

Discussion Paper Series

RIEB

Kobe University

DP2010-J01

確率的フロンティア分析を用いた
ブラジル企業の生産性の実証研究

劉 文君
西島 章次

2010年1月4日

※この論文は神戸大学経済経営研究所のディスカッション・ペーパーの中の一つである。
本稿は未定稿のため、筆者の了解無しに引用することを差し控えられたい。



神戸大学 経済経営研究所

〒657-8501 神戸市灘区六甲台町 2-1

確率的フロンティア分析を用いたブラジル企業の生産性の実証研究

劉文君（神戸大学経済学研究科後期課程）

西島章次（神戸大学経済経営研究所）

1. はじめに

ブラジルにおいては、1980年代後半からの関税引き下げに続き、1990年のコロール政権の発足により本格的な経済自由化政策が始まった。政府介入から市場メカニズム重視の開発政策へと劇的な転換を遂げ、貿易・資本自由化、民営化、規制緩和などが急激に進展するとともに、1994年にはレアル計画の導入によりインフレが抑制され、経済のダイナミズムが回復することとなった。その後、1999年には通貨危機を経験し経済成長が低迷することになったが、変動相場制への移行、世界的な資源需要の急増、趨勢的な国内需要の拡大に支えられ、2000年代後半は良好な経済実績を継続している。2008年からの世界的な経済危機の影響も先進国と比して軽微なものにとどまっているとされる。

こうしたブラジル経済の劇的な変化に対しては、経済自由化の進展が基本的背景となったことは疑うべくもないが、経済自由化がブラジル経済をどのように変化させたかをより詳細に議論するためには、資源配分の効率性、産業構造、生産性、マクロ経済の安定性、国内貯蓄形成、消費パターン、貧困・所得分配、制度的諸要因などへの影響を実証的に検証する必要がある。同時に、このような理解があって初めて、経済自由化、さらにはグローバリゼーションのもとでのブラジル経済の持続的成長が可能かどうかを考える判断材料を得ることができるといえる。

本稿では、以上の諸問題の中でもブラジルにおける企業の生産性の問題に着目するが、貿易自由化によって企業活動が対外的によりオープンとなることから、企業の生産性とオープンネスとの関係に焦点を当てて検討する。なお、本稿では、確率的フロンティア分析（SFA）を用いて総要素生産性（TFP）を算出する。以下、第2節ではブラジルの貿易自由化と生産性に関する先行研究をサーベイする。第3節では本稿で用いる確率的フロンティア分析（SFA）を紹介し、第4節では確率的フロンティア生産関数と非効率性決定式の推定を行い、TFPを導出する。第5節ではTFPの決定要因の回帰分析を行うが、ここでは企業の様々なオープンネスの指標や貿易政策を決定因として考慮する。最後に、結論と課題を述べる。なお、本稿で使用されるデータは、World Bankが提供するInvestment Climate Surveyによるブラジルの企業マイクロ・データである¹。

¹ World Bankに対し、Investment Climate Surveyを使用させて頂いたことに感謝するとともに、本稿での分析結果と解釈は全て筆者のものであることを明記する。なお、本稿は文部科学省科学研究費基盤研究（C）代表「ラテンアメリカにおける家計調査データを用いた所得分配の研究」（2008～2010）の研究成果の一部である。

2. ブラジルの生産性に関する先行研究のサーベイ

貿易自由化が生産性を高める理由として、理論的に単純な類型化を行えば、以下の3点を考慮する。

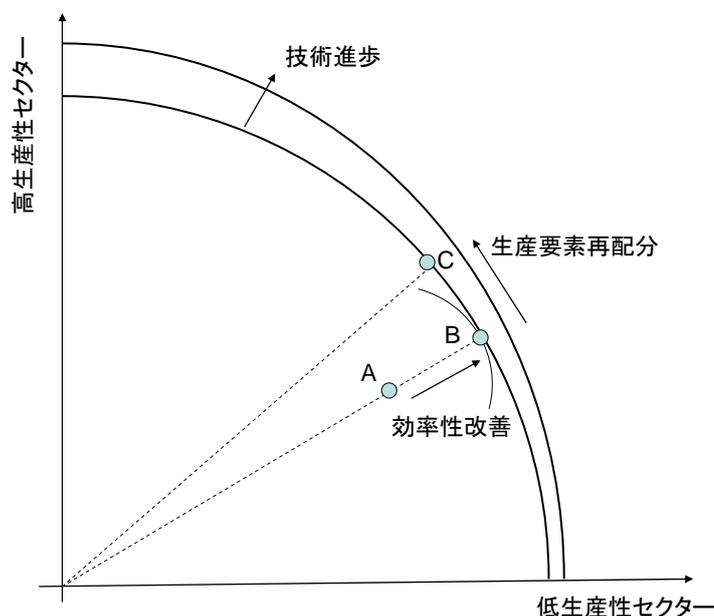
(1) 保護政策の下での資源配分の誤りを是正する。すなわち、産業間、セクター間の資源配分を変更し、生産性の低い産業から生産性の高い産業へと資源を再配分し、マクロ的な生産性を改善する。このとき、生産性の低い企業の退出もしくは事業縮小と、生産性の高い企業の参入もしくは事業拡大が生じている。

(2) 技術進歩を促進する。すなわち、貿易自由化が海外の技術を体現している資本財・中間財の使用を促進すること、また、直接投資による技術移転、R&Dなどを促すことによって、産業・企業の技術的改善をもたらす。

(3) 生産の効率性を改善する。海外との競争圧力が高まれば、生産上・経営上の改善が促進され、生産効率を高める。また、海外との取引の拡大が国内の諸制度の改善をもたらし、生産における効率性改善を促進する。

以上の3点に関し、生産可能性曲線を用いて表現したのが図1である (Muendler, 2003)。資源配分の改善はB点からC点への移動、技術進歩はフロンティアの上方シフト、生産効率の改善はA点からB点への移動として表現されている。

図 1



出所：Muendler (2003)

ブラジルでは、1987年まで50%を超える平均関税率を維持していたが、1988年から急激な関税引き下げが実施され、1995年には12%にまで引き下げされた。このため、先行研究においては、この時期の関税引き下げの生産性への効果に関する研究が多い。しかし、関税引き下げ前の時期についてもいくつかの研究がなされている。例えば、Bonelli (1992) は、

ブラジル工業部門の産業データを用い、1975年～85年における成長率、TFP、輸出拡大の関係を議論している。TFPは成長会計によるソロー残差で算出し、輸出需要拡大と国内需要拡大がもたらす産出成長率への貢献分をTFPを回帰し、需要面からのTFPへの影響を検証することによって、輸出需要の拡大がTFP改善に有意に影響したとしている。

関税引き下げ後の期間に関する研究は多いが、代表的なFerreira et al. (2003)では、1985年～97年における16産業のパネルデータを用い、資本、労働にIVを用いた対数線形の生産関数の推定の残差からTFPを算出している。結論としては、TFP成長率は80年代には産業平均でマイナスであったが、90年代にはプラスとなり、こうしたTFP改善に対し、関税率の引下げが有意であったが、輸入比率は有意ではなかったとしている。

