpeterian Framework without Scale Effects," *Canadian Journal of Economics*, 36(3), 566-586.

中村洋・浅川和宏（2006），製薬・バイオ産業におけるR&D マネジメントによる外部環境劣位の克服，*RIETI Discussion Paper Series*, 06-J-019.

経済産業省（2013），*『2013年版　製造基盤白書（ものづくり白書）』*

小西葉子・西山慶彦（2009），セグメントデータを用いたサービス産業の生産性の計測，

『*経済論叢*』，183（2），9-22.
酒井博司（2013），R&Dストックの減耗率　－日本の「医薬品」,「電機」の財務諸表データを用いた実証分析－，『*大阪大学経済学*』，63（2），26-49.
榊原清則・辻本将晴（2004），日本企業の研究開発の効率性はなぜ低下したのか，『*経済分析*』，172, 82-105.
鈴木潤（2011），日本企業の研究開発活動から商業化へのラグ構造の分析，*RIETI Discussion Paper Series*, 11-J-002.
内閣府（2013），平成 25 年度 年次経済財政報告
中山徳良（1999），日本企業の生産性と役員数，『*日本経済研究*』，No. 38, 48-61.
延岡健太郎（2008），ものづくりにおける深層の付加価値創造：組織能力の積み重ねと意味的価値のマネジメント，*RIETI Discussion Paper Series*, 08-J-006.
延岡健太郎（2010），オープン・イノベーションの陥穽：価値づくりにおける問題点，『*研究技術計画*』，25（1），68-77.
早川和彦（2008），定常な動学的パネル分析，『*経済研究*』，59（2），112-125.
文部科学省科学技術政策研究所（2010），民間企業の研究活動に関する調査報告，『*NISTEP REPORT*』No.143.
若杉隆平，戸堂康之，佐藤仁志，西岡修一郎，松浦寿幸，伊藤萬里，田中鮎夢（2008），国際化する日本企業の実像：企業レベルデータに基づく分析，*RIETI Discussion Paper Series*, 08-J-046.

The Rate of Return on R&D Capital and Physical Capital: Evidence from Panel Data on Japanese Pharmaceutical, Electric Machinery and Electronics Firms

Hirotsugu Sakai

Previous studies, most of them use the data before the year 2000, show that the rate of return on R&D capital is quite high. However, recent R&D intensive firms in Japan experience a decline in performance. In this paper, I measure the rate of return on R&D capital and physical capital by mainly applying the two methods of handling the simultaneity: system GMM and the control function estimation procedure by Ackerberg, Caves, and Fraser (2006), which improves the method by Olley and Pakes (1996).

I construct the panel data of Japanese pharmaceutical and electric machinery and electronics firms for the years 1986 to 2010. Then I divide them into three periods, “bubble” period (1986 to 1990), “lost decade” (1991-2001), and “after the lost decade” (2002 to 2010), and measure the rate of return on R&D capital and physical capital for each period. The result shows that the rate of return on R&D capital for both industries is quite high during the “bubble” period. However, after the end of the “bubble” period, it falls gradually for pharmaceutical firms, and rapidly for electric machinery and electronics firms. On the other hand, the rate of return on physical capital falls in the “lost decade” but goes up in the “after the lost decade” for pharmaceutical firms, and is kept stable for electric machinery and electronics firms. It is inferred that the recent declines in the rate of return on R&D is one of the reasons for the low growth of value added.

JEL Classification: O30, C23, C81

Keywords: R&D, rate of return on R&D capital and physical capital, simultaneity and production functions, pharmaceutical firms, electric machinery and electronics firms