

研究叢書 72

ISSN 1345-8620
ISSN 2185-503X

ブラジルにおける経済自由化の実証研究

西 島 章 次 ・ 浜 口 伸 明 著

神戸大学
経済経営研究所

2010

ブラジルにおける経済自由化の実証研究

西 島 章 次 ・ 浜 口 伸 明 著

神戸大学経済経営研究所

2 0 1 0

はしがき

ブラジルは、1980年代には高インフレと対外債務によって深刻な経済危機を経験したが、1990年代に実施された経済改革により、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がなされ、貿易自由化、資本自由化、民営化、金融改革、規制緩和などが果敢に実施された。貿易自由化の指標として平均関税率の変化で見ると、1987年には52%の高率であったのが、1995年には12%程度にまで低下している。こうした貿易政策の転換によって、ブラジルの貿易は急速に拡大することとなったが、1999年の変動相場制への移行による為替レートの適正化と、2000年代の資源輸出ブームの到来もあり、近年では輸出はさらに加速している。

一方、直接投資に関しても、1990年代に入ると投資分野・出資比率・利潤やロイヤリティーの海外送金などに関する規制緩和が実施され、停滞していた1980年代とは一転し、大規模に流入することとなった。この時期には、政策改革の一つの柱であった民営化が外国企業にも門戸が開かれたことも直接投資を増加させる一因であった。その後、直接投資は1999年の通貨危機にもかかわらず流入を続け、2000年には300億ドルを超える流入となった。こうした貿易や資本流入の拡大は、今日のブラジルの経済成長を牽引する重要な要因となっていると考えられている。

いうまでもなく、貿易・投資の自由化は、マクロ経済、産業、企業のみならず社会的にも様々な影響を与えるものであった。例えば製造業の場合、貿易自由化によって輸入財との競合が激化し、競争力強化のための生産性改善が要求され、資本・技術集約的な生産方法の採用や、技能集約的な技術進歩が内生的に誘発されている。同時に、生産性の改善は、正規雇用と非正規雇用、技能労働と非技能労働などの雇用構造の変化や、様々なレベルでの賃金格差、賃金プレミアムを生み出してきたといえる。こうした雇用や賃金構造への貿易自由化

の影響は、ブラジルにおける所得分配や貧困問題を考察する上で欠かせない問題であるが、同時に、地域間格差に対しても貿易自由化は大きな影響を与えてきた。これまで保護されてきた技能集約的産業やそれらの産業が集積する南東部の優位性が低まるとともに、その他の地域で世界市場に結びついた産業を成長させ、地域間所得格差の縮小が生じ、都市部から地方への人口移動が顕在化し始めている。

本書は、以上のようなブラジルが経験した政策改革、貿易自由化の効果に関し、これまでに筆者達によって実施された様々な観点からの研究を取り纏めたものである。第1章は貿易自由化と経済成長に焦点を当てているが、本書の研究の導入部にあたる部分であり、貿易自由化と経済成長に関係に関する理論的な枠組みと、実証研究のサーベイを行っている。貿易自由化の効果は一様なものではなく、実証研究の積み重ねが重要であることを示唆している。第2章、第3章は、貿易自由化もしくはオープンネスと生産性との関係に焦点を当てた実証研究であり、第2章は全要素生産性指標、第3章は確率的フロンティア分析に基づいた生産性の分析である。いずれもオープンネスと生産性の間に有意な関係を見出している。第4章は、オープンネスと産業賃金プレミアムとの関係を検証しているが、やはりオープンネスの指標と産業賃金プレミアムとの間に強い有意な関係が存在している。第5章は貿易自由化後の国内人口動態を検証する実証研究であるが、これまで南東部への一極集中型の空間構造であったブラジルが、長期的に分散型に変化する可能性を示唆している。第6章は、ブラジルのサトウキビ産業で進展する機械化と雇用の関係をパネル分析を用いて検証した研究である。貿易自由化とともに急成長する典型的な農業部門の一つであるサトウキビ産業での雇用状況を分析した。第7章は、貿易自由化とともに拡大を続ける国内市場に関して最も重要な要因の一つである消費者金融に焦点を当て、自動車産業を事例としてその効果を検証する。

ところで、本書の研究の基本的なモチベーションは、近年、BRICsの一員

として世界的な注目を浴び、同時に、旺盛な資源貿易、国内需要を背景に良好な経済パフォーマンスを示しているブラジルが、果たして、長期的・持続的であると同時に、社会的公正を担保した経済成長を実現できるのか、その制約要因とは何かを突き詰めたと考えていることに基づいている。そして、それを明らかにするためには、まずは、貿易自由化がどのような影響をブラジル経済に与え、ブラジル経済をどのように変化させてきたかを厳密に実証する必要があるといえる。こうした実証研究を抜きにしては、ブラジルにおける貿易自由化政策の客観的な評価ができず、いたずらに特定の主義主張に基づく議論に終始することになるであろう。

さらに、本書に収録された実証研究が可能となった理由の一つに、ブラジルに関しては、家計調査データ (PNAD)、人口センサス、正規雇用労働者に関するデータベース (RAIS)、さらに世界銀行が提供する企業データなどのマイクロ・データが利用可能となったことがあげられる。筆者たちはラテンアメリカやブラジルなどの地域経済を専門としており、必ずしも計量経済学の専門家ではないが、ラテンアメリカ地域研究でも始まっているマイクロ・データを用いた実証研究にチャレンジした成果であるといえる。この意味で、不十分な分析や誤りが含まれていると予想され、読者の厳しい批判を賜れば幸いである。

本書に収められている研究に関して、神戸大学佐藤隆広准教授、東海大学福味敦准教授、神戸大学野村友和講師、Nguyen Hiep 氏 (元神戸大学経済経営研究所非常勤研究員)、西島ゼミの皆さんから頂いた、貴重なコメントやサジェスションに謝意を表したい。とくに、第3章は、神戸大学経済学研究科後期課程の劉文君氏との共著論文として、当初、RIEB Discussion Paper Series DP2010-J01、2010年1月で発表された論文であり、本書におけるような形で収録することに快諾頂いた劉氏に謝意を表する。

なお、本書の研究は、以下の科学研究費からの補助を得ている。

- ・ 科学研究費基盤研究（B）代表：浜口伸明、「ラテンアメリカ社会の調和と対立に関する政治経済学的研究」（2009～2011）
- ・ 科学研究費基盤研究（C）代表：西島章次、「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）
- ・ 科学研究費基盤研究（A）代表：吉井昌彦、「BRICs 諸国の潜在経済成長力と資源・環境に関わる持続可能性の比較研究」（2006～2008）
- ・ 科学研究費基盤研究（C）代表：西島章次、「ブラジルの経済自由化に関する企業・産業データを用いた実証研究」（2005～2007）

また、本書の各章は、これまで筆者らが主として神戸大学経済経営研究所において発表してきた論文を、加筆・修正したものであり、初出の関係は以下の通りである。

第1章：西島章次「貿易自由化と経済成長－発展途上国へのインプリケーション」神戸大学経済経営研究所年報、2007年。

第2章：西島章次「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』199（1）、2009年1月。

第3章：劉文君・西島章次「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」、RIEB Discussion Paper Series DP2010-J01、2010年1月。

第4章：西島章次・浜口伸明「ブラジルにおける貿易自由化と産業賃金プレミアム」『国民経済雑誌』203（3）、2011年3月。

第5章：浜口伸明「ブラジル国内人口移動の新傾向：2008年世帯調査から」『国民経済雑誌』201（3）、2010年3月。

第6章：西島章次「ブラジルのサトウキビ産業とその雇用に関する実証研究」『国民経済雑誌』199（6）、2009年6月。

第7章：浜口伸明「ブラジルの経済成長における消費者融資の役割」『国民経済雑誌』199（1）、2009年1月。

最後に本書のような形で出版の機会を与えて頂いた神戸大学経済経営研究所
下村研一所長にこの場を借りて謝意を表するとともに、編集作業の労をおとり
頂いた共同研究推進室の中山由紀さんにお礼申し上げたい。

平成 22 年 12 月 4 日

西島章次・浜口伸明

目 次

はしがき	i
第1章 貿易自由化と経済成長－発展途上諸国へのインプリケーション－	
はじめに	1
1. 実証研究のサーベイ	2
2. 貿易自由化と経済成長の理論的關係	7
3. 発展途上国へのインプリケーション	12
(1) その他の市場の歪みが存在するケース	12
(2) ダイナミックではない産業に完全特化するケース	13
(3) 貿易自由化と技術係数 δ の問題	16
おわりに	19
第2章 貿易自由化と生産性－全要素生産性による実証分析－	
はじめに	25
1. 貿易自由化と生産性改善	26
2. データの基本情報	30
3. 全要素生産性の算出	31
4. 変数の定義と記述統計	32
5. 全要素生産性の決定要因分析	37
おわりに	43
第3章 貿易自由化と生産性－確率的フロンティア分析－	
はじめに	47

1. ブラジルの生産性に関する先行研究のサーベイ	48
2. 確率的フロンティア (Stochastic Frontier) 分析	53
3. 確率的フロンティア生産関数と非効率性決定式の推定	55
4. TFP 成長率の決定因の分析	61
おわりに	70
第4章 貿易自由化と産業賃金プレミアム	
はじめに	75
1. ラテンアメリカ諸国に関する先行研究	76
2. データの解説	80
3. 分析方法	82
4. 第1段階の推定結果	84
(1) 労働者の個人属性の効果	84
(2) 産業賃金プレミアム	88
(3) 大卒者の産業スキル・プレミアム	91
5. 自由化 (オープンネス) の産業賃金プレミアムへの影響	93
おわりに	97
第5章 貿易自由化後の国内人口動態と成長地域	
はじめに	103
1. ブラジルの地域格差	105
2. 人口移動	111
おわりに	117
第6章 サトウキビ産業における機械化と雇用	
はじめに	121

1. サトウキビの生産動向	123
2. サトウキビ産業の雇用状況	126
3. 機械化と雇用の決定因に関するパネル分析	134
おわりに	139

第7章 国内需要主導成長における消費者金融の役割

はじめに	143
1. ブラジルの経済成長の要因	145
2. ブラジルの自動車市場	149
3. 金融市場と所得が自動車需要に与えた影響	153
おわりに	157

執筆者紹介

西島 章次 神戸大学経済経営研究所 教授

浜口 伸明 神戸大学経済経営研究所 教授

第1章 貿易自由化と経済成長

－発展途上諸国へのインプリケーション－

はじめに

グローバリゼーションの進展とともに、多くの発展途上国が経済自由化を実施してきたが、その成果は多様である。典型的には、ラテンアメリカ諸国において1980年代中頃から、貿易自由化、資本自由化、金融自由化、民営化、規制緩和などの政策改革が急激かつ広範に実施されたが、その後の経済パフォーマンスは様々である¹。こうした発展途上国における経済自由化と経済パフォーマンスとの関係については、数多くの研究がなされており、とくに貿易自由化と経済成長の関係に多くの関心が寄せられ、成長回帰分析や内生的経済成長論の発展とともに、様々な実証研究が実施されてきた。

貿易自由化が、経済成長率に対して正の効果をもたらすとする研究は多く、代表的には、Dollar (1992)、Sachs and Warner (1995)、Edwards (1998)、Frankel and Romer (1999)、Dollar and Kraay (2004) などがある。しかし、Rodriguez and Rodrik (2001) では、一連の実証研究を取り上げ、開放度 (openness) の指標の適切さや、推定方法の問題、貿易政策と他の政策との関連などの問題から、多くの実証研究は統計的にロバストではないとの批判を展開している。したがって、貿易自由化と経済成長との関係は必ずしも明確とはいえない現状である。

本章は、まず、第1節でこうした実証研究をサーベイし、貿易自由化の経済

1 ラテンアメリカの政策改革については、西島・細野 (2002) を参照。

成長への効果を実証する際の様々な問題点を議論する。第2節では、貿易自由化と経済成長の理論的な関係を単純なモデルを用いて議論し、貿易自由化と経済成長との関係が一義的ではないことを明らかにする。第3節では、このモデルを用いて、貿易自由化と経済成長に関する、発展途上国へのいくつかのインプリケーションを明らかにする。

1. 実証研究のサーベイ

貿易の開始もしくは貿易自由化が経済成長率を高めるとする理由として、もっとも一般的に議論されるものは以下のような要因である²。

- ・ 保護の下での資源配分の誤りを是正する
- ・ 海外との競争に直面し、国内企業が様々な生産・経営上の改善を行う
- ・ 海外市場への販売拡大が規模の経済性を可能とする
- ・ 海外での技術が、それらを体現している中間財・資本財の輸入を通じ、また、模倣生産、技術移転などを通じて導入可能となる
- ・ 海外との取引が、国内の制度的改善をもたらす

これまでに実施されてきた貿易自由化と経済成長に関する実証研究の多くは、こうした諸要因を貿易政策の開放度や GDP に占める貿易比率などの開放度に反映させ、他の様々な成長決定要因をコントロールして、成長率を回帰するのが一般的である。ここで代表的な実証研究を簡単にレビューする。

まず、Dollar (1992) は、Summers and Heston (1988) のデータベースを用い、1976 年から 85 年の期間で 95 カ国の一人当たり所得の成長率を貿易ディスティション、為替レートのボラティリティなどの変数で回帰し、より大きな貿易ディ

2 閉鎖経済から開放経済への変化（貿易の開始）と保護貿易から自由貿易への変化は、理論的には同一のフレームで分析されることが多いが、貿易自由化の現実的な問題を考えるときには、自由化前にどの産業が保護されていたのかが、自由化後の経済成長率を決める重要な要因となる (Koujianou and Pavcnik, 2007)。

ストーション、為替レートのボラティリティが一人当たり所得の成長率を低めることを見出している。貿易ディストーションとボラティリティは各国の貿易財の相対価格の乖離を用いて計られている。

Sachs and Warner (1995) では、開放度指標を、資本財・中間財への関税率 (40%以下であるか否か)、これらの財に関する NTB の範囲 (40%以下であるか否か)、社会主義的な経済運営の国家であるか否か、輸出産業に独占的な国営企業が存在するか否か、ブラック・マーケットのプレミアム (20%を超えているか否か) などを考慮して作成し、79 カ国の回帰分析で、より高い開放度指標が一人当たり GDP の成長率と有意な正の関係にあることを見出している。