企業レベルのデータを用いた研究では、Hay (2001a)においてPIA (Pesquisa Industrial Annual : IBGE) による318社の大企業データを用い、1986～1994年を対象に、貿易自由化による大企業の市場シェア、利潤、効率性への効果を実証されている。TFPは内生変数の1期ラグを加えた対数線形のコブダグラス形生産関数の残差として算出し、1990年からのTFPの改善には関税引き下げや非関税障壁の撤廃、リセッションがもたらした企業の経営上の改善、資本財輸入拡大による技術改善、輸入競争・外資系企業との競争による非効率的企業の退出、投入財輸入拡大による技術的改善が重要であったことを示唆している。同様に、Hay (2001b)、Rossi et al. (1999)においても、企業データを用いた実証分析で、1990年代の関税障壁、非関税障壁の低下がTFP成長率、もしくは労働生産性改善に貢献したとしている。一方、Muendler (2004)では、1990年代のブラジルの貿易自由化に関し、企業データ(PIA)を用い、生産関数の推定からTFPを算出し、外国の投入財を用いることの生産性への効果は無視しうるが、海外との競争圧力、非効率な企業が倒産する可能性が生産性に対して強く影響したとしている。

ところで、確率的フロンティア分析(SFA)を用いた事例は少ないが、その中でもNazmi et al. (2008)はコブダグラス型の生産関数を用い、ブラジル、中国、インドの技術的効率性を推定する試みを行っている。1980年から2006年の27年間、3カ国(81サンプル)のパネルで、3カ国で構成される生産フロンティアを推定し、いずれの国も効率性が改善する傾向にあるが、ブラジルの技術的効率性は中国、インドに比較して低いと主張している。技術的効率性の説明に関しては、構造的変数として、政府の規模(政府消費のGDP比率)、オープンネス(輸出輸入のGDP比率)、国際競争力(実質為替レート)が有意であったとしている。なお、Costantin et al. (2009)では、SFAを用いてブラジルの農業セクターの5つの作物に関して実証しているが、自由化の効果を意識した研究ではない。また、Tyler, et al. (2009)は、1990年代の貿易自由化がもたらした効果をCGEを用いて実証し、貿易自由化と同時に実施された他の経済自由化の効果と貿易自由化の効果を分離する試みがなされ、1989年のレベルに関税率が引き戻された場合のシミュレーションによって、貿易自由化が、生産、輸出、輸入、消費にプラスの効果を与えたとしている。ただし、生産性は内生ではなく外生変数として扱っている。

本稿では、World BankのInvestment Climate Surveys(ブラジルに関しては2000年～2002年を対象)を用いて実証するが、これと同じデータを用いた研究としては、Subramanian et al. (2005)が、投資環境を代理する様々な変数を用いTFPに与える影響を中国とブラジルで分析している。コブダグラス型生産関数の推定よりTFPを産出し、TFPを企業属性と投

資環境で回帰している。投資やビジネスに関わる要因として、技能労働者の利用可能性、公共財の利用可能性、規制と官僚主義、輸送、競争環境などを考慮して推定し、両国において関税手続きの遅れ、emailの利用が有意にTFPに影響があったとしている。企業特性に関しては、中国では国営企業ダミーがマイナスで有意、ブラジルでは労働者の教育年数、電力不安定などがいくつかの産業で有意であった。また、西島(2009)では、Aw(2001)、Good et al.(1997)に従い、各産業平均に対する各企業の相対的なTFPを算出し、オープンであることとTFPの関係を検証している。企業が輸出を行っていること、関税引き下げの程度を代理する産業ダミーが有意にTFPの改善と関わることを確認したが、投入財輸入比率や外資系企業であることとTFPとは有意な関係を見出していない。なお、ビジネス環境としては、電力不安定性、労働争議、信用アクセスの容易性などが有意であった。

以上のように、ブラジルにおける貿易自由化と生産性の関係については様々な角度から分析がなされており、先行研究の多くで貿易自由化がTFPを改善したとことが示唆されているが、本稿での分析の特徴は以下の通りである。

(1) 使用するデータの対象期間が2000～2002年であることから、関税引き下げが一巡し、むしろ若干揺れ戻しが生じた期間を対象とすることになる²。したがって、関税引き下げに関しては、関税引き下げ後の期間にも生産性に影響するかの検証となる。

(2) また、関税引き下げという貿易政策変更の直接的効果だけでなく、貿易政策の変更とともに生じたと考えられる企業のオープンネスに関わる要因(輸出志向、輸入競争、資本財・投入財輸入、直接投資など)の影響に焦点を当てる。

(3) 先行研究の多くがマクロ・産業レベルでの非確率的な生産関数の推定からTFPを算出しているが、本稿では、企業データを用いて確率的フロンティア関数の推定からTFPを算出し、その決定因を分析する。

3. 確率的フロンティア(Stochastic Frontier)分析

確率的フロンティア分析(SFA)は、Meeusen and van den Broeck(1977)、Aigner, Lovell, and Schmidt(1977)、Battese and Corra(1977)らの研究から始まる。これらのSFAモデルは、対称的な誤差項と非負の技術的非効率性を表す誤差項で構成されていることで共通している(Kumbhakar and Lovell, 2003)。初期の研究においては、こうしたモデルで得られた技術的非効率性の効果を適切な説明変数を用いて説明する試みは、Pitt and Lee(1981)、Kalirajan(1981)などの実証研究に見られるように2段階で推定する方法が用いられていた。第1段階で、確率的フロンティア生産関数の特定化と推定を行い、これを用いて技術的非効率性の効果を測定するが、これらの非効率性の効果は同一の分布を有する確率変数であると仮定されている。第2段階では、測定された非効率性の決定因を探る回帰分析がなされるが、第2段階では非効率性の効果は非確率的な予測値であると仮定され、第1段階の仮定と矛盾するという欠点を有していた。このため、Battese and Coelli(1995)では確率的フロンティアと非効率性効果を説明する回帰モデルのパラメタを同時に推定するパネル分析のアプロ

² ブラジルの平均関税率は1996年の12%から1997年に13.8%に上昇し、2001年からは再び12.9%、2002年の11.8%へと低下している。

一チを提唱している。

Battese and Coelli (1995)は、非効率性は技術的な非効率性を説明する変数の関数であると仮定し、数学的には次のように表現している。

$$Y_{it} = F(X_{it}, \beta, t) e^{V_{it} - U_{it}}, \quad i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

ここで、 Y_{it} は第 i 企業の t 時点の算出量、 X_{it} は生産投入物価値とその他の説明変数のベクトル、 β は未知のパラメタ（それらの係数）であり、 V_{it} は正規分布 $N(0, \sigma_v^2)$ に従う確率変数、 U_{it} はゼロの地点で切断された非負の正規分布 $N(Z_{it}\delta, \sigma_u^2)$ に従う確率変数で、 V_{it} と U_{it} は互いに独立であると仮定される。 U_{it} は生産の非効率性を表し、 Z_{it} は技術的非効率性を説明する変数のベクトルであり、 δ はその未知の係数である。