Edwards (1998) は、Sachs and Warner (1995) に加え、様々な開放度指標を作成し、実証を試みている。世界銀行 World Development Report 1987 の各国の貿易戦略の分類、Leamer (1988) の開放度指標 (貿易フローの回帰の残差から計算)、ブラック・マーケットの平均プレミアム、UNCTAD が Barro and Lee (1994) を用いて計算した平均関税率と NTB カバー率、Heritage Foundation の貿易ディストーション指標、輸出税・輸入税収入の総税収に占める比率、Wolf (1993) による輸入ディストーション比率、などである。Edwards は 1960-90 年について 93 カ国で実証し、9 つの開放度に関するインデックスの内 6 つが全要素生産性の成長と有意な関係にあったとしている。

Frankel and Romer (1999) では、これまでの多くの研究が開放度指標を直接的に経済成長率に回帰し、正の関係を導いているが、開放度が内生変数であることを無視しているとし、地理的な要因などを操作変数として用いた推定をおこなった。開放度には影響するが所得には影響しない変数として人口、土地面積、国境、距離などを操作変数として用い、通常の OLS による推定よりも、貿易の所得への影響がいくぶん大きくなるという結果を得ている。

以上の諸研究は、基本的に貿易自由化が経済成長率を高めるとの結果を導いているが、こうした結果に対し Rodriguez and Rodrik (2001) では、上記の先

行研究をそれぞれの研究で使用されたデータを用いて再現（再検証）し、基本的には開放度と経済成長に有意な関係は認められないとしている。貿易と成長率の関係における同次性の問題、貿易の開放度に関する適切な指標を作ることの困難性、計量分析における分析方法の問題などがその理由である。

まず、Dollar（1992）に対しては、貿易財の相対価格の乖離を用いて作成される貿易ディスティーションやボラティリティのインデックスに問題があると指摘している。貿易財の相対価格の乖離が貿易ディスティーションの指標として有効となるためには、輸出税や補助金が存在しないこと、一物一価が成立していること、輸送費などに格差が存在しないことが条件となるからである。また、彼らは Dollar（1992）の推定を再現し、途上国ダミー、初期の一人当たり所得、教育水準などの変数を導入すると貿易ディスティーションが有意性を失うことや、Summers and Heston（1988）の新しいデータを用いると Dollar の結果が支持されなくなるなどから、その結果の頑健性に疑問を投げかけている。

Sachs and Warner（1995）に関しては、開放度とは直接関係のない独占的な国営企業とブラック・マーケットのプレミアムがもっとも影響力のある変数であり、関税率や NTB それ自体の有意性が低い問題があるとしている。Edwards（1998）に関しても、不均一分散の処理の問題や、開放度指標の妥当性やより最近のデータを用いた再現性のテストで有意ではなくなる点で頑健性の問題を指摘している。Frankel and Romer（1999）に対しては、貿易政策の影響ではなく、貿易量の所得への影響を検証したものであること、また、彼らが用いた地理的要因は操作変数としては適切でないことを指摘している。地理的要因は貿易だけではなく、疫病など様々な要因を通じて所得に影響するからである。また、他の地理的要因（赤道からの距離、国土における熱帯地域の比率、地域ダミー）などを追加して彼らの推定を再現すると、貿易の有意性が失われたとしている。

さらに、Rodriguez（2006）では Dollar and Kraay（2004）を取り上げ、次の

ように批判している。Dollar and Kraay は、従来の分析には除外変数と同次性の問題があるとし、これまで貿易と成長の実証分析で考慮されてこなかった国内的要因（制度の質、政府支出、インフレ率など）を考慮するとともに、一次階差モデルによる操作変数法で実証を行った。結論的には、貿易の変化と成長率の変化に強い有意な関係が認められるとしている。しかし、Rodriguez (2006) は、ショックの影響が継続するなら一次階差モデルによっても同次性の問題を十分に解決するとはいえないこと（今日の貿易が、投資目的の輸入を通じて明日の成長に依存するかもしれないこと）や、除外変数の問題に対して追加された国内的な諸変数が適切でない問題があるとしている。

ただし、Wacziarg and Welch (2003) は、Sachs and Warner (1995) が示した開放度指標をアップデートするとともに改善した指標を作成し、推定を行っている。その結果は、Sachs and Warner の推定が時期の設定に関してセンシティブであり、1990年代で推定すると有意でなくなることや、新たにパネルデータ分析によってそれぞれの国の貿易自由化のタイミングを考慮し、自由化以前の時期と自由化後の時期を区別するダミー変数を導入した推定を行うと、1990年代であっても自由化が経済成長、投資にロバストに正の効果を持つことなどである。また、貿易自由化をより長く続けた国の経済パフォーマンスはより良好であるが、マクロ政策、交易条件、政治的安定性などにも影響を受けることを見出している。

以上のように、貿易自由化の経済成長への効果に関する実証研究は、見解が一致しない状況であるといえるが、その理由をまとめると以下になるであろう³。

1. 開放度の定義。そもそも、有効な開放度の指標は、貿易政策上の障壁の程度のみならず、貿易取引円滑化のための制度、競争効果、技術的アクセス

3 Baldwin (2004) , Winters, McCulloch and McKay (2004) 参照。

の可能性などが反映されなければならず、開放度と貿易政策の自由化の程度とは必ずしも同一ではない。また、貿易政策に関わる指標に限っても、次元の異なる関税、数量制限、NTBなどの要素を単一の指標に恣意的にアグリゲートしなければならない。しかし、多くの実証研究では限定的な開放度の指標が用いられてきた⁴。

2. 因果関係の問題。貿易の拡大は経済成長の原因ではなく、結果であるかもしれない。とくに輸出と輸入のGDPに占める比率を開放度の指標とする一般的な方法は、輸出がGDPの一構成要素であるという難点をもっている。また、一般的に産業構造の変化に伴う経済成長は貿易構造も大きく変化させる。さらに重要な問題として、経済成長とともに貿易政策自体が内生変数として変化する可能性を否定できない。
3. 同次性バイアスの問題。また、貿易のGDP比率などの開放度指標は、成長率とともに、推定では考慮されなかった他の隠れた変数に影響されている可能性が高い。貿易制限のレベルが一定であっても、例えば交易条件が改善し、貿易の拡大と成長率の拡大が同時に生じる場合、開放度と成長率はともに拡大する。
4. 貿易自由化の効果のみを取り出すことの困難性。貿易自由化は投資自由化、金融自由化、民営化などの他の改革項目と同時になされるのが一般的であり、その効果だけを取り出して実証することは困難である。同様に、一国の経済成長率は、たんに貿易政策だけではなく、マクロ的状況・財政金融政策、外的ショック、構造的要因、為替レート、産業政策の有無など、様々な要因によって決定されている。こうした要因を全て完全にコントロールすることは困難である。

4 その中でも Rodriguez and Rodrik (2001) は、関税や NTB などの貿易政策に基づく指標がもっとも適正であるとされる。しかし、特に貿易量で加重平均された平均関税率の場合、高関税であるが故に輸入量が極端に少ないため、貿易制限の程度が過小評価となる傾向がある。

5. 制度的改善の問題。貿易自由化とともに、レントの払拭、汚職の一掃、行政システムの改善、法の支配、人的資本の蓄積・教育システムの改善、紛争解決のメカニズム、知的所有権、などの制度的改善を伴わなければ、経済成長率を高める投資の拡大は望めない。したがって、制度改善を十分に考慮して実証しなければならない。
6. クロス・カンントリー分析の限定性の問題。より基本的な問題として、クロス・カンントリー分析は、対象の全ての国が同じ構造を有することを仮定する必要がある、それぞれの国の特異性を無視している。また、推定される関係が短期なのか長期なのかは明示されないなどの問題がある。この意味で、特定国の時系列での分析の蓄積が必要である。また、セクター別、企業レベルでの実証研究も有効であるといえる。

2. 貿易自由化と経済成長の理論的關係

理論的にも、貿易自由化（逆に貿易制限）と経済成長の關係は自明ではない。伝統的な静学的な貿易理論では、貿易自由化は、貿易政策がもたらしていたディスティーションを取り除き、実質 GDP を拡大する。しかし、外部経済性や他のディスティーションなどの市場の失敗が存在する場合には、貿易制限が GDP を引き上げる場合も存在する。また、よく知られているように技術進歩が外生的に与えられる新古典派の成長理論では、貿易制限は定常状態での長期的成長率には影響しないが、長期均衡への収束過程においては貿易制限が調整プロセスにどのように影響するかによってプラスにもマイナスにも影響する。

しかし、周知のように内生的成長論の発展とともに貿易と経済成長との關係にも新たな観点から光が当てられつつある。代表的には、Grossman and Helpman (1991) で、R&D が新しい中間財のヴァリエティを生み出し、それが更に中間財全体の生産性を引き上げると同時に知識のストックを増加させるプ

ロセスを通じて、経済成長が内生化する枠組みで貿易政策が議論されている。しかし、貿易自由化が経済成長を促進するかどうかは、比較優位に基づく特化パターンに依存する。いま、人的資本集約財を輸入し、未熟練労働集約財を輸出する経済を考えよう。輸入関税は人的資本集約財の国内相対価格を引き上げ、ストルッパ・サミュエルソン定理に従い、人的資本の価格を高める。人的資本価格の上昇はR&D活動のレベルを引き下げ、長期成長率は低下する。逆に、未熟練労働集約財を輸入している場合、輸入関税は人的資本の相対的価格を引き下げ、長期成長率を増加させる。したがって、長期成長率は貿易パターンに依存することになる。

もちろん、貿易による知識のスピルオーバー、技術・中間財・資本財のアクセスの改善、外部性や規模の経済性、競争効果、市場シグナル機能の改善、政府能力やガバナンスの改善など、長期的成長を高める様々な要因を考慮した議論が可能である。しかし、こうした議論においても、「いずれの利点も（経済成長を高めることは）保証されておらず、経済開放が一国をよりダイナミックでないセクターに押しやり、成長を阻害するモデルをつくることは困難ではない」（Winters, McCulloch and McKay, 2004, p.76。（ ）内は筆者）。例えば、Young（1991）、Redding（1999）などでは、一国がダイナミックではない産業に完全特化することによって長期成長率が低下することを理論的に示している。したがって、現実に貿易自由化もしくは開放度が経済成長率を高めるかどうかは、実証研究の問題であるといえる。

以下では、貿易政策（逆に貿易自由化）が経済成長率にどのように影響するかを理論的に理解するために、Rodriguez and Rodrik（2001）を参考にした単純なモデルを用いて議論しておこう⁵。

5 Rodriguez and Rodrik（2001）のモデルと本章のモデルとの相違点は、前者が学習効果が一つの産業でのみ生じるとしているのに対し、本章では両産業で生じるとしている点と、資源配分のロスを明確に示すために関税率の変化を明示的に取り入れている点である。

経済には農業部門（a）と製造業部門（m）の2つがあり、両部門の生産性には学習効果、生産経験などが働くとする。唯一の生産要素である労働は両部門を移動可能で、労働存在量を1とする。両部門の生産関数を、

$$X_t^m = M_t n_t^a \quad (1)$$

$$X_t^a = A_t (1 - n_t)^a \quad (2)$$

で与える n_t は製造業部門での労働雇用量、 a は労働分配率（両部門で共通）である。各部門の生産性は、それぞれの生産レベルによって変化するとする。

$$\dot{M}_t = \delta^m X_t^m \quad (3)$$

$$\dot{A}_t = \delta^a X_t^a \quad (4)$$

ここで、 δ は学習効果、生産経験を反映する係数である。

経済は当初、製造業は比較劣位財であり、世界価格で計った製造業の相対価格を1とする。製造業に関税 r を賦課すると、製造業の国内価格は $(1 + r)$ となる。労働市場の瞬時的均衡は両部門の労働の限界生産性価値が等しいところで成立する。

$$A_t (1 - n_t)^{a-1} = (1 + r) M_t n_t^{a-1} \quad (5)$$

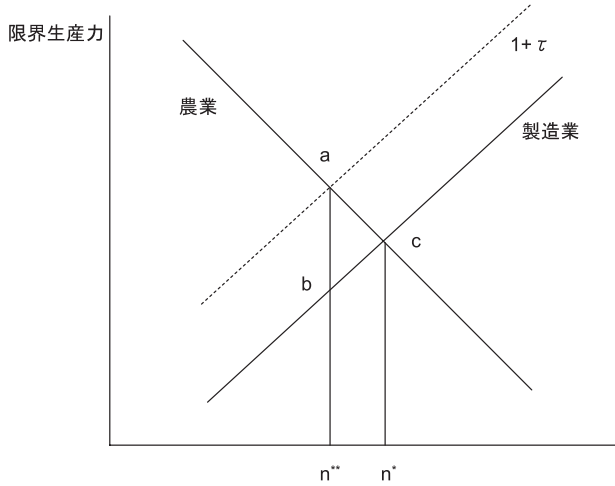
このとき、関税率の引き上げが製造業の雇用を拡大することは、

$$dn_t / dr > 0$$

より確認できる。

ところで、図1において、関税がない場合の労働市場の均衡点は c 点であるが、製造業に関税を賦課することによって製造業の労働配分は n^* から n^{**} へと拡大する。しかし、このとき世界価格で計った生産量では資源配分上のロス（三角形 abc ）が生じ、世界価格で計った経済全体の生産量は低下している。

図 1 労働市場の均衡



次に、労働市場の限界条件式（５）より、製造業部門の労働力の成長率は、

$$\hat{n}_t = \left(\frac{1-n_t}{1-\alpha} \right) (\delta^m n_t^\alpha - \delta^a (1-n_t)^\alpha) + \frac{1-n_t}{1-\alpha} \frac{\tau}{1+\tau} \hat{\tau} \quad (6)$$

として求まる。ここで（ $\hat{\cdot}$ ）は変化率を表す。したがって、製造業、農業の成長率はそれぞれ以下のように表現される。

$$\hat{X}_t^m = \frac{(1-\alpha n_t)}{1-\alpha} \delta^m n_t^\alpha - \frac{\alpha(1-n_t)}{1-\alpha} \delta^a (1-n_t)^\alpha + \frac{\alpha(1-n_t)}{1-\alpha} \frac{\tau}{1+\tau} \hat{\tau} \quad (7)$$

$$\hat{X}_t^a = -\frac{\alpha n_t}{1-\alpha} \delta^m n_t^\alpha + \left(1 + \frac{\alpha n_t}{1-\alpha} \right) \delta^a (1-n_t)^\alpha - \frac{\alpha n_t}{1-\alpha} \frac{\tau}{1+\tau} \hat{\tau} \quad (8)$$

それぞれの部門の成長率はそれぞれの部門における生産性の成長率の加重平均と関税率の変化の影響分となっているが、学習効果を通じる成長率への影響は完全雇用条件より、一方の部門の生産性の上昇が他の部門の成長率を低める関係にある。

次に、世界価格で計った経済全体の産出量は、

$$Y_t = X_t^m + X_t^a = M_t n_t^a + A_t (1 - n_t)^a$$

より、変化率では以下を得る。

$$\begin{aligned} \hat{Y}_t = & \left[\lambda_t + \frac{\alpha}{1-\alpha} (\lambda_t - n_t) \right] \delta^m n_t^a + \left[1 - \lambda_t - \frac{\alpha}{1-\alpha} (\lambda_t - n_t) \right] \delta^a (1 - n_t)^a \\ & + \frac{\alpha(\lambda_t - n_t)}{1-\alpha} \frac{\tau}{1+\tau} \hat{\tau} \end{aligned} \quad (9)$$

ここで、 λ_t は製造業の総産出に占める比率 ($\lambda_t = X_t^m / Y_t$) である。それぞれの部門の生産性の成長率の加重平均プラス関税率の変化の影響となっている。

ところで、労働市場の限界条件式 (5) より

$$\lambda_t = n_t / [(1 + \tau)(1 - n_t)]$$

を得るが、関税率がゼロ ($\tau = 0$) のケースでは、 $\lambda_t = n_t$ であり、経済全体の長率は

$$\hat{Y}_t = \lambda_t \delta^m n_t^a + (1 - \lambda_t) \delta^a (1 - n_t)^a \quad (10)$$

となる。図1ではc点に対応するところで、それぞれの部門で生じる学習効果による経済成長率 ($\hat{M}_t = \delta^m n_t^a$, $\hat{A}_t = \delta^a (1 - n_t)^a$) に各部門の雇用比率 λ_t を加重した率が経済全体の成長率として実現している。したがって、これは不完全特化のケースで、関税というディストーションが存在しない場合に対応する。

しかし、製造業に関税が賦課されると、 $\tau > 0$ より、

$$\lambda_t < n_t$$

であり、製造業の雇用比率が生産比率を上回る状態が成立している。

したがって、(9) 式右辺第3項より、関税率の上昇による世界価格で計った資源配分のロスが成長率にマイナスの影響を与えることを示している。また、(9) 式右辺第1項の係数のうち $\lambda_t - n_t$ はマイナスとなり、製造業の生産性上昇による成長率への効果は低下する。なお、 $\lambda_t < a n_t$ であれば (9) 式右辺第1項の係数はマイナスとなる。他方、(9) 式右辺第2項は、農業の生産性上昇の成長率への効果を示すが、製造業に関税が賦課される場合には、その効果が拡大することを示している。これは、製造業への関税賦課が製造業の生産を高

め、農業の生産を低めるが、関税というディスティーションがより製造業の限界生産力の低い労働者を雇用させ（したがって、製造業の雇用比率がその産出比率をより上回り）、学習効果による成長率への寄与を低下させ、逆に農業ではより限界生産力の高い労働者が雇用されるからである。反対に、農業に関税が賦課される場合は、逆が生じる。

以上より、関税賦課による資源配分のロスの効果が深刻ではなく、また、 $\lambda_i > an_i$ である限り、製造業への関税賦課はその学習効果による成長率への効果は正であり、しかも、製造業への関税賦課によって製造業の生産が拡大していることは、一般的に想定される $\delta^m > \delta^a$ を考慮すれば、経済全体の成長率を高めるはずである。逆に資源配分のロスが大きく、もしくは、過度の関税によって $\lambda_i < an_i$ が成立する状況であれば、成長率が低まるケースも生じる。したがって、貿易自由化（関税撤廃）が経済成長率を高めるか否かは、上の状況に依存しているといえる。

3. 発展途上国へのインプリケーション

（1）その他の市場の歪みが存在するケース

前述のモデルが示すように、関税を撤廃すると、資源配分上のロスを改善し、また、学習効果による経済成長への寄与をディスティーションのないレベルにまで引き戻すことになる。しかし、生産性の高い製造業の生産を引き下げることによってその学習効果を低め経済全体の成長率を引き下げる。結局、関税の撤廃の効果が経済全体の成長率を高めるか低めるかは当初の関税率のレベルに依存し、アブリオリには議論できないことになる。

こうした保護政策の撤廃が必ずしも経済成長を高めるとは限らない可能性は、よく知られているように経済に賃金格差などの別のディスティーションが存在するケースでも議論可能である。この点は、上記のモデルで簡単に示すことがで

きる。いま、労働市場におけるデISTーションによって、製造業部門賃金が $(1 + \rho)$ だけ農業部門賃金より高くなる賃金格差が存在すると仮定すると、労働市場の均衡条件より

$$A_i (1 - n_i)^{\alpha-1} (1 + \rho) = M_i n_i^{\alpha-1}$$

が成立しており、明らかに図1と同様に資源配分のロスが生じている。ただし、この場合は、農業部門の限界生産力曲線が右方向にシフトした形で描かれる。このため、デISTーションに応じて製造業の産出量はデISTーションが存在しない場合より低いレベルとなっている。したがって、こうしたデISTーションが存在する場合、このデISTーションを打ち消すための貿易政策（例えば、製造業にデISTーションと同じ比率の関税賦課）を実施し、両部門の限界生産力を一致させれば、資源配分のロスは消滅し、また、製造業の産出量も回復するはずである。したがって、こうした国内に存在するデISTーションを相殺する保護政策を撤廃することは、資源配分のロスを再現させ、また、製造業の生産量を引き下げ、それに依存する生産性の上昇も低下させることになる。

以上を勘案すると、保護政策がセカンドベストを実現しているケースにおいては、貿易自由化が経済成長率を高めるかどうかは理論的には明確にいえないことになる。したがって、貿易自由化において、その対象となる保護政策の目的と手段を考慮する必要がある、必ずしも一律の貿易自由化が望ましいとはいえないことになる。ただし、ここでの議論は理論的な可能性にとどまり、どの程度現実的な重要性があるかは検討が必要であり、今後の課題である。

（2）ダイナミックではない産業に完全特化するケース

さらに重要な問題は、こうした保護政策の撤廃により、製造業自体が国際的競争に負け、存続できなくなるケースである。この場合、製造業での学習効果による生産性の向上が犠牲となる。多くの貿易自由化反対の論者が主張す

る、貿易自由化により比較優位を有するがダイナミックではない産業（学習効果、規模の経済、外部効果などを有しないか、乏しい産業）に特化を強いられるケースである。

Redding (1999) は、上記のモデルと同様のセッティング（ただし、高技術財と低技術財、自国と外国）のモデルで、比較優位構造と経済成長率が同時に内生的に決定されることを議論している。いま、自由貿易下での両国の比較優位構造が、

$$\frac{M_t}{A_t} < \frac{P_t^\alpha}{P_t^\beta} < \frac{M_t^*}{A_t^*}$$

で与えられるとする（ P^α 、 P^β はそれぞれの部門の価格で両国で共通、* は外国を示す）と、貿易パターンは、自国は低技術財（農業）に完全特化、外国は高技術財（製造業）に完全特化していることを意味する。こうした特化パターンは、過去の生産の経験による学習効果が比較優位構造を決定するとともに、世界全体での両部門間での労働配分とそれぞれの部門の生産性の成長率を決定していることを示唆している。不完全特化の場合の自国の成長率は（10）式で与えられるが、自由貿易の完全特化の下では、低技術財（農業部門）に特化するので、

$$\hat{Y}_t = \delta^\alpha$$

となり、このときの自国の成長率は、 $\delta^\alpha < \delta^\beta$ である限り、不完全特化のケースより低い。他方、外国においては、農業部門（低技術部門）自体が存続できなくなったとしても、不完全特化に比べ、製造業部門（高技術部門）に完全特化することによって、経済成長率がより高まる。いずれによせ、Redding によると、以上の状況は、自由貿易下の比較優位に従う特化は、内生的に各部門の成長率を変化させ、さらに生産性の変化が比較優位構造に影響し、比較優位と成長率が内生的に決定されるとする（p.22）。

この意味で、自由貿易によってダイナミックな産業を持ちうるか否かが長期的な経済成長を決定する上で重要であり、ダイナミックな産業を保護している

発展途上国と、ダイナミックではない産業を保護している先進国とでは、貿易自由化の意味は大きく異なるといえる。もちろん、ここでのモデルは極端に単純化されたものであり、現実にはより多くの産業が存在するであろうが、基本的には貿易自由化によって、どのような産業グループを有するかが、成長率を決定する上で重要であるとする議論に変わりない。

以上のコンテキストにおいて、経済成長には比較優位原理に基づき特定の産業に特化するのではなく、より多様な産業を有することが重要であるとする議論がある。Imbs and Wacziarg (2003) は、各国のクロスセクション分析によって、経済は産業が多様化するに従い、ある一定の所得レベル（ちょうどアイルランドの所得水準に対応する）までは所得が増大するが、より高い所得レベルにおいては逆に産業の特化によって所得が増大することを見出している。したがって、産業の集中（特化）の程度と一人当たり所得の関係ではU字形となる。この結果は、製造業だけの分析でも妥当し、また、一国内の分析においても妥当するとしている。同様に、Klinger and Lederman (2004) は、新しい輸出財の数は所得との関係では、U字形となるとしている。

これらの実証研究に従えば、発展途上国における経済全体の一人当たり所得の上昇は、貿易自由化による特化ではなく、産業を多様化し、新しい産業の導入や生産性の改善が必要であるといえる。Rodrik (2006) は、こうしたことを考慮し、以下の論点を示している。

1. 経済成長には特化より多様化が必要であること、
2. 急激に成長する国は製造業部門の比率が大きい国であること、
3. 成長の加速（離陸）は製造業の拡大による構造的変化を伴っていること、
4. 貿易の特化パターンは要素賦存のみによって決められるわけではなく、経済全体の生産能力、人的資本の賦存の程度、適切な政策によって特化パターンが決まること、
5. より洗練された財の輸出を促進する国の成長率が高いこと、

(より洗練された財を生産することは技術的キャッチアップをもたらす)

6. 個々の財のレベルでは、「条件付きではない」収束がみられること、
(GDP レベルでは無条件収束はデータで確認されないが、財レベルでは技術の収束がみられる)
7. 製造業への特化は他の産業の高度化に貢献する
(製造業への特化が生産性向上の可能性を有するまだ利用されていない新しい経済活動へジャンプする可能性)

要するに、比較優位に基づく産業構造ではなく、貿易自由化を実施するとともに、産業政策や工業化政策によって製造業を多様化すべきであるという主張である。工業化は、外部経済効果とスピルオーバー効果を秘めており、技術の伝播、労働者の技能向上、投入財の供給、経営資源の波及などの可能性を有しているため、一般的に、製造業投資は社会的収益が個人的収益を上回ることが多い。このために、産業政策による必要な投資コーディネーションを実施すべきだとしている。

(3) 貿易自由化と技術係数 δ の問題

第Ⅱ節のモデルでは、理論的に想定されている学習効果・経験の蓄積が成長・生産性の改善に果たす効果は、技術係数(δ)に反映されているが、こうしたプロセスが効率的に機能するためには、制度の発展度に大きく依存する。したがって、貿易自由化・開放度のコンテキストでいえば、貿易自由化と制度との相互作用が重要となる(Winters, 2004)。実証研究においても、例えば, Lora and Panizza (2002) は、経済自由化の経済パフォーマンスへの効果は概してポジティブなものであるが、改革の分野や各国の特別な事情、とりわけ公的制度の質に大きく左右される可能性があることを指摘している。逆に、制度能力の決定因としての貿易自由化の役割を重視する実証研究として、例えば La Porta et al. (1999) では、開放度が制度の質の改善とロバストに正の関係にあること

を、所得分配、民族的多様性、政治的変数などを考慮した実証で明らかにしている。したがって、貿易自由化が実施される時点で、高い制度能力を備えているか、貿易自由化が制度の質を高めることが、貿易自由化と経済成長との正の関係を保証する重要な要件となるといえる。

Rodrik (2000) によれば、成長とかかわる制度として以下が重要であるとしている。

1. 知的所有権：たんに法的な整備だけではなく、民間へのエンフォースメントのメカニズム、伝統と習慣との組み合わせが必要である。
2. 規制のための制度：独占禁止法、銀行規制、投資コーディネーションの失敗・資本市場の不完全性に対処するための政策など、外部性、情報の不完全性、市場支配力などを是正する制度。
3. マクロ経済安定化のための制度：中央銀行の最後の貸し手としての役割や、pro-cyclical な財政金融制度の改善など。
4. 社会保障のための制度：所得移転政策に加え、終身雇用制、企業の福利政策、小規模経営のビジネスの保護など、所得移転に代替しうる制度（日本を念頭に置いて議論している）。
5. 社会的対立を防ぐ制度：法の支配、良質な司法制度・政治制度、独立した労働組合、社会的パートナーシップの確立などである。

こうした制度の質は、経済主体の自由な経済活動を保証し、投資へのインセンティブを促進する。同時に、経済改革や対外ショックなどの外生的なショックに対し、社会が速やかにかつ過度のコストを伴わないで必要な調整を可能とする。すなわち、特定のセクターに過度の調整負担を強いることなく、社会的・政治的な不安定化を回避することが可能であり、経済自由化が正当化され経済成長につながる条件を提供する⁶。

6 しかし Rodrik (2006) は、過度に制度を重視することを“institution fundamentalism”と呼んで批判的でもある (p.979)。

では、経済自由化はいかにして制度の質を高めるのであろうか。一般的な議論として、Islam and Montenegro (2002) は、貿易・資本自由化が制度改革を促進する背景として以下を挙げている。

1. より激しい国際競争の環境にあっては、制度能力に劣る状況にある経済主体は競争に不利であり、制度変更へのインセンティブを持つ。
2. 経済主体間での競争が激しくなればレントシークや汚職が困難となる。
3. 貿易の取引相手が拡大するとビジネスチャンスも拡大するがリスクも拡大する(見知らぬ取引相手も増加する)。このため、既存のネットワークやルールを陳腐化させ、より効率的な制度が要求される。
4. 貿易や直接投資に伴い、海外のより効率的な制度の存在を途上国の経済主体が学ぶことになり、直接投資企業とともに現地企業も制度改革に向けてのロビー活動を活発化させる⁷。