技術的非効率性の効果 U_{it} は、(1)式の確率的フロンティアモデルでは、(2)式のように定式化される。

$$U_{it} = z_{it}\delta + w_{it} \quad (2)$$

ここで確率変数 w_{it} は、平均ゼロ、分散 σ^2 の正規分布の半正規分布として定義される。こうした仮定は、非負の切断された正規分布 $N(Z_{it}\delta, \sigma_u^2)$ に従う U_{it} と整合的である。 t 時点の第 i 企業の生産の技術的効率性は、以下の(3)式で定義される。

$$TE_{it} = \exp(-U_{it}) = \exp(-z_{it}\delta - w_{it}) \quad (3)$$

以上の確率的フロンティアと技術的効率性効果モデルの推定に当たり、既に述べたように最尤法を用いた同時推定が Battese and Coelli (1995)によって提唱されている。尤度関数は分散 $\sigma^2 \equiv \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ 、 $\gamma \equiv \sigma_u^2 / \sigma^2$ のパラメタとで表現される。

ところで、対数をとった(1)式を時間で微分すると、次式を得る。

$$\frac{\dot{Y}_{it}}{Y_{it}} = (e_{f/x} \cdot \frac{\dot{X}_{it}}{X_{it}} + \dot{v}_{it}) + e_{f/t} - \dot{u}_{it} \quad (4)$$

ここで、 $e_{f/x}$ と $e_{f/t}$ とはそれぞれ、 X_{it} と時間に関する $F(X_{it}, \beta, t)$ の生産弾力性を示し、ドットのついた変数は時間の増分を表す。(4)式が示すように、生産の変化は3つの部分に分解される。第1は、生産弾力性でウェイトが付けられた投入財の変化に対応する。 v_{it} は平均ゼロの正規分布 $N(0, \sigma_v^2)$ に従うので、確率誤差項 \dot{v}_{it} の効果はゼロであり、無視できる。 $e_{f/t}$ はフロンティアのシフトに応じる技術変化を示しており、 $-\dot{u}_{it}$ は技術的効率性の変化に対応している。したがって、総要素生産性の変化は、 $e_{f/t}$ と $-\dot{u}_{it}$ の2つの項の和として考えることができる。ここで、Coelli et al. (2005)に従い、2期間の技術変化のインデックス (TC) を2つの期間の偏導関数の幾何平均として算出すると(5)式を得る。

$$TC = \exp\left\{\frac{1}{2}(e_{f/t} + e_{f/t-1})\right\} \quad (5)$$

さらに、技術的効率性 (TE) の変化のインデックス (TEC) を

$$TEC = TE_{it} / TE_{it-1} \quad (6)$$

で定義すると、総要素生産性の変化率 (TFPC) に関するインデックスとして、いわゆる Malmquist TFP index を TC と TEC の積から得ることができる³。

$$MalmquistTFP = TC \times TEC = TFPC \quad (7)$$

以下では、確率的フロンティア関数と非効率性効果の決定式を同時推定し、その推定結果を用いて TFPC を算出する。

4. 確率的フロンティア生産関数と非効率性決定式の推定

本稿で使用するデータベースは、World Bank の Investment Climate Survey によるブラジル製造業 1640 社に関する 2000 年から 2002 年のデータである。9 つの産業分類がなされ、13 の州でアンケートが実施されている。調査項目は、大分類で 146 の質問があり、項目によってはさらに細かい質問がなされている。また、多くは 2002 年度に関する質問であり、カテゴリカルな数値が多いが、財務関係では 2000 年から 2002 年のデータがいくつか掲載されている。産業分類は、食品、繊維、衣料、履物・皮革、化学製品、機械、電子機器、自動車部品、家具の 9 産業であり、対象地域は、サンパウロ、リオデジャネイロ、ミナスジェライス、サンタカタリーナ、リオグランデドスール、パラナ、ゴイアス、マットグrosso、セアラ、パライーバ、マランニョン、バイーア、アマゾナスの 13 州である。

本稿では、ブラジル製造業企業のフロンティア生産関数の推定式としてトランスログ型生産関数を採用する。技術的非効率性は(2)式より求まる。

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{m=1}^4 \beta_m x_{mit} + \sum_{m=1}^4 \sum_{k \geq m}^4 \beta_{mk} x_{mit} x_{kit} + \beta_t t + \beta_{tt} t^2 \quad (8)$$

$$+ \sum_{m=1}^4 \beta_{tm} t x_{mit} + V_i - U_i \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, 3, \dots$$

$$U_{it} = \delta_0 + \sum_{n=1}^{18} \delta_n z_{nit} + w_{it}, \quad n = 1, 2, \dots, 18 \quad (9)$$

ここで、 y_{it} は t 年における第 i 企業生産の実質総市場価値 (リアル表示) の自然対数である。実質化には 9 つの産業の卸売物価指数 (IGP-DI) を用いた。 x_{mit} は、第 m 投入財の実質価値の自然対数で、本稿では 4 つの投入財が考慮される。 x_{iit} は各企業の原材料・投入財の

³ Malmquist TFP 指数は 2 つの項目の距離の幾何平均として定義される。これは、Sten Malmquist が距離関数の比率として数量的な指数を提案した後に、Caves et al. (1982) によって提示されたものである。

コスト（中間財価格指数で実質化）、 x_{2it} は総エネルギー・コスト（エネルギー価格指数で実質化）である。 x_{3it} は実質資本ストックで、基準年の資本ストックに新たな投資額を加え逐次的に累積計算する恒久棚卸法で算出した。基準年の資本ストックは資本減耗を除去した固定資産の純簿価を用い、新規投資は固定資産の実質増分額を用いて算出した。いずれも資本財価格指数で実質化している。

$$K_t = K_{t-1} + I_t \quad (10)$$

ここで、 K_t は資本ストック、 I_t は投資を表す。投資は以下の方法で算出する。

$$I_t = (B_t - B_{t-1}) / P_t \quad (11)$$

ここで B_t は名目の固定資産で、 P_t は資本財価格指数である。基準年の資本ストック K_0 は基準年の固定資産の簿価 B_0 を用いた。 x_{4it} はフルタイムの労働者の総数、 t は技術変化を代理するタイムトレンド、 z_{mit} は技術的効率性に影響すると考えられる企業特性、 β_s, δ_s は推定される未知のパラメタである。 V_{it}, U_{it}, w_{it} は既に定義したものと同様である。表 1 には変数の基本的統計量が記載されている。