要するに、経済自由化の推進は、制度の不備がもたらす取引コストを顕在化させるとともに、とくに直接投資の場合、制度能力と密接な関係にある経営資源のスピルオーバーを通じて、当該国の制度能力の改善・育成に寄与する可能性がある。Rajan and Zingales (2003) では、貿易や国際資本移動に伴う競争圧力が各国の金融制度の近代化における一つの原動力となったことを指摘している。こうした議論は、制度能力の決定要因に関する実証研究によっても概ね支持されている。すなわち貿易自由化については Islam and Montenegro (2002) の他、Ades and Di Tella (1999)、Treisman (2000)、Bonaglia et al. (2001)、Gatti (2004) などが、資本自由化については Larrain and Tavares (2004) が、いずれも自由化の推進が制度能力を改善すると結論づけている。

したがって、一般的に内生的成長論が想定する技術係数が自由化によって改善されるか否かが、貿易自由化と経済成長を繋げる極めて重要な要件であると

7 NAFTA 締結後、メキシコの銀行業界がよりよい銀行規制を実現するようにロビー活動を行ったことを事例として挙げている。

いえる。逆にいえば、たんに貿易自由化だけをナイーブに実施するのではなく、制度改善につながる条件を整備するか、同時に制度改革を政策的に実施することが、貿易自由化と経済成長の正の関係を保証する一つの重要な条件となる。この点に関連し、Fukumi and Nishijima (2010) では、直接投資と制度改善の間に相互作用が存在することをラテンアメリカに関して実証し、自由化によって直接投資を促進することが制度改善に有効であり、かつ、制度改善が直接投資をさらに拡大する好循環が存在することを明らかにしている。

おわりに

本章では、貿易自由化と経済成長の關係に焦点を当て、発展途上諸国へのインプリケーションを議論した。実証研究のレビューからは、貿易自由化が経済成長を高めるとする研究が多いが、データや実証の技術的問題から、明確な結論を得られない現状であり、そうした実証研究の問題点を議論した。また、本章では、単純な成長理論モデルを用い、貿易自由化が経済成長を高めるか否かの条件を明らかにし、発展途上国へのいくつかのインプリケーションを検討した。そこでは、貿易保護政策が他のディスティーションを考慮して実施されている場合には保護政策の撤廃が必ずしも経済成長率を高めないこと、貿易自由化によってダイナミックではない産業に特化する場合には経済成長率が低下すること、生産性を向上させる技術係数が機能するためには制度的な整備が必要であること、などを議論した。これらの議論から導き出される政策的インプリケーションは、以下の3点となる。

- (1) 一律の貿易自由化ではなく、保護政策の目的などを考慮した自由化が必要であること
- (2) 貿易自由化とともに産業の多様化を実現する産業政策の余地が存在すること

(3) 経済成長を決定する技術係数が機能するためには制度能力が前提条件となるが、貿易自由化が持つ制度能力改善への諸力を、有効に活かす必要があること

ところで、貿易自由化が経済成長を高めるか否かは、理論的にも実証的にも明確な答えを出せないことを議論してきたが、同時に保護政策が経済成長率を高めるか否かについても明確な回答がないことにも注意しておかなければならない⁸。結局、経済にとって貿易それ自体の存在を否定できないものであるとすると、議論は貿易自由化のプロセスのあり方を問題とすべきであり、個々の国々の事情を考慮した適切な貿易自由化のシーケンス、スピード、範囲などを実現する政策のあり方が課題となるといえる。

また、経済成長を規定するのは貿易自由化だけではなく、様々な要因に依存していることも重要である。貿易自由化は経済改革の一つの項目に過ぎず、資本自由化、規制緩和、民営化、金融市場・労働市場の改革などとのバランスのとれた改革が必要である。さらに、マクロ的安定は経済成長の前提条件であり、また長期的な経済成長には、教育投資、インフラ投資、環境保全、社会的安定化など、長期的成長への制約条件を解消する政策も大きな影響を与える。したがって、貿易自由化のみに限って経済成長への影響を議論するのは適切ではなく、様々な要因を考慮することが必要であると同時に、条件の異なる個々の国々での実証研究の積み重ねが必要であるといえる。

8 Rodriguez and Rodrik (2001), p.317.

参考文献

- Ades, A. and R. Di Tella (1999), "Rents, Competition, and Corruption," *American Economic Review*, Vol.89, No.4, 982-993.
- Baldwin, R. E. (2004), "Openness and Growth: What's the Empirical Relationship?" R. E. Baldwin and L. Alan Winters (eds.) *Challenges to Globalization: Analyzing the Economics*, Chicago, NBER University Chicago Press.
- Barro, R. J. and J. W. Lee (1994), "Data Set for a Panel of 138 Countries," Harvard University.
- Bonaglia, F., J. B. de Macedo and M. Bussolo (2001), "How Globalization Improves Governance," *OECD Development Center Technical Papers* No.181.
- Dollar, D. (1992), "Outward-Oriented Developing Economies Really Do Grow More Rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976-85," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 40, No. 3, 523-544.
- Dollar, D. and A. Kraay (2004), "Trade, Growth, and Poverty," *The Economic Journal*, Vol.114, No. 493, pp. F22-F49.
- Edwards, S. (1998), "Openness, Productivity and Growth: What Do We Really Know?" *The Economic Journal*, Vol.108, No.447, 383-398.
- Frankel, J. and D. Romer (1999), "Does Trade Cause Growth?" *American Economic Review*, Vol. 89, No. 3, 379-399.
- Fukumi, A. and S. Nishijima (2010), "Institutional Quality and Foreign Direct Investment in Latin America and the Caribbean," *Applied Economics*, Volume 42, Issue 14, 1857-1864.
- Gatti, R. (2004), "Explaining Corruption: Are Open Countries Less Corrupt?" *Journal of International Development*, Vol.16, Issue 6, 851-861.
- Grossman, G. and E. Helpman (1991), *Innovation and Growth in the Global Economy*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Imbs, J. and R. Wacziarg (2003), "Stages of Diversification," *American Economic Review*, Vol.93, No.1, 63-86.

- Islam, R. and C. E. Montenegro (2002), "What Determines the Quality of Institutions?" *World Bank Policy Research Working Paper* No.2764.
- Klinger, B. and D. Lederman (2004), "Discovery and Development: An Empirical Exploration of 'New' Products," *World Bank Policy Research Working Paper* No.3450.
- Koujianou, P. and N. Pavcnik (2007), "Distributional Effects of Globalization in Developing Countries," *Journal of Economic Literature*, Vol. XLV, Issue 1, 39-82.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny (1999), "The Quality of Government," *Journal of Law, Economics, & Organization*, Vol.15, No.1, 222-279.
- Larrain, F. and J. Tavares (2004), "Does Foreign Direct Investment Decrease Corruption?" *Cuadernos de Economía*, Vol.41, No.123, 217-230.
- Leamer, E. (1988), "Measures of Openness," in R. Baldwin, ed., *Trade Policy Issues and Empirical Analysis*, Chicago, Chicago University Press, 147-200.
- Lora, E. and U. Panizza (2002), "Structural Reforms in Latin America under Scrutiny," *IDB Research Department Working Paper* No.470.
- Rajan, R. G. and L. Zingales (2003), "The Great Reversals: the Politics of Financial Development in the Twentieth Century," *Journal of Financial Economics*, Vol.69, Issue 1, 5-50.
- Redding, S. (1999), "Dynamic Comparative Advantage and the Welfare Effects of Trade," *Oxford Economic Papers*, Vol.51, Issue 1, 15-39.
- Rodriguez, F. R. (2006), "Openness and Growth: What Have We Learned?" *Wesleyan Economics Working Papers*, No.2006-11, 39.
- Rodriguez, F. R. and D. Rodrik (2001), "Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's Guide to the Cross-National Evidence," *NBER Macroeconomics Annual 2000*, Vol. 15, 261-325.
- Rodrik, D. (2000), "Institutions for High-Quality Growth: What They Are and How to Acquire Them," *NBER Working Paper*, No.7540.
- Rodrik, D. (2006), "Goodbye Washington Consensus, Hello Washington Confusion? A Review of the World Bank's *Economic Growth in the 1990s: Learning from a Decade of Reform*,"

- Journal of Economic Literature, Vol.44, Issue 4, 973-987.
- Rodrik, D. (2006), "Industrial Development: Stylized Facts and Policies," (<http://ksgghome.harvard.edu/~drodrik/industrial%20development.pdf>).
- Sachs, J. and A. Warner (1995), "Economic Reform and the Process of Global Integration," *Brookings Paper on Economic Activities*, Vol.1995, No.1, 1-118.
- Summers, R. and A. Heston (1988), "A New Set of International Comparisons of Real Product and Price Levels Estimates for 130 Countries, 1950-1985," *Review of Income and Wealth*, Vol.34, Issue 1, 1-25.
- Treisman, D. (2000), "The Causes of Corruption: A Cross-National Study," *Journal of Public Economics*, Vol.76, Issue 3, 399-457.
- Wacziarg, R. and K. H. Welch (2003), "Trade Liberalization and Growth: New Evidence," *NBER Working Paper* No. 10152.
- Winters, A., N. McCulloch and A. McKay (2004), "Trade Liberalization and Poverty: The Evidence So Far," *Journal of Economic Literature*, Vol. XLII, No.1, 72-115.
- Winters, A. (2004), "Trade Liberalisation and Economic Performance: An Overview," *The Economic Journal*, Vol.114, Issue 493, F4-F21.
- Wolf, H. (1993), "Trade Orientation: Measurement and Consequences," *Estudios de Economia*, Vol.20, No.20, 52-72.
- Young, A. (1991), "Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.106, No.2, 369-405.
- 西島章次・細野昭雄編 (2002) 『ラテンアメリカにおける政策改革の研究』 神戸大学経済経営研究所研究叢書 No.62、pp.426。

第2章 経済自由化と生産性 －全要素生産性による実証分析－

はじめに

2003年にゴールドマン・サックスが作成した報告書 *Dreaming with BRICs : The Path to 2050* のなかで、ブラジルも BRICs の一員として位置づけられているが、ブラジルがこの報告書で描かれた経済を実現するためには、克服すべき課題は多い。

周知のように、ブラジルは1980年代にハイパー・インフレと対外債務によって深刻な経済危機に見舞われたが、90年代に入るとラテンアメリカ諸国におけるネオリベリズムの浸透とともにブラジルでも経済自由化が実施され、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た。経済改革により、マクロ経済の安定や、貿易・資本自由化、民営化、規制緩和などが急激に進展し、経済のダイナミズムを回復しつつある。ブラジルが資源供給国として世界経済において極めて重要な位置にあることに加え、こうした経済自由化に基づく変化が、将来的な経済大国の一つとして考えられる基本的な背景となっている。

だが、ブラジルが長期的・持続的な成長を実現するためには、いくつかの課題が存在する。ミクロ的には、資源配分の効率性の改善や企業の生産性改善が継続的に、かつ、十分に速いスピードで生じることが必要であるし、マクロ的には、低い国内貯蓄率、貧困や所得分配などの社会的問題、深刻化する環境問題、インフラの未整備、電力供給の不足、長期的融資の不足、教育システムの遅れ、非効率な諸制度、などの制約要因が解消されなければならない。こうし

た制約条件を理解しておくことは、ブラジルの長期的成長の問題点を検討する上で不可欠であると同時に、BRICs 諸国の比較研究における極めて重要な視点ともなる。

本章では、以上のコンテクストからブラジルにおける企業の生産性に着目するが、とくにブラジル企業の生産性上昇と貿易自由化もしくはオープンネスとの関係に焦点を当てて検討する。貿易自由化もしくはオープンネスが企業の生産性改善と有意な関係にあるのであれば、今後のブラジル経済にとっては、いっそうの経済的開放が重要な課題となるといえる。また、「ブラジル・コスト」としてよく知られているインフラや制度における制約条件と生産性との関係も検討する。以下、第2節では、貿易自由化と生産性についての先行研究をサーベイする。第3節では、貿易自由化もしくはオープンネスと企業の生産性との関係についていくつかの特徴を概観する。第4節では、World Bank が提供する Investment Climate Survey の企業マイクロデータを用い、ブラジル企業の TFP を実証分析する。

1. 貿易自由化と生産性改善

ブラジルでは、経済自由化によってどのように生産性が変化してきたのであろうか。図1はブラジルの中央銀行が Boletim mensal で報告している労働生産性の推移を示している。1990年代に急激な上昇を続けた後、2000年代に入ると変化はほとんど見られない。貿易自由化が一段落したこと、生産性の改善が一定の段階に達したこと、1999年からの通貨危機が影響したこと、その後の景気回復により雇用が拡大したことなどで、2000年代の労働生産性の停滞は説明可能である。しかし、1990年代に労働生産性が急激に改善されたことは明らかで、経済改自由化の影響は明白だといえる。

図1 製造業部門の労働生産性の変化 1992 = 100

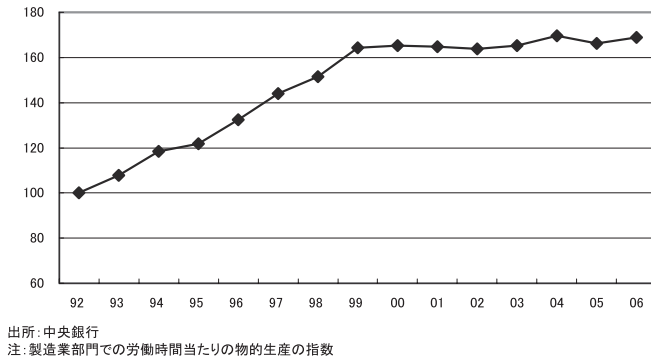
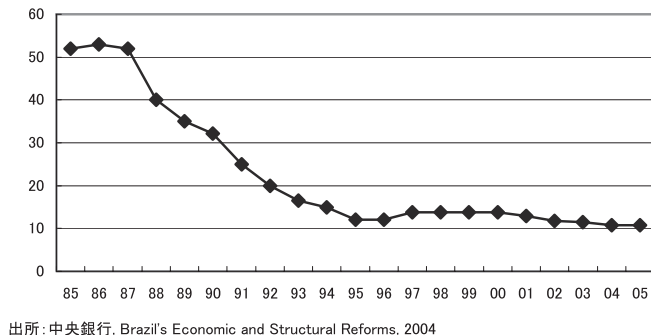


図2は、平均関税率の変化を示したものである。1985年から1990年代中頃まで急激な低下を示しているが、ほぼ国際的水準にまで下がった後、1990年代中頃からはその低下は鈍化傾向にある。しかし、図1の労働生産性の変化と関税率の変化を重ね合わせると、数年のタイムラグをもって1990年代には両者に明らかな関係が存在するといえる。もっとも、経済自由化には資本自由化、金融市場の自由化、民営化、規制緩和などが含まれるため、単に貿易自由化のみが生産性改善に寄与したとは議論できないが、以下に述べる理由を勘案すると、貿易自由化が生産性改善の一つの重要な要因であったと考えるべきである。

図2 平均関税率 (%)



貿易自由化が生産性を高める理由として、第1章の貿易自由化と経済成長率の講論を再録すると、以下の要因が重要であろう。

- ・ 保護の下での資源配分の誤りを是正する
- ・ 海外との競争に直面し、国内企業が様々な生産・経営上の改善を行う
- ・ 海外市場への販売拡大が規模の経済性を可能とする
- ・ 海外での技術が、それらを体現している資本財・中間財の輸入を通じ、また、模倣生産、技術移転などを通じて導入可能となる
- ・ 海外との取引が、国内の制度的改善をもたらす

ところで、これまでに実施されてきた貿易自由化と生産性に関する実証研究の多くは、こうした諸要因を貿易政策の開放度や GDP に占める貿易比率などの開放度に反映させ、他の様々な諸要因をコントロールして回帰するのが一般的である（第1章参照）。

貿易と生産性の関係に関しては、クロスカントリーの分析で、Coe, Helpman and Hoffmaister（1997）が、知的資本のインデックスを作成し、知的資本へのアクセスによって貿易が TFP を高めることを見出している。また、産業レベルでの分析では、例えば Hay（2001）がブラジルに関して貿易自由化が主として輸入競争を高めることによって生産性を高めたとしている。また、Ferreira and Ross（2003）は、ブラジルの産業ごとの TFP を生産関数から計測し、実行関税率の低下や輸入比率の上昇が TFP の改善と有意な関係があったとしている。他方、Kim（2000）は、韓国に関し、輸入競争の激化により、利潤マージンの引き下げと規模の拡大が生じ、同時に技術への直接的なアクセスによって TFP の改善がなされたとしているが、貿易自由化は韓国で生じた TFP 改善の主要な要因ではなかったとも考えている。

企業レベルのデータを用いた研究としては、Tybout and Westbrook（1995）は、メキシコの 1984-90 年に関し、自由化による競争が合理化をもたらし、非効率的な企業を淘汰し、産業の生産性を改善すると同時に、安価な輸入財が生産性

と利益率を改善し、輸入競争が技術上の改善をもたらしたとする。また、輸出が技術改善や TFP 改善をもたらすかどうかに関しては、アフリカを対象とした Bigsten, et al. (2000) や、中国を対象とした Kraay (1997) では有意な結果を得ているが、ラテンアメリカを対象とした Tybout and Westbrook (1995) やアジアを対象とした Aw, Chung and Roberts (2000) では有意な関係を得ていない。

こうした実証研究において忘れてはならない問題は、企業が海外との関係においてオープンであることと、生産性との間に存在すると考えられる内生的な因果関係である。効率的な企業は、輸出比率も高く、また、海外での事業展開や外資の資本参加、海外からのライセンス契約、先進的な技術が体化された輸入投入財の利用などにも、より積極的であろう。他方、こうしたオープンネスが高い企業は、上述した様々な理由を通じて生産性を改善することが可能であろう。このため、実証研究においては、以上のような内生性の問題が適切に考慮されなければならない。

いま一つの内生性の問題は、企業成長と TFP の関係である。企業のオープンネスが高まり、技術や生産性が改善し TFP が高まれば、企業の競争力を高め、潜在的な成長率を高めると議論しうる。しかし、企業の成長が TFP を高めるか否かは様々な可能性を考える必要がある。一方で、成長による生産規模の拡大は規模効果を通じて生産効率を高めるであろうが、他方で、生産の拡大が主として生産要素投入の拡大によってなされるのであれば、TFP の定義それ自体から TFP は低下することを否定できな。

もう一つの注意すべき論点として、貿易自由化による生産性の改善は、生産の拡大や輸出の拡大によって雇用の拡大をもたらすが、他方で労働生産性の上昇とともに雇用水準の低下をもたらす可能性が高い。こうした論点は西島 (2007) でも議論されているが、生産性と雇用の関係は、貿易自由化によってどのような産業への特化が進展するかが重要であり、また、貿易自由化に伴う企業や産業の出現と淘汰を考慮することが必要である。こうした問題に対して

は、企業レベルのデータの分析において企業の参入・退出の問題を扱えるのであれば、より意義のある分析が可能となるといえる。

以下、ブラジルの企業に関して、貿易自由化や企業自体のオープンネスが生産性とのような関係にあるのかを検討するが、とくに、関税による保護の程度や、企業が輸出を行っているか否か、外国企業の資本参加を受け入れているか否か、輸入投入財を利用している否かなど、海外との取引にオープンであるかどうかと TFP との関係に着目する。また、ブラジルにおいて固有ともいえるいくつかの制約要因についても分析を行う。なお、データの制約から、オープンネスと生産性との内生性の問題、企業の参入と退出の問題は扱えないが、成長率と TFP との内生性の問題については考慮される。

2. データの基本情報

本章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の約 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。調査項目の詳細については Appendix を参照されたい。

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。この意味で、産業の偏り、地域の偏りがあり、また期間が限定されていることから、セレクション・バイアスの可能性を有しているこ

とを否定できないが、極めて豊富な調査項目を有しており、現時点ではもっとも信頼のおけるブラジルの企業に関するマイクロデータの一つであるといえる。

3. 全要素生産性の算出

本章で使用する TFP の導出方法は、代表的な企業の 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) の方法に従う。ここで、 t 時点における企業 f の TFP を、初期時点 ($t = 0$) における当該産業の代表的企業の TFP (当該産業における平均値) との比較の形で以下のように定式化する。

$$\begin{aligned} \ln TFP_{f,t} = & (\ln Q_{f,t} - \overline{\ln Q_t}) - \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (S_{i,f,t} + \overline{S_{i,t}}) (\ln X_{i,f,t} - \overline{\ln X_{i,t}}) \\ & + \sum_{s=1}^t (\overline{\ln Q_s} - \overline{\ln Q_{s-1}}) - \sum_{s=1}^t \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (\overline{S_{i,s}} + \overline{S_{i,s-1}}) (\overline{\ln X_{t,s}} - \overline{\ln X_{i,s-1}}) \end{aligned}$$

ここで、

$Q_{f,t}$: 時点 t における企業 f の総生産額

$S_{i,f,t}$: 時点 t における企業 f の生産要素 i のコストシェア

(生産要素は、労働、資本、中間投入財である)

$X_{i,f,t}$: 時点 t における企業 f の生産要素 i のコスト

$\overline{Q_{f,t}}$, $\overline{S_{i,f,t}}$, $\overline{X_{i,f,t}}$: それぞれの平均値

なお、以上の TFP の産出には、資本コストのデータが必要であるが、機械や建物などへの固定資産への支出額を資本コストとする場合と、Goedhuys (2007) に従い金融コストで資本コストを代理する場合と、それぞれの場合に応じて TFP を算出したが、両者にはほとんど相違がなかった。因みに両者の相関係数は 0.9880 であるが、前者の場合サンプル数が半減することから、以下では、金融コストで資本コストを代理して産出した TFP を採用する。

4. 変数の定義と記述統計

以下で使用される変数の定義と基本統計量は以下の表 1 の通りである。

表 1

変数記号	変数名	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
TFP	総要素生産性 (対数)	4167	-0.070	0.518	-1.930	1.997
lnreve	売上額 (対数)	4628	14.424	1.963	9.448	22.090
lnprod	生産額 (対数)	4570	14.512	2.000	6.368	22.110
lnlabor	雇用量 (対数)	4806	3.961	1.137	0.000	8.772
lncapital	固定資本 (対数)	4461	12.763	2.296	4.906	20.509
lncapint	資本 / 労働比率 (対数)	4449	8.786	1.746	0.024	16.645
lnlpp	労働生産性 (生産額 / 雇用量) (対数)	4556	10.547	1.324	2.308	17.716
caputi	稼働率 (%)	4814	74.677	16.995	8	100
lninvest	固定資本投資額 (対数)	2137	10.916	2.274	3.365	18.991
sup	高技能者雇用比率 (%)	4795	3.603	6.317	0	80
exporter	輸出企業 (当該年度に輸出している =1, otherwise=0)	4926	0.236	0.425	0	1
foreign *	外資系企業 (外資資本参加 33% 以上 =1, otherwise=0)	4926	0.054	0.225	0	1
INOV *	イノベーション (程度に応じ 6 段階)	4920	1.632	0.959	0	5
import *	投入財に占める輸入比率 (%)	4911	11.028	20.514	0	100
eletr *	電力供給制約(大きい値ほど制約が大きい, 5 段階)	4923	1.196	1.320	0	4
impos*	租税負担(大きい値ほど負担が大きい, 5 段階)	4908	2.768	1.194	0	4
traba *	労働関連規制(大きい値ほど制約が大きい, 5 段階)	4911	2.535	1.266	0	4
credi *	信用アクセスの困難性(大きい値ほど困難, 5 段階)	4848	2.579	1.401	0	4
cenerg	エネルギーコスト (対数)	4572	10.005	2.021	0.281	18.030
clabor	労働コスト (対数)	4612	12.761	1.677	6.609	19.734
kfcost	金融コスト (対数)	3809	10.562	2.729	0.252	19.336
cadmi	管理・租税コスト (対数)	4511	11.298	2.474	2.241	19.421

注： * は time invariant な変数である。

まず、名目変数の実質化は、IPEA data の卸売物価指数を用いた。生産額、売上額は製造業部門の卸売価格指数 (IPA-origem indústria de transformação)、固定資本は資本財卸売価格指数 (IPA-DI máquinas e equipamentos)、投入財は原材料価格指数 (IPA-DI matérias primas)、賃金は名目賃金指数 (salário nominal) を用いて実質化した。

その他の主要な変数について説明する。輸出企業であることは、企業が国際競争で優位に立つために高い生産性を有していると考えられ、企業のオープンネスの代表的な変数として考慮する。全体の企業に占める輸出企業の比率を求

めると、表2に示されているように約36%であり、輸出の売上げ全体に占める比率は24.1%である。しかし、産業ごとのばらつきが大きく、食品、化学、機械、自動車部品では相対的に輸出企業数の比率は高いが、その比率が相対的に低い履物・皮革、家具産業では産業の売上げにおける輸出の比率が40%を超えている。なお、表2の数値は2002年の販売に占める輸出販売のデータから算出しているが、2000年、2001年に関してはこの輸出販売比率のデータが欠如している。このため、以下においては、輸出を開始した年度の項目を利用し、輸出企業であるかどうかのカテゴリカルな時系列データ（exporter）を作成した。この他、企業の対外的なオープンネスを示す代理変数として、33%以上の外資の資本参加がある企業を外資系企業（foreign）とし、また、技術輸入の一つの指標として投入財全体に占める輸入投入財の比率（import）を考慮した。また、企業の技術的条件を示す変数として、イノベーションに積極的であるかどうかの指標（INOV）¹と、高技術者雇用比率（sup）を採用している。

表2 ブラジルの産業別輸出企業比率（2002年）

	サンプル数	輸出企業数	輸出企業比率(%)	輸出の売上全体に占める比率(%)
食品	127	52	40.9	34.3
繊維	106	40	37.7	22.0
衣料	442	67	15.2	14.5
履物・皮革	173	58	33.5	46.0
化学	84	35	41.7	14.0
機械	183	76	41.5	16.1
電子	79	31	39.2	12.7
自動車部品	130	66	50.8	14.3
家具	315	78	24.8	43.2
総計・平均	1639	503	36.1	24.1

出所：World Bank, Investment Climate Survey: Brazil

さらに、ブラジルにとって重要であると考えられる、いわゆる「ブラジル・

1 1998年からこの調査時点までに、新しい生産ラインを設けたか、新しい生産技術を導入したか、新しい工場を建設したか、新たなジョイント・ベンチャーを開始したか、新たな技術ライセンスを導入したか、の5つの質問でyesと答えた数を合計したものである。

コスト」として知られている要因を考慮する。①ブラジルは水力発電に依存しており、季節や場所によって電力供給不足が生じていること、②労働者保護のための規制が強く、また、労働市場改革が進展していないこと、③高利子政策が継続しており、また、長年インフレが深刻であったことから長期融資が未発達であり、信用市場へのアクセスが十分ではないこと、④多種多様な税が存在し、また、その税率負担が高いことなどであり、こうした要因がブラジル企業の生産性にどのような影響を与えているかを把握しようとするものである。これらの変数は、その程度に応じ、0 から 4 までの 5 段階で回答されており、値が高いほど企業はより強い制約であると考えていることを示す。

ここで計測された TFP がどのような特徴を有しているかを概観しよう。TFP と労働者一人当たりの生産性 ($\ln lpp$) を比較したのが、以下の図 3 である。ここでは、TFP が平均からの乖離で表現されているので、労働生産性も同様に平均からの乖離で示している。TFP のスケールを 5 倍にして比較してみると、極めて類似のパターンとなっていることが理解される。いずれも化学産業が最も生産性が高く、衣料、履物・皮革、家具産業が低い値となっている。ただし、食品産業のみ TFP がマイナスで労働生産性がプラスと乖離がみられる。

図 3 TFP と労働生産性（平均からの乖離）

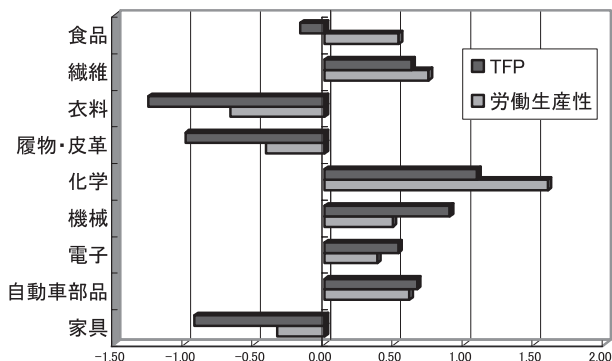
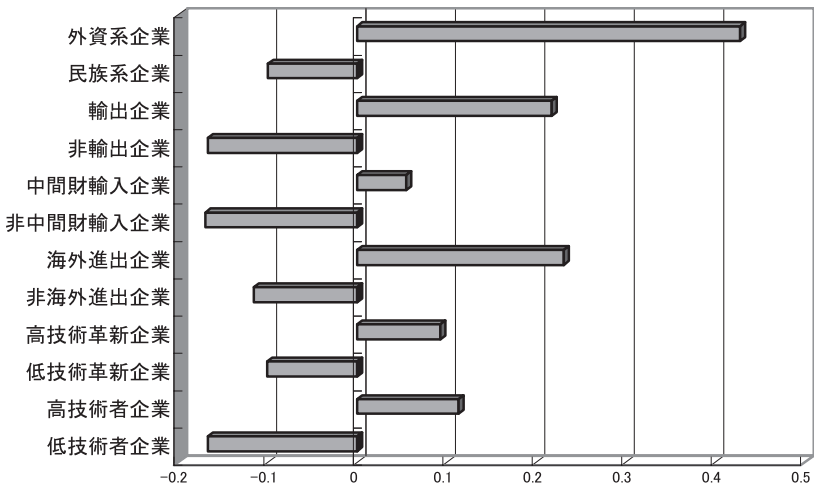