表 1 基本的統計量

変数	変数名	概要	平均	標準偏差	最小値	最大値	サンプル数	
確率的フロンティア関数								
	総産出額	y_{it}	生産の総市場価値の自然対数（レアル表示）	14.566	1.985	6.368	22.110	4564
	原材料・投入財	x_{1it}	原材料・中間投入財の自然対数（レアル表示）	13.507	2.162	7.356	21.232	4443
	エネルギー	x_{2it}	総エネルギーコストの自然対数（レアル表示）	10.225	2.028	0.405	18.391	4566
	資本	x_{3it}	資本ストックの自然対数（レアル表示）	12.968	2.299	4.997	20.633	4342
	労働	x_{4it}	フルタイム労働者総数の自然対数	3.961	1.137	0.000	8.772	4800
効率性決定式								
産業ダミー								
	食品	z_{0it}	当該産業であれば1、さもなくば0	0.077	0.267	0	1	4920
	繊維	z_{1it}	当該産業であれば1、さもなくば0	0.065	0.246	0	1	4920
	衣料	z_{2it}	当該産業であれば1、さもなくば0	0.270	0.444	0	1	4920
	靴・皮革	z_{3it}	当該産業であれば1、さもなくば0	0.105	0.307	0	1	4920
	化学	z_{4it}	当該産業であれば1、さもなくば0	0.051	0.220	0	1	4920
	機械	z_{5it}	当該産業であれば1、さもなくば0	0.112	0.315	0	1	4920
	電子機器	z_{6it}	当該産業であれば1、さもなくば0	0.048	0.214	0	1	4920
	自動車部品	z_{7it}	当該産業であれば1、さもなくば0	0.079	0.270	0	1	4920
	家具	z_{8it}	当該産業であれば1、さもなくば0	0.192	0.394	0	1	4920
その他変数								
	主マネジャーの教育水準	z_{9it}	教育水準：1（大学院）～8（初等教育未修了）	3.126	1.944	1	8	4914
	主マネジャーの経験年数	z_{10it}	同一産業での経験年数	19.512	11.637	0.04	78	4911
	輸入競争	z_{11it}	輸入財が主たる競争相手1、さもなくば0	0.136	0.343	0	1	4869
	ファックス	z_{12it}	使用頻度（高い1～低い6）	1.201	0.584	1	6	4920
	インターネット	z_{13it}	使用頻度（高い1～低い6）	5.674	2.160	1	6	4920
	コンピュータ	z_{14it}	コンピュータを使用する労働者の割合	17.497	17.484	0	100	4908
	借入	z_{15it}	金融機関から借入がある場合は1、さもなくば0	0.175	0.380	0	1	4920
	輸出企業	z_{16it}	輸出している場合は1、さもなくば0	0.310	0.463	0	1	4920
	資本財輸入	z_{17it}	機械・器具を輸入している場合は1、さもなくば0	0.100	0.300	0	1	4920
	技術的優位性	z_{18it}	競争相手と比べ劣る1、同等2、優れている3	2.082	0.619	1	3	4911

注：バランス・パネルのデータとするために欠損値を有する企業は除去した。このため、最終的なサンプル数は4032となった。

確率的フロンティア生産関数はFRONTIER 4.1(Coelli, 1996)を用いて最尤法で推定した。適切な生産関数の形状を見つけるために、まず、コブ・ダグラス型生産関数がフィットする ($\beta_{mk} = \beta_u = \beta_{tm} = 0$) という帰無仮説を検定したが、これは一般化尤度比検定によって棄却される(表2)。さらに、一般化尤度比検定によって、フルのトランスログ関数か中立的技術進歩を有するトランスログ関数 ($\beta_{tm} = 0$) のいずれが適切であるかの検定がなされたが、フルのトランスログ関数が採択された。技術的非効率性の効果に関しては、非効率性が存在しないという仮説 ($\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_{18} = 0$) は強く有意に棄却され、サンプルには技術的非効率性が有意に存在することを示唆している。

表2 モデル選択と非効率性パラメタのためのテスト

帰無仮説	尤度 (対数)	χ^2	p値	検定
トランスログ生産関数	-3522.1			
中立技術進歩を持つコブ・ダグラス型生産関数 ($H_0: \beta_{mk} = \beta_{tt} = \beta_{tm} = 0$)	-3799.7	555.2	0.000	棄却***
中立技術進歩を持つトランスログ生産関数 ($H_0: \beta_{tm} = 0$)	-3535.7	27.1	0.000	棄却***
非効率性パラメタ				
$H_0: \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_{18} = 0$	-3631.1	217.9	0.000	棄却***

注: ***は1%水準で有意であることを示す。

ところで、確率フロンティア関数(トランスログ関数)と非効率性決定関数の同時推定の結果は表3に示されている⁴。表に見るように、分散のパラメタ γ と σ_u^2 の推定値はそれぞれ10%、1%レベルで有意(片側検定)であり、非効率性の効果が確率的であることを示唆している。

非効率性決定式の係数は、本研究においてはとくに興味のある推定値である。産業ダミーに関しては、繊維、機械、衣料のみがベースの産業である食品より効率的であった(符号はマイナスで、それぞれ1%、1%、10%水準で有意)。トップのマネジャーの教育レベルと経験年数は有意ではなかったが、教育水準は低いほど大きな値で表現しているので非効率性に対して期待される符号はプラス、経験年数は多いほど効率性を高めると考えられるので期待される符号はマイナスであり、トップのマネジャーの教育レベルと経験年数の符号は整合的であった。また、輸入自由化による輸入財との競争が企業の効率性を高めることが期待されるが、符号条件は満たすものの、有意ではなかった。通信手段であるファックスとインターネットに関しても、これらの変数の定義から、より多くの頻度で使用するものが効率性を高めるとすると考えられるが、ここでは有意ではなかった。

他方、コンピュータの使用比率については非効率性に対してマイナスで有意であり、より多くの就業者がコンピュータを使う企業ほど効率性が高いことを示している。輸入資本

⁴ 当初に推定したトランスログ関数においては、TEが極めて小さく0.01以下となる3つの企業が存在したため、これらの企業のデータをチェックしたところ、産出額が極めて小さいのに対し、投入変数が極めて高い値を有していた。予期せぬショックに見舞われた企業であるか、データの問題があると予想されるため、これらの3つの企業は除外した。