図4は、様々な企業の特性で企業を2分しそれぞれのTFPを示したものである。外資系企業であるか民族系企業であるか、輸出企業であるか否か、輸入投入財を使用しているか否か（投入財に占める輸入財比率が10%を超えているか否か）、海外で操業している企業であるか否か、イノベーションに積極的であるか否か（イノベーション活動に関する5つの調査項目の内3つ以上でyesと答えた企業であるか否か）、高技術者比率の高い企業であるか否か（高技術者が3%以上）、で区分してTFPを示している。図から明らかなように、外資比率、輸出企業、輸入中間財、海外進出など、海外に開かれている企業がそうでない企業と比較して明らかに高いTFPを有している。また、イノベーションに積極的な企業と高技術者の比率の高い企業も高いTFPを有している。したがって、こうした変数が企業の生産性を説明する有力な説明変数となりうることを示唆している。

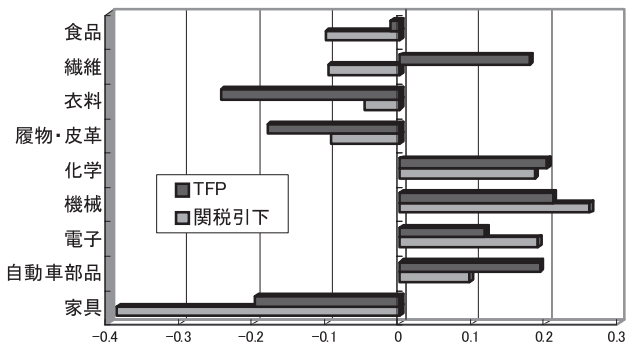
図4 TFP



さらに、図5は、関税引き下げの程度を示すインデックスと各産業の生産性

を比較したものである²。ブラジルでは1990年代中頃までに関税引き下げがほぼ終了し、以後は1997年のアジア通貨危機などの影響を考慮して微調整がなされ、1997年には僅かに上昇している。こうした関税の引き下げの効果をどの時点からの変化でみるかは恣意的とならざるを得ないが、1993年から1999年までの関税引き下げ率を用い、9つの産業に関してそれぞれの平均引き下げ率からの乖離で各産業の自由化の程度のインデックスを作成し、生産性の変化との関係を示している。このインデックスはプラスであればより大きく関税が引き下げられたことを意味する。これより、関税引き下げが十分に進展した化学、機械、電子、自動車部品などの産業ではTFPはプラスであるが、十分に進展しなかった食品、衣料、履物・皮革、家具などの産業ではTFPはマイナスとなっていることが理解される。ただし、繊維産業は関税の引き下げが平均より低い、生産性はプラスとなっている。

図5 TFPと関税引下げのインデックス（93-99）の関係



- 2 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。必ずしも厳密はいえないが、第一次接近として使用する。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。

5. 全要素生産性の決定要因分析

表3の推定式1は、まず、データをプールしてOLSで回帰したものである。変化率を取る変数が存在することから、期間は2001年と2002年の2年間である。TFPの決定要因として、まず、資本労働比率（ $\ln capit$ ）と売上げ成長率（ $D.\ln rev$ ）を考慮する（ $D.$ は階差のオペレーター）。前者は、企業規模と資本装備率によるTFPへの影響を捕捉する。後者は、一方で売上げの増加が規模の経済性を通じて生産性を引き上げる可能性を捕捉するものであるが、他方で売上げの拡大すなわち生産の拡大が短期的には生産要素投入の拡大でなされることからTFPを低める可能性もある。これらに加え、企業活動の対外的な開放性を示す輸出企業（ $exporter$ ）、投入財輸入比率（ $import$ ）、外資系企業（ $foreign$ 、33%以上の外資参加のある企業）などのダミーと、イノベーションの程度（ $INOV$ ）、技能労働者比率（ sup ）を考慮する。また、関税引き下げの効果を代理する変数として家具産業を基準とする産業ダミーを導入する。こうしたダミーはTFPを高めることが期待される。さらに、ブラジルでとくに考慮すべき要因を導入する。企業が電力供給不足の問題に直面しているか否か（ $eretr$ ）、労働関係の規制が企業にとって制約となっているか（ $traba$ ）、信用市場へのアクセスに困難があるか（ $credi$ ）、租税負担が大きい（ $impos$ ）などである。ただし、これらのインフラや制度と関わるダミーは、TFPにどのように影響するのかアприオリには不明である。これらの制約によって生産性が低まる可能性と、こうした制約を克服するために生産性を高める努力を払っている可能性が存在するからである。さらに、年次における相違を把握するために年次ダミー（2001年度を基準）を追加する。なお、 $exporter$ と sup を除き、これらのダミーはtime invariantである。

結果は、資本労働比率、売上げ成長率、企業の開放性を示す3つのダミー、技術的条件を示す2つのダミーとも有意であり符号条件も満たしている。また、

産業ダミーも関税率の引き下げの程度が相対的に低い衣料と履物・皮革を除き有意であった。インフラや制度的条件を示す変数は、電力制約と信用制約がマイナスで有意であり、TFP の改善を妨げているが、労働保護の制約はプラスで有意であり、強い労働制約に直面する企業は生産性改善の努力を払っていると解釈しうる。

しかし、ここで内生性の可能性を考慮しなければならない。TFP が高い企業ほど売上げを増加させることが容易であると考ええると、TFP が売上げ成長率にプラスに強く影響しているはずである。推定式 1 では、資本労働比率も説明変数として入っているが、TFP 自体が資本労働比率に影響するとは考えられないので、売上げ成長率の内生性を考慮し、操作変数を用いて推定したのが推定式 2 である。ここでは、操作変数として、まず、稼働率の増分 (D.caputi) を考慮する。稼働率の変動が理論的に TFP 自体に影響する可能性は否定できないが、TFP との相関係数は -0.0029 であった。次に、過去 3 年間に企業の売上げが増加したかどうかの質問に対し、増加 (1)、不変 (2)、低下 (3) で回答したカテゴリカルなデータから作成した企業成長の指標 (growth) を考慮する。ここでの企業成長は調査年度と直接関係を持たず、また、TFP との相関係数は 0.0208 であった。表 3 では、推定式 2 の列の下段に、第 1 段階の推定結果が示されているが、2 つの操作変数はいずれも売上げ成長率に対して有意である。第 2 段階での推定結果では、開放性などの変数の説明力が低下し、外資系企業ダミーが有意ではなくなっている。売上げ成長率から TFP への影響は、その内生性を除去した上でもプラスで有意であった。制度変数は信用制約のみマイナスで有意であり、信用制約がもたらすコストの増加が生産性に対してマイナスの影響を与えていると解釈できる。なお、ハウスマン・テストでは、プーリングによる推定よりも IV の推定を支持している³。

表3

推定式1					推定式2				
被説明変数 TFP					被説明変数 TFP				
OLS					2SLS				
プール					IV : D.lnreve=D.caputi, growth				
説明変数	係数	t 値	p 値		説明変数	係数	t 値	p 値	
D.lnreve	0.137	5.490	0.000	***	D.lnreve	0.144	3.120	0.002	***
lncapint	0.072	12.520	0.000	***	lncapint	0.071	10.780	0.000	***
exporter	0.249	12.210	0.000	***	exporter	0.218	10.150	0.000	***
import	0.001	2.280	0.023	**	import	0.001	1.650	0.099	*
foreign	0.078	1.800	0.072	*	foreign	0.071	1.620	0.105	
INOV	0.020	2.150	0.031	**	INOV	0.027	2.710	0.007	***
sup	0.009	6.260	0.000	***	sup	0.010	6.140	0.000	***
eletri	-0.013	-1.880	0.060	*	eletri	0.012	1.630	0.104	
impos	0.005	0.630	0.529		impos	0.006	0.690	0.489	
traba	0.020	2.780	0.005	***	traba	-0.010	-1.110	0.269	
credi	-0.025	-3.990	0.000	***	credi	-0.027	-3.680	0.000	***
lindust 1	0.069	1.880	0.060	*	lindust 1	0.054	1.280	0.201	
lindust 2	0.183	4.650	0.000	***	lindust 2	0.191	4.380	0.000	***
lindust 3	0.002	0.090	0.931		lindust 3	0.034	1.120	0.262	
lindust 4	0.038	1.150	0.249		lindust 4	0.062	1.640	0.101	
lindust 5	0.164	3.710	0.000	***	lindust 5	0.159	3.250	0.001	***
lindust 6	0.252	7.980	0.000	***	lindust 6	0.216	5.950	0.000	***
lindust 7	0.191	4.050	0.000	***	lindust 7	0.179	3.400	0.001	**
lindust 8	0.142	4.010	0.000	***	lindust 8	0.167	4.250	0.000	***
Iyear 2002	-0.004	-0.260	0.794		Iyear 2002	-0.004	-0.210	0.832	
cons	-0.910	-15.320	0.000	***	cons	-0.920	-13.890	0.000	***
サンプル数 2718					サンプル数 2080				
R-square 0.2999					R-square 0.3009				
R-square Ad. 0.2947					Adj R-squared 0.2941				
F(20, 2097) 57.76					F(20, 2059) 44.11				
lindust 1	食品				Hausman Test for IV chi2(20) 50.64				
lindust 2	繊維				P>chi2 0.0002				
lindust 3	衣料				IV の第1段階での推定結果 (一部省略)				
lindust 4	履物・皮革				被説明変数 D.lnreve				
lindust 5	化学					係数	t 値	p 値	
lindust 6	機械				D.caputi	0.006	9.930	0.000	***
lindust 7	電子				growth	0.221	29.660	0.000	***
lindust 8	自動車部品				R-squared	0.395			

*** : 1% で有意、** : 5% で有意、* : 10% で有意。

- 3 推定式1が内生性の問題を有しているかどうかは以下の方法でテストした。まず、売上げ成長率を全ての外生変数でOLS回帰し、その残差を推定式1に加えて回帰すると、残差はt値=2.79、p値=0.005で有意であり、推定式1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。

ところで、本章で使用しているデータベースは本来パネル形式での利用が可能であり、これを活かすために時間とともに変化しない変数を除きパネルで推定したのが、表4である。全ての企業の特種効果が同じであることを帰無仮説としたF検定や、個々の企業の特種効果の分散がゼロであることを帰無仮説としたBreusch-Pagan検定のいずれにおいても帰無仮説が棄却され、パネル分析が支持されている。また、ハウスマン検定では固定効果が採択されており、企業特殊な効果を除去する必要を示唆している⁴。しかし、本章では分析の主要な目的であるオープンネスや制度的な変数がtime invariantであり、固定効果分析ではこれらを含めることができないことから、変数の階差をとった形で企業特殊の効果を除去した推定を行う。

表4 パネル分析

被説明変数 TFPX							
固定効果				ランダム効果			
	係数	t 値	p 値		係数	z 値	p 値
D.lnreve	0.176	10.950	0.000	D.lnreve	0.175	11.580	0.000
lncapint	0.011	0.700	0.483	lncapint	0.078	12.050	0.000
exporter	0.012	0.230	0.817	exporter	0.234	9.530	0.000
sup	0.004	1.290	0.197	sup	0.013	7.830	0.000
cons	-0.185	-1.380	0.169	cons	-0.870	-15.320	0.000
サンプル数	2768			サンプル数	2768		
F(4,1349)	30.16			Wald chi2(4)	566.01		
Prob > chi2	0			Prob > chi2	0.000		
R-sq:				R-sq:			
within		0.082		within		0.060	
between		0.119		between		0.265	
overall		0.109		overall		0.257	
F test that all u _i =0: F(1414, 1349) = 11.26				Breusch and Pagan test			
Prob > F = 0.000				chi2(1)=865.8, Prob>chi2=0.000			
Hausman test		chi2(4) = 57.57					
		Prob>chi2 = 0.000					

まず、内生性の可能性を無視し、TFPの階差をとったD.TFPを被説明変数として推定したのが、表5の推定式3である。予想通り、企業の開放性や制度変数などのいくつかの変数はtime invariantな変数であることから、TFPの

4 ただし、内生性の問題を含んだままでのテストである。

成長率に対しては有意ではなかった。ただし、輸出企業であること (exporter)、高技術者比率の変化 (D.sup) などは有意である。また、比較的に関税率の引き下げが進展した4つの産業で有意であった。ただし、ここでも売上げ成長率 (D.lnreve) に内生性の問題の可能性があるといえる。

推定式4は、売上げ成長率に対し、稼働率の変化 (D.caputi) と主観的な企業成長の認識 (growth) を操作変数として用いる。D.TFP との相関係数は、それぞれ 0.0475 と 0.0401 ある。2SLS 推定を行うと、ハウスマン検定でやはり売上げ成長率に内生性の問題があったことを示唆している。ここでは、exporter と3つの産業のみ有意であり、階差をとれば time invariant な変数が説明力を失うのは当然のことといえる。

そこで、いくつかの time invariant 変数に関して、time variant な変数との交差項をとって推定したのが推定式5である。まず、①毎年の投資における輸入投資財の比率を投入財輸入比率と同じであると仮定し、各年の輸入投資財の変化分を求めたもの (D.lninvest*import、対数)、②エネルギー・コストの変化分と電力制約との交差項 (D.cenerg*eletr、対数)、③管理的コストの変化分と租税制約との交差項 (D.cadmi*impos、対数)、④労働コストの変化分と労働保護制約 (D.clabor*traba、対数) との交差項、⑤投資コストの変化分と信用制約 (D.kfcost*credi、対数) との交差項である。②から⑤に関しては、これらの制約がより強いと考える企業では、それぞれの制約に直接関連するコストとの交差項によって、企業活動がコスト面においてより強く制約されている状況に直面していると考ええるものである。ただし、4つの制約変数は、アンケートに回答した人の主観的な観測値であるという点に注意が必要である。

推定式5では、開放性を示す輸出企業のダミーと技術者比率の変数が有意で、これらの変数は TFP の変化に対しても有意に影響しているが、輸入投資財の交差項は有意とはならなかった。他方、インフラや制度的条件を示す4つの交差項は、すべてがマイナスの符号を持ち、租税制約を除き3つが有意であった。