表3 確率的フロンティア関数と非効率性決定関数の同時推定結果

変数		係数	標準誤差	t値	
確率的フロンティア関数		非説明変数 総産出額 (y_{it})			
定数	β_0	5.6059***	0.4173	13.4323	
原材料・投入財	β_1	-0.3074***	0.0620	-4.9595	
エネルギー	β_2	0.5613***	0.0584	9.6163	
資本	β_3	0.1488***	0.0454	3.2789	
労働	β_4	0.9493***	0.1013	9.3736	
タイムトレンド	β_5	-0.1751	0.1137	-1.5400	
原材料・投入財 ²	β_{11}	0.0945***	0.0044	21.2922	
エネルギー ²	β_{22}	0.0076***	0.0028	2.6567	
資本 ²	β_{33}	0.0075***	0.0025	2.9630	
労働 ²	β_{44}	0.0571***	0.0114	4.9958	
タイムトレンド ²	β_{55}	0.013	0.0202	0.6436	
原材料・投入財 * エネルギー	β_{12}	-0.0761***	0.0064	-11.8716	
原材料・投入財 * 資本	β_{13}	-0.0327***	0.0051	-6.4411	
原材料・投入財 * 労働	β_{14}	-0.1181***	0.0112	-10.5154	
原材料・投入財 * タイムトレンド	β_{15}	0.0208**	0.0103	2.0303	
エネルギー * 資本	β_{23}	0.0169***	0.0049	3.4685	
エネルギー * 労働	β_{24}	0.0466***	0.0092	5.0385	
エネルギー * タイムトレンド	β_{25}	-0.0059	0.0103	-0.5718	
資本 * 労働	β_{34}	0.0008	0.0079	0.1079	
資本 * タイムトレンド	β_{35}	0.0035	0.0086	0.4062	
労働 * タイムトレンド	β_{45}	-0.0294*	0.0169	-1.7456	
非効率性決定式		非説明変数 = 技術的非効率性 (U_{it})			
定数	δ_0	0.7409***	0.1491	4.9673	
産業ダミー	繊維	δ_1	-0.3166***	0.1203	-2.6331
	衣料	δ_2	-0.1906**	0.0781	-2.4389
	靴・皮革	δ_3	-0.1298	0.0897	-1.4478
	化学	δ_4	0.0706	0.1092	0.6467
	機械	δ_5	-0.2577**	0.1033	-2.4944
	電子機器	δ_6	-0.1533	0.1511	-1.0149
	自動車部品	δ_7	-0.1177	0.1087	-1.0824
	家具	δ_8	-0.1296*	0.0770	-1.6830
主マネジャーの教育水準	δ_9	0.0184	0.0126	1.4652	
主マネジャーの経験年数	δ_{10}	-0.0026	0.0018	-1.4830	
外国企業との競争	δ_{11}	-0.0819	0.0668	-1.2254	
ファックス	δ_{12}	-0.0275	0.0239	-1.1480	
インターネット	δ_{13}	0.006	0.0195	0.3062	
コンピュータ	δ_{14}	-0.0106***	0.0022	-4.8979	
借入	δ_{15}	-0.0205	0.0589	-0.3478	
輸出企業	δ_{16}	-0.3656***	0.0640	-5.7157	
資本財輸入	δ_{17}	-0.0712	0.0746	-0.9542	
技術的優位性	δ_{18}	-0.0634*	0.0366	-1.7323	
σ^2		0.3429***	0.0163	21.0599	
γ		0.0656*	0.0459	1.4287	
尤度値の自然対数		-3543.44			
効率性平均		0.8186			
観察数		4032			

注1: Coelli et al. (2005)に従い、t検定を用いる。何故なら、サンプル数が大きい場合、制約されないML値が漸近的に正規分布するからである。なお、ここでのサンプル数は4032である。

注2: **、*はそれぞれ1%、5%、10%での有意水準を示している。

注3. 食品がベースの産業となっている。

財の使用、他企業に比して技術的に優位であるとの主観的認識、借入の有無に関しても有意な関係は認められなかった。最後に、輸出企業であるか否かは強く有意であり、輸出企業は輸出を行っていない企業に比して技術的効率性が高いことを示唆している。

ところで、(5)式、(6)式、(7)式よりそれぞれの企業の技術的効率性の変化率 (TEC)、技術進歩率 (TC)、総要素生産性の変化率 (TFPC) を連続する年度で算出し、その平均値と累積的な変化率に換算したものが表 4 に掲載されている。TFPC に対しては、効率性改善 (TEC) ではなく技術進歩 (TC) の貢献がはるかに大きいことを示している。

表 4 確率的フロンティア関数の推定による技術的効率性、技術進歩、TFP の累積的变化率 (%)

年度	TEC	TC	TFPC
2000	0.000	0.000	0.000
2001	0.189	3.132	3.321
2002	0.583	3.587	4.170

ここで、SFA の結果を要約すると、非効率性の効果が存在すること、トランスログ生産関数の推定はタイムトレンドを除きほぼ有意であること、産業ダミーに関しては、繊維、機械、衣料のみがベースの産業である食品より効率的であること、PC 使用、輸出企業、技術的優位性が有意であることなどが確認されたといえる。また、重要な発見は、TFP の成長率に対して、効率性改善の貢献は小さく、技術進歩が圧倒的に大きいことが明らかとなったことである。

5. TFP 成長率の決定因の分析

表 3 に示される(9)式の推定結果は、各企業の技術的な非効率性の決定要因を検証したものである。しかし、企業の技術的条件は生産関数のフロンティアとの距離だけではなく、技術進歩を体現する生産関数のフロンティアのシフトによっても規定されている。このため、技術的非効率性の変化のみならず技術進歩の変化を含む TFP の変化に経済自由化もしくは企業のオープンネスがどのような影響を与えているかを検証する必要がある。

ところで、既述のように確率的フロンティア生産関数の推定により、(7)式に示されるように Malmquist TFP index を用いて各企業の TFP の成長率 (TFPC) を求めることができる。以下ではこの TFPC が企業のオープンネスにどのような影響を受けるのかを検証する推定を行う⁵。

まず、図 2 で、確率フロンティア関数の推定によって求められた TFPC がより国際的にオープンな企業とそうでない企業とで、どのような相違があるかを比較する。

⁵西島(2009)では、本稿と同じ世界銀行のデータを用い、企業の TFP が時間とともに変化することを考慮し、横断面だけでなく時系列的な変化も把握することを可能とした Aw, et al.(2001)、Good, et al.(1997)の TFP 算出方法を用いて総要素生産性を求め、その決定の分析を行ったが、企業が輸出を行っていること、関税引き下げの程度を代理する産業ダミーが有意に TFP の改善と関わることを確認したが、投入財輸入比率や外資系企業であることと TFP とには有意な関係を見出していない。

図2 オープンな企業とそうでない企業の平均TFPCの比較

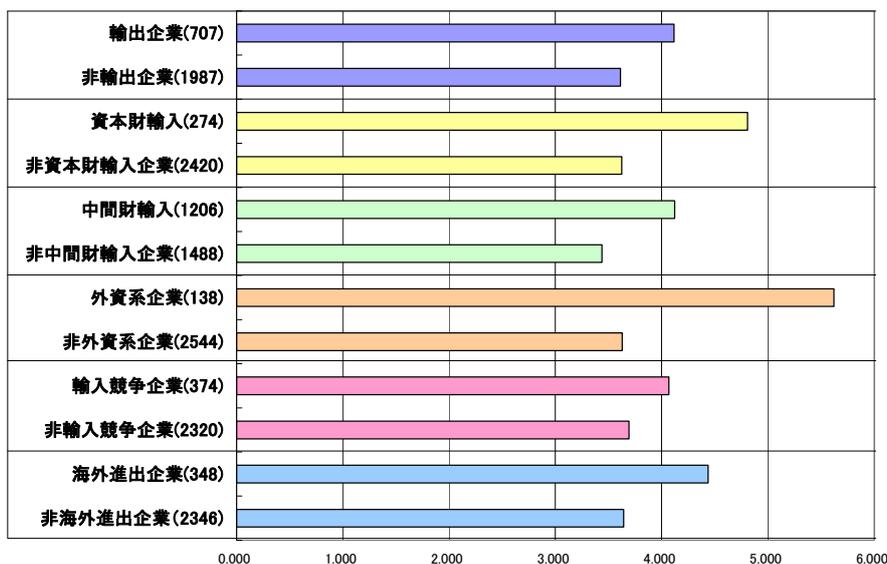


図2より、国際的により開かれたと考えられる、輸出企業、資本財輸入企業、中間財輸入企業、外資系企業、輸入競争企業、海外進出企業の方が、非輸出企業、非資本財輸入企業、非中間財輸入企業、国内資本企業、非輸入競争企業、海外非進出企業にくらべ、TFPC平均値が大きいことがわかる。これより、国際的にオープンであることが生産性を高める要因として機能していることが予想されるが、次に、企業が海外にオープンであることを示す変数とその他のTFPを説明する変数、企業固有の変数を用いてTFPを回帰する。変数リストは以下の通りである。

表5

変数名	記述	Obs	Mean	Std.	De Min	Max
TFP成長率	SFの推定から算出したTFP変化率(=TFPC)	2694	3.75	3.39	-16.96	36.76
オープンネス指標						
輸出企業	輸出している企業=1, otherwise=0	2694	0.26	0.44	0	1
資本財輸入比率	資本財に占める輸入比率(%)	2694	6.48	22.29	0	100
投入財輸入比率	投入財に占める輸入比率(%)	2694	11.04	20.59	0	100
輸入競争	主たる競争相手が輸入財である=1, otherwise=0	2694	0.14	0.35	0	1
外資系企業	外資資本参加33%以上=1, otherwise=0	2694	0.05	0.21	0	1
海外進出企業	海外事業を行っている企業=1, otherwise=0	2694	0.13	0.34	0	1
関税引き下げ指数	各産業の関税引き下げの程度: 93-99年の全産業の累積引下げ平均からの乖離 (a)	2694	-0.0555	0.2029	-0.387	0.26
コントロール変数						
従業員数	従業員数(対数)	2694	4.03	1.13	1.79	8.77
企業年齢	企業の創業以来の年数	2694	19.02	16.48	1	110
企業研修	企業内・企業外で研修している=2, どちらか=1, otherwise=0	2692	1.03	0.83	0	2
イノベーション	イノベーションの程度(程度に応じ6段階)	2694	1.65	0.96	0	5
技術者比率	技術者/従業員比率(%)	2694	3.70	6.32	0	66.7
非生産労働者比率	非生産労働者/従業員比率(%)	2694	11.79	11.23	0	82.5
産業ダミー	9産業 衣料産業がベース	2688	5.11	2.67	1	9
州ダミー	13州、マラニョン州がベース	2688	4.59	3.22	1	13
年ダミー	2000-01年の成長率をベース	2688	2001.5	0.50	2001	2002

(a) : ここで用いる関税率は、UCSDのMarc-Andreas Muendlerが提供しているブラジルの関税率から計算した。

<http://econ.ucsd.edu/muendler/html/brazil.html>で入手できる。そこで採用されている分類コードとInvestment Climate Surveyでの産業分類は以下のように対応させている。

食品(2501-3102)、繊維(2202, 2204, 2205)、衣料(2301)、履物・皮革(2401)、化学(1901-03, 2001-02)、機械(801-02)、電子(1001, 1101)、自動車部品(1201, 1301)、家具(1401)。複数のコードがある場合は、単純平均を求めた。

ところで、TFPC 決定要因の推定式は以下のように表現される。

$$TFPC_{it} = \beta_0 + H_{it}\beta_h + F_{it}\beta_f + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

H_{it} は企業のオープンネスに関わる説明変数のベクトルであり、 F_{it} は企業のTFPCを説明する企業固有の効果を示す変数のベクトルである。オープンネスに関わる説明変数として、輸出企業（輸出企業であるか否か）、資本財輸入（資本設備における輸入資本財の比率）、投入財輸入（投入財に占める輸入投入財の比率）、輸入競争（主たる競争相手が輸入財であるか否か）、外資系企業（外資の資本参加 33%以上であるか否か）、海外進出（海外で事業を行っているか否か）、各産業の 1993 年～1999 年の期間における累積的な関税引き下げ率を考慮する。企業のTFPCを説明する企業固有の効果を表す変数として、表 3 の技術的非効率性の推定で使用した変数の内で上述したオープンネスに関わる変数以外の、トップのマネジャーの学歴・経験、ファックス・インターネット・PCの使用頻度、借入があるか否か、技術的優位性（他の企業に比較して当該企業が技術的に優位であるかどうかの主観的判断）を考慮する。さらに固定効果を把握するために、企業規模を表す従業員数、企業年齢、企業教育の有無、イノベーションの程度、技術者比率、非生産労働者比率を追加する。また、年度間の変化を捕捉するために年次ダミーを導入し、さらに州ダミーと産業ダミーを追加するが、関税引き下げの指標が産業ごとの指標であるため、関税率を含める場合には産業ダミーは含めない。推定はrobust標準誤差を用いたOLSを用いる。

表 6 に示される推定式(1)は、輸出企業、資本財輸入企業、投入財輸入企業、外資系企業であることが TFP を高めることを強く支持している。こうした企業は、国内販売のみの企

表 6

被説明変数=TFPC 変数名	推定式(1)				推定式(2)			
	係数	t値	p値		係数	t値	p値	
輸出企業	0.591	4.100	0.000	***	0.653	4.330	0.000	***
資本財輸入比率	0.021	7.040	0.000	***	0.017	5.830	0.000	***
投入財輸入比率	0.008	2.460	0.014	**	0.009	2.810	0.005	***
輸入競争	-0.456	-2.510	0.012	**	-0.351	-1.880	0.060	*
外資系企業	1.139	3.680	0.000	***	1.044	3.430	0.001	***
海外進出	-0.090	-0.510	0.607		-0.083	-0.470	0.642	
関税引き下げ度					0.546	1.740	0.082	*
マネジャー教育水準	0.048	1.400	0.161		0.061	1.750	0.081	*
マネジャー経験年数	0.004	0.550	0.583		0.001	0.190	0.846	
ファックス	0.077	0.990	0.321		0.094	1.200	0.228	
インターネット	0.089	1.500	0.135		0.034	0.570	0.570	
パソコン	0.025	5.860	0.000	***	0.026	5.910	0.000	***
技術的優位性	-0.331	-3.120	0.002	***	-0.340	-3.160	0.002	***
借入	-0.115	-2.120	0.034	**	-0.079	-1.320	0.186	
従業員数	-0.861	-12.610	0.000	***	-0.773	-11.320	0.000	***
企業年齢	-0.008	-1.930	0.054	*	-0.003	-0.680	0.498	
企業研修	0.074	0.870	0.387		0.082	0.940	0.345	
イノベーション	0.041	0.660	0.511		-0.013	-0.200	0.842	
技術者比率	0.042	3.940	0.000	***	0.059	5.410	0.000	***
非生産労働者比率	0.023	4.150	0.000	***	0.030	5.330	0.000	***
定数項	5.981	6.980	0.000	***	4.518	5.530	0.000	***
産業ダミー	Yes(全て1%で有意)				No			
地域ダミー	Yes				Yes			
年ダミー	Yes				Yes			
	サンプル数	2689			サンプル数	2689		
	F(40, 2648)	20.730			F(33, 2655)	20.490		
	Prob > F	0.000			Prob > F	0.000		
	R-squared	0.214			R-squared	0.178		
	Root MSE	3.034			Root MSE	3.098		