ここでの推定が正しいものとして解釈を示すと、ブラジル・コストとして認識されている、電力制約（インフラ制約）、労働制約（制度的制約）、信用制約（金融市場の問題）などがブラジルの企業活動を妨げており、TFP の変化に対してマイナス作用しているといえる。租税の制約は、理論的には全ての企業が同じ税負担に直面しているはずであり、企業間で有意な相違がないことを反映したのかもしれない。しかし、こうした制約が強ければ強いほど、企業が TFP 改善のための努力を払っている可能性は否定できず、こうした効果を把握することは今後の課題である。

表 5

推定式 3					推定式 4					推定式 5				
被説明変数 D.TFP					被説明変数 D.TFP					被説明変数 D.TFP				
OLS					2SLS					2SLS				
プール					IV : D.lnreve=D.caputi_growth					IV : D.lnreve=D.caputi_growth				
説明変数	係数	t 値	p 値		説明変数	係数	t 値	p 値		説明変数	係数	t 値	p 値	
D.lnreve	0.297	19.790	0.000***		D.lnreve	0.287	8.230	0.000***		D.lnreve	0.398	13.680	0.000***	
D.lncapint	0.002	0.200	0.842		D.lncapint	-0.003	-0.290	0.770		D.lncapint	0.132	8.070	0.000***	
exporter	0.025	2.130	0.033**		exporter	0.023	2.020	0.043**		exporter	0.023	2.040	0.041**	
import	0.000	0.590	0.558		import	0.000	0.550	0.581		D.lninvest* import	0.000	0.560	0.572	
foreign	0.006	0.240	0.814		foreign	-0.002	-0.090	0.930		foreign	0.006	0.270	0.788	
INOV	-0.009	-1.650	0.099*		INOV	-0.008	-1.480	0.140		INOV	-0.006	-1.220	0.222	
D.sup	0.010	4.260	0.000***		D.sup	0.009	3.700	0.000***		D.sup	0.007	3.250	0.001***	
eletri	0.000	0.120	0.906		eletri	0.002	0.510	0.613		D.cenerg* eletri	-0.009	-2.930	0.003***	
impos	0.000	0.090	0.929		impos	0.003	0.650	0.518		D.cadmi* impos	-0.002	-0.880	0.377	
traba	-0.001	-0.220	0.825		traba	-0.001	-0.320	0.751		D.clabor* traba	-0.012	-2.650	0.008***	
credi	0.001	0.360	0.721		credi	0.002	0.460	0.647		D.kfcost* credi	-0.065	-10.510	0.000***	
lindust_1	0.055	2.600	0.009**		lindust_1	0.046	2.180	0.029**		lindust_1	0.046	2.270	0.023**	
lindust_2	0.033	1.450	0.147		lindust_2	0.033	1.490	0.137		lindust_2	0.019	0.900	0.367	
lindust_3	0.008	0.520	0.602		lindust_3	0.005	0.320	0.748		lindust_3	0.006	0.410	0.681	
lindust_4	-0.004	-0.230	0.820		lindust_4	-0.002	-0.100	0.919		lindust_4	-0.006	-0.320	0.752	
lindust_5	0.056	2.280	0.023**		lindust_5	0.061	2.470	0.014**		lindust_5	0.050	2.090	0.037**	
lindust_6	0.040	2.190	0.028**		lindust_6	0.038	2.100	0.036**		lindust_6	0.025	1.390	0.164	
lindust_7	0.071	2.560	0.010***		lindust_7	0.070	2.540	0.011**		lindust_7	0.077	3.040	0.002***	
lindust_8	0.030	1.470	0.142		lindust_8	0.033	1.620	0.105		lindust_8	0.026	1.330	0.184	
cons	-0.030	-1.510	0.131		cons	-0.037	-1.910	0.056*		cons	-0.014	-1.050	0.294	
Number of obs	2688				Number of obs	2608				Number of obs	2602			
F(19, 2648)	23.34				F(19, 2588)	5.89				F(19, 2582)	15.5			
Prob > F	0				Prob > F	0.000				Prob > F	0.000			
R-squared	0.1435				R-squared	0.1373				R-squared	0.1817			
Adj R-squared	0.1373				Adj R-squared	0.131				Adj R-squared	0.1756			
					Hausman Test for IVchi2(19)	31.05				Hausman Test for IVchi2(18)	23.860			
					P>chi2	0.040				P>chi2	0.048			

おわりに

本章では、ブラジルにおける貿易自由化と TFP との関係、ブラジル・コストと呼ばれるインフラや制度的要因と TFP との関係を、World Bank が提供する企業マイクロデータを用いて実証的に検討した。貿易自由化と TFP の関係は明確であると考えられるが、実質的に2年間のデータであり、パネル分析を用いては十分な実証はできなかった。また、貿易自由化の効果を代理させた企業のオープンネスの様々な変数がデータの制約から time invariant であり、十分に活かすことができなかった。しかし、輸出企業であることや、関税引き下げ率を代理する産業ダミーの一部が TFP のレベル、TFP の変化のいずれの回帰においても有意であり、貿易自由化の重要性をある程度は説明できたといえる。また、ブラジル独自の制約要因に関しても、電力制約、労働制約、信用制約が有意に影響している可能性を示された。しかし、こうした制約要因に関しては交差項の適切さなどの問題があり、必ずしもロバストな推定であるとはいえず、今後の課題である。また、企業のオープンネスと TFP、輸出と TFP の間に内生的な関係が存在することが予想されることから、こうした点も今後の課題である。

参考文献

- Aw, B. Y. S. Chung and M. J. Roberts (2000), "Productivity and Turnover in the Export Market: Micro-Level Evidence from the Republic of Korea and Taiwan (China)," *The World Bank Economic Review*, Vol.14, Issue 1, 65-90.
- 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*, Vol. 66, Issue 1, 51-86.
- Bigsten, A., P. Collier, S. Dercon, M.Fafchamps, B. Gauthier, J.W. Gunning, J. Habarurema, Abena Oduro, R. Oostendorp, C. Pattillo, M. Söderbom, F. Teal and A. Zeufack (2000), "Exports and Firm Level Efficiency in African Manufacturing," *Centre for Study of African Economies Working Paper*, 16, 1-23.
- Coe, D. T., E. Helpman and A. Hoffmaister (1997), "North-South R&D Spillovers," *Economic Journal*, Vol 107, Issue 440, 134-49.
- Ferreira, P. and J. Ross (2003), "New Evidence on Trade Liberalization and Productivity Growth," *International Economic Review*, Vol.44, No. 4, 1382-1405.
- Goedhuys, M. (2007), "The Impact of Innovation Activities on Productivity and firm Growth: Evidence from Brazil," United Nations University, *Working Paper Series* #2007-02.
- 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 Allied Econometrics: Vol.2. Microeconometrics*, Oxford, England: Basil Blackwell, 14-80.
- Hay, D. (2001), "The Post-1990 Brazilian Trade Liberalization and the Performance of Large Manufacturing Firms; Productivity, Market Share and Profits," *Economic Journal*, Vol. 111, Issue 473, 620-41.
- Kim, E. (2000), "Trade Liberalization and Productivity Growth in Korea Manufacturing Industries: Price Protection, Market Power, and Scale Efficiency," *Journal of Development*

Economics, Vol. 62, Issue 1, 55-83.

Kraay, A. (1997), "Exports and Economic Performance: Evidence from a Panel of Chinese Enterprises," Development Research Group, *World Bank*.

Tybout, J. (2000), "Manufacturing Firms in Developing Countries: How Well Do They Do, and Why?" *Journal of Economic Literature*, Vol.38, Issue 1, 11-44.

Tybout, J. R. and M. D. Westbrook (1995), "Trade Liberalization and the Dimensions of Efficiency Change in Mexican Manufacturing Industries," *Journal of International Economics*, Vol. 39, Issues 1-2, 53-78.

西島章次 (2007) 「貿易自由化と経済成長－発展途上諸国へのインプリケーション－」『経済経営研究 (年報)』第 57 号、19-41.

Appendix

Investment Climate Survey の調査項目

	項目	質問数
パート I	一般的情報	
セクション I	概要	20
セクション II	回答者の情報	5
セクション III	計画と労働関係	5
セクション IV	経営環境とビジネス関係	21
セクション V	サービスと政府の規制関係	4
パート II	人的資源	
セクション VI	労働関係	6
セクション VII	労働と人的資源	13
パート III	生産関係	
セクション VIII	生産能力とイノベーション	10
セクション IX	ビジネス関係	6
セクション X	インフラ・サービス・インスペクション	5
パート IV	財務関係	
セクション XI	財務	13
セクション XII	ビジネス関係	4
セクション XIII	インセンティブと政府規制	10
セクション XIV	会計情報	15

第3章 貿易自由化と生産性

－確率的フロンティア分析－*

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

* 本章は劉文君氏と西島章次との共著論文「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」神戸大学経済経営研究所 DP2010-J01（2010年）の再録である。

きるといえる。

本章では、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、本章では、確率的フロンティア分析（SFA）を用いて全要素生産性（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の関係についての先行研究をサーベイする。第3節では本章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、本章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. 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点を考慮しうる。

- （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

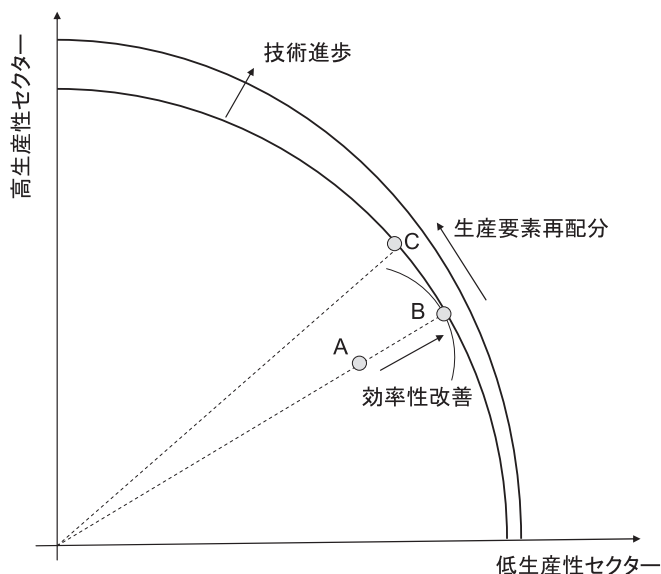
1 World Bank に対し、Investment Climate Survey を使用させて頂いたことに感謝するとともに、本章での分析結果と解釈は全て筆者のものであることを明記する。

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、関税引下げ前の時期に関し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で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、効率性への効果が実証されている。TFPは内生変数の1期ラグを加えた対数線形のコブダク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。

本章では、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 とに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、本章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、本章では、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。

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。

2. 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ーチを提唱している。

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 $N(z_{it} \delta, \sigma^2)$ 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、生産弾力性でウエ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、全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、全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。

3. 確率的フロンティア生産関数と非効率性決定式の推定

本章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íba、マランニョン、パイア、アマゾナスの 13 州である。

本章では、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。

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。

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

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

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

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（レアル表示）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、本章では 4 つの投入財が考慮される。 x_{1it} は各企業の原材料・投入財のコスト（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_{nit} 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（リアル表示）	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（リアル表示）	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（リアル表示）	10.225	2.028	0.405	18.391	4566
資本	x_{3it}	資本ストックの自然対数（リアル表示）	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 ($\beta_{mk} = \beta_{it} = \beta_{im} = 0$) 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 ($\beta_{im} = 0$) 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)	x2	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 ($H_0: \beta_{mk} = \beta_{it} = \beta_{im} = 0$)	-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 ($H_0: \beta_{im} = 0$)	-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関心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

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。

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こと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。

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
原材料・投入財	β_1	-0.3074***	0.0620
エネルギー	β_2	0.5613***	0.0584
資本	β_3	0.1488***	0.0454
労働	β_4	0.9493***	0.1013
タイムトレンド	β_5	-0.1751	0.1137
原材料・投入財 ²	β_{11}	0.0945***	0.0044
エネルギー ²	β_{22}	0.0076***	0.0028
資本 ²	β_{33}	0.0075***	0.0025
労働 ²	β_{44}	0.0571***	0.0114
タイムトレンド ²	β_{55}	0.013	0.0202
原材料・投入財 * エネルギー	β_{12}	-0.0761***	0.0064
原材料・投入財 * 資本	β_{13}	-0.0327***	0.0051
原材料・投入財 * 労働	β_{14}	-0.1181***	0.0112
原材料・投入財 * タイムトレンド	β_{15}	0.0208**	0.0103
エネルギー * 資本	β_{23}	0.0169***	0.0049
エネルギー * 労働	β_{24}	0.0466***	0.0092
エネルギー * タイムトレンド	β_{25}	-0.0059	0.0103
資本 * 労働	β_{34}	0.0008	0.0079
資本 * タイムトレンド	β_{35}	0.0035	0.0086
労働 * タイムトレンド	β_{45}	-0.0294*	0.0169
非効率性決定式	非説明変数 = 技術的非効率性 (Uit)		
定数	δ_0	0.7409***	0.1491
産業ダミー	δ_1	-0.3166***	0.1203
	δ_2	-0.1906**	0.0781
	δ_3	-0.1298	0.0897
	δ_4	0.0706	0.1092
	δ_5	-0.2577**	0.1033
	δ_6	-0.1533	0.1511
	δ_7	-0.1177	0.1087
	δ_8	-0.1296*	0.0770
	δ_9	0.0184	0.0126
主マネジャーの教育水準	δ_{10}	-0.0026	0.0018
主マネジャーの経験年数	δ_{11}	-0.0819	0.0668
外国企業との競争	δ_{12}	-0.0275	0.0239
ファックス	δ_{13}	0.006	0.0195
インターネット	δ_{14}	-0.0106***	0.0022
コンピュータ	δ_{15}	-0.0205	0.0589
借入	δ_{16}	-0.3656***	0.0640
輸出企業	δ_{17}	-0.0712	0.0746
資本財輸入	δ_{18}	-0.0634*	0.0366
技術的優位性			
σ^2		0.3429***	0.0163
γ		0.0656*	0.0459
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。

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)、全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性であること、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。