業、輸入資本財・輸入投入財を使用しない企業、外資比率が少ない企業と比して、国際市場での品質やコストにおける競争力を高めるためにより大きな技術的改善を行っていること、輸入資本財・輸入投入財に体化されている技術的な優位性をより強く享受していること、外資参加による優れた生産技術・経営能力移転の恩恵をより大きく受けていることを反映していると解釈できる。しかし、予想とは異なり、海外進出は有意ではなかった。ブラジルの海外進出企業の多くが、技術的水準が相対的に低い近隣のラテンアメリカ諸国に進出していることを反映しているのかもしれない。また、輸入競争もTFPに対してマイナスで有意であった。これは、ブラジルでは1999年の通貨危機の影響で2000年から2003年まで絶対額で輸入額が低下し、輸入競争が緩まった時期に観察期間が対応していることが影響しているのかもしれない。もしくは、厳しい輸入競争にさらされた企業は、事業の縮小などを強いられ、生産性改善の余地が少なかったのかもしれない。また、産業ダミーは全て有意であり、TFPに対し、産業固有の効果が重要であることを示唆している。推定式(2)は、産業ダミーの代わりに関税引き下げの指標を用いたものであるが、プラスに有意であった。このことから、産業間で異なる関税引き下げの効果が産業固有の一つの要因であることが理解される。この他、企業規模、技術者比率、非生産労働者比率などがTFPCと強く有意な関係にあった。

表7に掲載されている推定式(3)、(4)は、内生性の疑いのある変数に1期ラグを付けて回帰したものである。ここで推定式が内生性の問題を有しているかを以下の方法でテストした。まず、タイムバリエーションな全ての説明変数について、それぞれ、追加的な外生変数を

表7

被説明変数=TFPC 変数名	推定式(3)				推定式(4)			
	係数	t値	p値		係数	t値	p値	
輸出企業(t-1)	0.583	3.990	0.000	***	0.628	4.110	0.000	***
資本財輸入比率	0.020	6.900	0.000	***	0.016	5.660	0.000	***
投入財輸入比率	0.008	2.520	0.012	**	0.009	2.870	0.004	***
輸入競争	-0.468	-2.560	0.010	**	-0.357	-1.910	0.057	*
外資系企業	1.167	3.760	0.000	***	1.079	3.560	0.000	***
海外進出	-0.075	-0.430	0.667		-0.075	-0.420	0.673	
関税引き下げ度					0.529	1.680	0.092	*
マネジャー教育水準	0.053	1.530	0.127		0.066	1.860	0.063	*
マネジャー経験年数	0.004	0.640	0.519		0.002	0.280	0.778	
ファックス	0.070	0.900	0.371		0.088	1.120	0.265	
インターネット	0.091	1.530	0.127		0.036	0.600	0.545	
パソコン	0.028	6.520	0.000	***	0.029	6.590	0.000	***
技術的優位性	-0.328	-3.080	0.002	***	-0.337	-3.120	0.002	***
借入	-0.109	-1.980	0.048	**	-0.070	-1.150	0.249	
従業員数	-0.863	-12.590	0.000	***	-0.770	-11.250	0.000	***
企業年齢	-0.008	-1.890	0.059	*	-0.002	-0.580	0.563	
企業研修	0.083	0.970	0.334		0.091	1.040	0.297	
イノベーション	0.049	0.780	0.435		-0.004	-0.060	0.954	
技術者比率(t-1)	0.031	2.870	0.004	***	0.049	4.710	0.000	***
非生産労働者比率(t-1)	0.023	4.150	0.000	***	0.024	4.430	0.000	***
定数項	0.017	3.120	0.002	***	4.532	5.500	0.000	***
産業ダミー	Yes(全て1%で有意)				No			
地域ダミー	Yes				Yes			
年ダミー	Yes				Yes			
	サンプル数	2688			サンプル数	2688		
	F(40, 2647)	19.780			F(33, 2654)	19.440		
	Prob > F	0.000			Prob > F	0.000		
	R-squared	0.209			R-squared	0.172		
	Root MSE	3.042			Root MSE	3.108		

含めて OLS 回帰し、その残差を追加的な外生変数を除去した元の推定式に加えて回帰する。このとき、残差が有意であれば推定式の説明変数と誤差項が相関を有することを示しており、内生性が存在するといえる。結果的には、輸出企業、技術者比率、非生産労働者比率の3つの変数に内生性の存在が確認され、これを回避するために1期のラグを取る。これらの変数は、FTP を高めると同時に、FTP が高いが故に輸出比率、技術者比率、非生産労働者比率を高めることが予想され、同次性に基づく内生性の問題が存在する可能性があるといえる。結果的には、推定式 (1)、(2) とほとんど相違していない。

表 8 に示されている推定式(5)、(6)は、TFPC の構成項目である、TEC (技術的効率性の変化率) と TC (技術進歩変化率) のそれぞれについて回帰したものである。技術的効率性の変化に対しては、オープンネスを表す変数の説明力が大きく低下し、資本財輸入と輸入競争が推定式(1)~(4)と同じ符号で有意であったが、外資系企業はマイナスで有意となった。また、輸出企業であることとは無関係であった。したがって、技術的効率性の改善(フロンティアの内点からフロンティアに近づくこと)に関しては、資本財輸入がとくに重要であり、技術革新だけではなく効率性に対しても輸入する機械設備が重要であることを示唆している。しかし、外資系企業に関する変数についての解釈の問題が残されていることや、推定式として当てはまりが悪いことから、効率性改善に関しては他の要因を考える必要があるといえる。

推定式(6)の技術進歩に対しては、TFPC の推定式と同様の結果となっており、表 4 で見たように、TFPC の大部分が技術進歩 (TC) で構成されていることと整合的である。

表 8

変数名	被説明変数=TEC			被説明変数=TC			
	推定式(5)			推定式(6)			
	係数	t値	p値	係数	t値	p値	
輸出企業(t-1)	-0.051	-0.620	0.535	0.624	4.980	0.000	***
資本財輸入比率	0.016	6.690	0.000	0.004	1.860	0.063	**
投入財輸入比率	0.001	0.330	0.741	0.006	2.330	0.020	**
輸入競争	-0.197	-1.690	0.090	* -0.305	-2.060	0.039	**
外資系企業	-0.266	-1.730	0.084	* 1.385	4.810	0.000	***
海外進出	-0.101	-1.110	0.268	0.049	0.330	0.742	
マネジャー教育水準	0.021	0.900	0.370	0.040	1.530	0.127	
マネジャー経験年数	0.005	1.160	0.247	-0.001	-0.090	0.929	
ファックス	-0.031	-0.550	0.584	0.093	1.630	0.104	
インターネット	-0.078	-1.940	0.052	** 0.177	3.890	0.000	***
パソコン	0.001	0.290	0.774	0.027	7.180	0.000	***
技術的優位性	-0.181	-2.390	0.017	** -0.165	-2.130	0.033	**
借入	0.033	0.730	0.468	-0.160	-3.760	0.000	***
従業員数	0.037	0.800	0.425	-0.910	-17.030	0.000	***
企業年齢	-0.006	-2.310	0.021	** -0.002	-0.450	0.652	
企業研修	-0.033	-0.530	0.598	0.140	2.140	0.033	**
イノベーション	-0.020	-0.480	0.633	0.067	1.400	0.160	
技術者比率(t-1)	-0.007	-1.140	0.254	0.035	3.860	0.000	***
非生産労働者比率(t-1)	-0.003	-1.010	0.315	0.019	4.390	0.000	***
定数項	0.811	1.360	0.174	5.676	9.020	0.000	***
産業ダミー	Yes			Yes			
地域ダミー	Yes			Yes			
年ダミー	Yes			Yes			
	サンプル数		2688	サンプル数		2688	
	F(40, 2647)		3.550	F(33, 2654)		19.440	
	Prob > F		0.000	Prob > F		0.000	
	R-squared		0.058	R-squared		0.172	
	Root MSE		21.215	Root MSE		3.108	

6. 結語

本稿では、ブラジル企業の生産性に関し、確率的フロンティア分析の手法でトランスログ生産関数と技術的非効率性決定式の同時推定によって TFP 成長率を求めた。これにより明らかとなったいくつかの点を列挙すると、

(1) ブラジル企業の TFP 改善への効率性改善と技術進歩の寄与率は、それぞれ 0.583 と 3.587 であり、技術進歩による寄与が圧倒的に大きかった。

(2) TFP 成長に対し、オープンネスの影響として、輸出企業であること、輸入資本財・輸入投入財を利用していること、外資の資本参加があることが強く有意であった。1993-99 年の関税引下げ率の影響は認められるが、輸入競争は負の関係にあり、海外進出の影響は認められなかった。

(3) 関税引き下げに関しては、各産業の関税引き下げ指数、産業ダミーともに有意であった。したがって、貿易自由化が一巡した 2000 年代以降も、関税の引き下げが生産性改善に影響しているといえる。

(4) 技術的効率性 (TEC) に対しては資本財輸入を除き、オープンネスの指標は強く有意であるとはいえなかった。このことは技術的効率性の改善には本稿では考慮されなかった要因が存在することを示唆している。

今後の課題としては、とくに輸出企業であることの生産性成長率に対する効果に関し、内生性の問題に対処するために IV などを用いた推定が望まれる。また、本稿では考慮されなかった制度要因、インフラ制約の生産性への影響も取り入れる必要があるといえる。さらに、本稿で用いた World Bank の Investment Climate Survey は多くの開発途上国の企業データを提供していることから、各国の国際比較が可能であり、貿易自由化の影響を探る上で重要な研究となる可能性を秘めている。ただし、生産性の改善は、単に貿易自由化だけではなく、同時期に実施されたその他の経済自由化の影響を受けているはずである。こうした影響をコントロールした形での推定も大きな課題であるといえる。

References

- Aigner, D., C. A. K. Lovell, and P. Schmidt (1977), "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models," *Journal of Econometrics*, 6, pp.21-37.
- Aw, B. Y., X. Chen and M. J. Roberts (2001), "Firm Level Evidence on Productivity Differentials and Turnover in Taiwanese Manufacturing," *Journal of Development Economics*, 66: 1, pp.51-86.
- Battese, G. E. and T. J. Coelli (1995), "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data," *Empirical Economics*, 20, pp.325-332.
- Battese, G. E., and G. S. Corra (1977), "Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia," *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21, pp.169-179.
- Bonelli, R. (1992), "Growth and productivity in Brazilian industries: Impacts of trade orientation," *Journal of Development Economics*, 9, 85-109.
- Caves, D. W., L. R. Christensen, and W. E. Diewert (1982), "Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers," *Economic Journal*, 9, pp.273-86.
- Coelli, T. J., D. S. Prasada Rao, C. J. O'Donnell, and G. E. Battese (2005), *An Introduction to Efficiency And Productivity Analysis*, 2nd ed., New York : Springer.
- Costantin, P., D. L. Martin and B. B. de Ribera y Ribera (2009), "Cobb-Douglas, Translog Stochastic Production function and Data Development Analysis in Total factor Productivity in Brazilian Agribusiness," *Anais, SIMPOI*, 2009.
- Ferreira, P. C. and J. L. Rossi Jr. (2003), "New Evidence from Brazil on Trade Liberalization and Productivity Growth," *International Economic Review*, Vol.44, No.4.
- Gomes, V., S. Pessôa and F. Veloso (2003) "Evolução da Produtividade Total dos Fatores na Economia Brasileira: Uma Análise Comparativa" *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 33(3).
- Good, D. H., M. I. Nadiri and R. C. Sickles (1997), "Index Number and Factor Demand Approaches to the Estimation of Productivity," in M. H. Pesaran and P. Schmidt (eds.), *Handbook of Applied Econometrics: Vol.2. Microeconometrics*, pp.14-80.
- Hay, D. A. (2001), "The Post-1990 Brazilian Trade Liberalization and the Performance of large Manufacturing firms: productivity, Market Share and Profit," *The Economic Journal*, 111, pp.620-641.
- Hay, D. A. (2001), "A liberalização comercial brasileira após 1990 e o desempenho das grandes empresas industriais," *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 30, n. 2, out. 2001.
- Kalirajan, K. (1981), "An econometric analysis of yield variability in paddy production," *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 29, pp.283-294.
- Kumbhakar, S. C. and C. A. K. Lovell (2003), *Stochastic Frontier Analysis*, U.K., Cambridge University Press.
- Meeusen, W. and J. V. D. Broeck (1977), "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error," *International Economic Review*, 18, pp.435-444.
- Muendler, M. A. (2004): "Trade, Technology, and Productivity: A Study of Brazilian Manufacturers,

- 1986-1998,” CESifo Working Paper, 1148.
- Nazmi, N. and J. E. Revilla (2008), “Economic Efficiency and Growth: Evidence from Brazil, China and India,” Research Paper No.2008/86, United Nations University.
- Pitt, M. M. and L. F. Lee (1981), “The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry,” *Journal of Development Economics*, 9, pp.43-64.
- Rossi, J. L. and P. C. Ferreira (1999), “Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial,” IPEA, Texto para Discussão, n. 651.
- Subramanian, U., W. P. Anderson and K. Lee (2005), “Measuring the Impact of the Investment Climate on Total Factor Productivity: the Case of China and Brazil,” World Bank Policy Research Working Paper 3792.
- 西島章次 (2009) 「ブラジルにおける経済自由化と生産性—企業データによる実証分析—」
『国民経済雑誌』第 199 巻第 1 号、pp.1-16