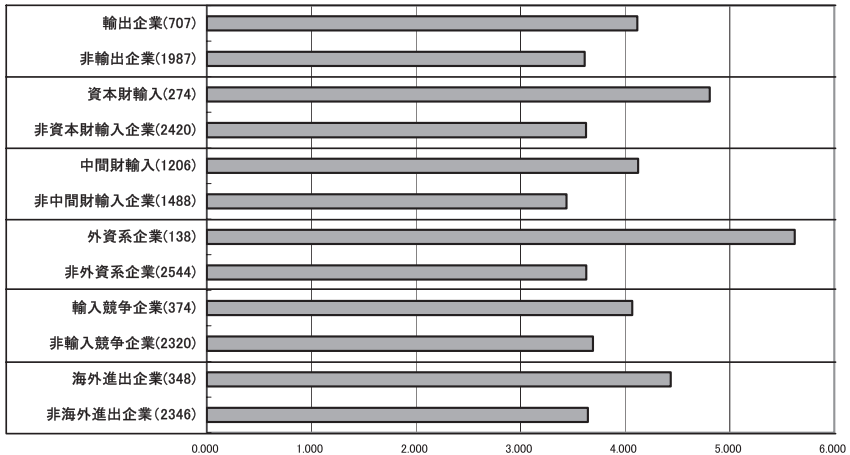
4. TFP成長率の決定因の分析

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。

図2 オープンな企業とそうでない企業の平均 TFPC の比較



注：() 内はサンプル数

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、

5 第2章でも、本章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TPF算出方法を用いて全要素生産性を求め、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とは有意な関係を見出していない。

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. Dev.	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	-0.0555015	0.2029162	-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	技能者 / 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 White の 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。

表6

被説明変数 = TFPC	推定式 (1)				推定式 (2)			
変数名	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		

こうした企業は、国内販売のみの企業、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。

表7

被説明変数 = TFPC	推定式 (3)				推定式 (4)			
変数名	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		

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

被説明変数	TEC				TC			
	推定式 (5)				推定式 (6)			
変数名	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		

おわりに

本章では、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章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、本章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、本章で用いた 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。

参考文献

- Aigner, D., C. A. K. Lovell, and P. Schmidt (1977), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 6, Issue 1, 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*, Vol. 66, Issue 1, 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*, Vol. 20, No.2, 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*, Vol. 21, No.3, 169-179.
- Bonelli, R. (1992), "Growth and Productivity in Brazilian Industries: Impacts of Trade Orientation," *Journal of Development Economics*, Vol.39, Issue 1, 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*, Vol. 92, Issue 365, 73-86.
- 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 (2003), "New Evidence from Brazil on Trade Liberalization and Productivity Growth," *International Economic Review*, Vol. 44, No.4, 1383-1405.
- Gomes, V., S. Pessoa and F. Veloso (2003) "Evolução da Produtividade Total dos Fatores na Economia Brasileira: Uma Análise Comparativa" *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Vol.33, No.3, 389-434.

- 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*, 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*, Vol.111, 620-641.
- Hay, D. A. (2001), "A liberalização comercial brasileira após 1990 e o desempenho das grandes empresas industriais," *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Vol.30, No. 2, 183-210.
- Kalirajan, K. (1981), "An Econometric Analysis of Yield Variability in Paddy Production," *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol.29, Issue 3, 283-294.
- Kumbhakar, S. C. and C. A. K. Lovell (2003), *Stochastic Frontier Analysis*, U.K., Cambridge University Press.
- Meusen, W. and J. V. D. Broeck (1977), "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error," *International Economic Review*, Vol. 18, No.2, 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*, Vol.9, No.1, 43-64.
- Rossi, J. L. and P. C. Ferreira (1999), "Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial," *IPEA, Texto para Discussão*, No.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

第4章 貿易自由化と産業賃金プレミアム

はじめに

ブラジルでは、1980年代後半より関税の引き下げが始まり、1990年代には貿易自由化が本格化した。また、1994年には「レアル計画」が実施され、インフレの沈静化が実現した。こうした保護主義から市場を重視する政策への転換と、マクロ的安定化による価格の資源配分機能の改善は、貿易と直接投資の急激な拡大をもたらし、ブラジル経済のオープンネス（開放度）を急増させることとなった。

経済の開放度の上昇は、単に貿易、直接投資の拡大のみならず、多様なルートを通じて経済の様々な側面に影響する。例えば、輸出活動の拡大が産業・企業の生産性・品質を改善すること、輸入競争の激化が防衛的な技術革新を促すこと、直接投資が新しい生産技術やマネジメントを導入すること、資本財・中間財輸入の拡大によってより高い技術を体化した機械設備や投入財の使用が可能となること、などである。したがって、開放度の上昇は、多様な形で、経済成長、産業構造、生産性、効率性、雇用、賃金、所得分配などに影響すると考えられ、貿易自由化を評価するためにはこうした観点から実証的に分析する必要がある。

本研究では開放度と賃金格差の関係に主たる関心があり、とくに製造業部門における産業賃金プレミアムに対する開放度の影響に焦点を当てる。以下、第2節では、ラテンアメリカ諸国やブラジルに関してなされた先行研究をサーベイする。1980年代から1990年代にかけて、メキシコなどでは貿易自由化が賃金格差を拡大させたとされるが、ブラジルに関しては多くの研究で賃金格差が

縮小したとされている。第3節では、以下の実証研究で使用する家計調査データや、開放度指標のデータについて解説する。第4節では推定方法が示されるが、本章では、第1段階で産業賃金プレミアムを求め、第2段階で開放度指標などを用いて産業賃金プレミアムの決定因の分析を行う。第5節は、第1段階の産業賃金プレミアムに関する推定結果、第6節は、第2段階の決定因分析の推定結果と解釈を示す。

1 ラテンアメリカ諸国に関する先行研究

貿易自由化が賃金格差に与える影響は、ヘクシャー・オリーン・タイプの貿易理論に従えば明快である。いま、生産要素として、技能労働と非技能労働の2つを考慮すると、ラテンアメリカ諸国では非技能労働が相対的に豊富であると考えられるため、貿易を開始（もしくは自由化）すれば、相対的に豊富に存在する生産要素を集約的に使用する比較優位財の輸出が増加する。このため、非技能労働への需要が増大してその賃金が相対的に上昇し、技能労働と非技能労働の賃金格差が縮小することになる（ストルパー・サミュエルソン定理）。しかし、ラテンアメリカ諸国を対象とする先行研究では、貿易自由化もしくは経済開放度の上昇は、効率性と経済成長率を高めるが、同時に賃金格差を拡大したとする研究が多い。こうしたラテンアメリカに関する研究は2つのグループに分けて議論することができる（Goldberg and Pavcnik, 2007）。

第1のグループは、現実がヘクシャー・オリーン・タイプの貿易理論の諸仮定や前提条件と矛盾することに着目する議論である。第1は、ラテンアメリカ諸国で保護されていた産業が、必ずしも技能労働集約的な産業ではなく、非技能労働集約的な軽工業や農業であったことに着目する議論である。このような状況下で貿易自由化を行うと、貿易理論の想定に反して、非技能労働集約財の価格がより低下することになり、その結果、非技能労働の相対賃金が低下して

賃金格差が拡大する可能性を持つ (Hanson and Harrison, 1999)。他方、メキシコなどの中進工業国は、貿易自由化を開始した時点では、中国などの存在を考慮すると必ずしも非技能労働豊富国ではなく、相対的に技能労働豊富国であったと見なすことも可能である (Robertson, 2000)。更に、比較優位が資源関連産業に存在する場合には、一般的に資源が資本、技能労働と補完的であることから、これらの産業の拡大にともなって賃金格差が拡大する可能性も議論されている (Leamer, Rodriguez and Schott, 1999)。

第2のグループは、産業内で技能労働者への需要が拡大する可能性に着目する議論である。Feenstra and Hanson (1996) は、貿易に占める中間財の重要性に着目し、発展途上国を巻き込む世界的な生産シェアリングもしくは生産のアウトソーシングが、先進国から途上国への中間財の輸出を拡大し、途上国での技能労働者に対する需要を高めたとしている。他方、Cragg and Epelbaum (1996) は、貿易論では生産要素（労働、資本）は国際的に移動しないことが前提となっているが、近年においては資本が直接投資などを通じて国際的に移動し、これら資本が技能労働者の需要を高めるケースを議論している。さらに、このグループの議論でもっとも重要なのは、技能偏向的技術進歩 (SBTC: Skill-biased technological change) が自由化によって内生的に生じるという議論である。Acemoglu (2003) では、機械設備、事務機器など、技能労働者と補完的な資本財輸入の増加によって、内生的に SBTC が生じることを理論的に議論している。Hanson and Harrison (1999) では、メキシコにおいて、こうした機械設備を輸入している産業では、より多くのホワイト・カラーの労働者を雇用する傾向があったとしている。もう一つの内生的 SBTC の議論は、自由化がもたらす競争圧力によって、企業に防衛的なイノベーションを起こさせるというものである (Wood, 1995)。実証的には、Attanasio, Goldberg and Pavcnik (2004) が、1984 年～98 年のコロンビアにおいて、関税引き下げが大きかった産業で技能労働者への需要の増加が大きかったとしている。さらに第2のグループの

重要な議論として、輸出の拡大が生産性の上昇や品質の改善を産業内でもたらし、技能労働者の需要を拡大するという議論がある。例えば Verhoogen (2008) は、1994 年のペソ危機後のメキシコに関し、輸出企業がプラント内の製品構成をより高品質なものへとシフトさせ、これに伴い労働の質もアップグレードさせたとしている。

ところで、ブラジルに関しても貿易自由化と賃金格差の關係に着目したいいくつかの先行研究がある。Blom and Vélez (2004) ではブラジルにおいて持続的な SBTC が生じ、技能労働者に対する需要が増加したとしている。しかし、1990 年代においては、大卒労働者の賃金プレミアムが上昇し続けているのに対し、高卒労働者の賃金プレミアムが減少し続けていることから、高卒以上を技能労働と定義する研究では、技能労働者の非技能労働者に対する賃金プレミアムが減少するという結論となると指摘している。同様に、Gonzaga, Menezes-Filho and Terra (2006) でも、高卒レベルを技能労働者としているため、賃金プレミアムが 1988-95 年の期間に減少したとしている。ただし、その理由として以下の諸点の総合的な結果であると議論している。(1) 関税が引き下げられたこの時期においては技能労働集約的な産業から非技能労働集約的な産業へと労働者の移動が生じたが、同時に各産業内で技能労働者の比率の上昇（すなわち SBTC）も生じていたこと、(2) 関税引き下げによって技能集約産業の相対価格が低下したこと、(3) 関税引き下げ率と技能集約度とは関係はないが、関税引き下げの各産業への価格波及効果は技能集約的な産業においてより大きく現れたことなどである。

ブラジルに関し、関税引き下げの産業賃金プレミアムへの効果をより直接的に実証した Menezes-Filho and Rodrigues (2003) では、1990 年代に自由化とともに技能労働者に対する需要があらゆる産業で増加したが、とくにブラジル国内で R&D がより多く行われた産業や、アメリカで R&D がより多く行われた産業（技術移の可能性の操作変数）では、技能労働者の雇用が増えたと報告

している。他方、Pavcnik, Blom, Goldberg and Schady (2004) と Ferreira, Leite and Wai-Poi (2007) では、関税引下げと産業賃金プレミアムにはほとんど関係が見られないと報告している。しかし、ブラジルに関するこうした実証研究は、ほとんどが1990年代後半までの期間を扱っていることに注意が必要である。1990年代後半からは、マクロ的に経済が安定するとともに、経済の開放度が急激に拡大し、産業や企業が直面する環境は大きく変化した。開放度の急激な変化は、技能水準や教育水準などの労働者個人の属性に影響するであろうし、産業間で開放度が異なることから、産業の相対価格、競争条件、生産性、技能労働・非技能労働比率、労使間交渉力などの相違をもたらし、こうした相違を反映して各産業の雇用、賃金構造も大きく影響されていると考えるべきである。

本章では、産業賃金格差（プレミアム）に注目するが、産業賃金プレミアムとは、労働者の特質では説明されないが、産業によって説明される賃金部分である。換言すれば、同等の能力を有する労働者の賃金が産業間で相違する場合の追加的な賃金部分である。経済自由化と賃金格差の問題を考えるにあたり、産業間の賃金格差に着目する理由は以下の通りである。

まず第1に、短期・中期的な観点からは、とくにラテンアメリカ諸国のように様々な規制により労働市場が不完全であり、また、労働者の産業間移動がスムーズではない場合、産業間での賃金格差が調整されずに継続し、個人の賃金や所得格差の大きな要因となりうることである。第2に、自由化とともに輸出の拡大、輸入競争の激化、中間財・資本財輸入の拡大、直接投資の増加が生じ、技能偏向的技術進歩（SBTC）が誘発されるが、自由化もしくは開放度の程度が産業間で相違することから、SBTCの程度も産業間で異なる。このため、技能労働と非技能労働の相対賃金の変化も産業間で異なり、産業間での賃金格差をもたらすと予想される。第3に、自由化が産業の生産性を高め、生産性改善の成果が賃金の上昇という形で労働者に配分される場合、労働組合の交渉力に

応じてその産業の賃金プレミアムが相違する。第4に、より教育水準、技能水準が高い労働者が、より多く産業特殊な技能を獲得することが可能である場合、産業にスペシフィックな技能（教育）賃金プレミアムが存在する。

したがって、以上のような理由で、自由化がもたらす賃金格差や所得分配への影響を考察するには、自由化と産業賃金プレミアムの関係を実証的に明らかにすることに重要な意義が存在するといえる。

2 データの解説

産業賃金プレミアムの推定には、ブラジルの IBGE（地理統計院）の家計調査データ（Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios）を使用する（ただし、10 年ごとの人口センサスの実施年度には家計調査は実施されない）。2003 年以降はブラジル全土を対象とした、層化抽出法を用いたサンプリング調査であり、人口、教育、労働、収入、住居、社会保障、移住、出産、結婚、保健などの社会的状況を把握するための調査で、毎年、およそ 30 万～40 万件前後のサンプルを含んでいる。本研究では、1996 年～2007 年のデータを使用するが、2000 年はセンサス年のため欠如している。

産業賃金プレミアムの計測するために、PNAD より以下の方法でデータを抽出する。

- ・ 製造業・鉱業の 21 部門とその他部門（農業、サービス業など）に産業を分類する。
- ・ 15～65 才の労働者を対象とし、調査がなされた週に主とする職業で 25 時間以上働いて得る場合の時間当たりの収入を賃金とする。
- ・ 教育水準のグループは、①無教育（教育年数 0）、②初等教育未修了（1～7 年）、③初等教育修了（8 年）、④中等教育未修了（9～10 年）、⑤中等教育修了（11 年）、⑥高等教育未修了（12～14 年）、⑦高等教育修了（15

年以上)で区分。

- ・ この他の個人属性として、性別、人種、家長、現在の職の経験年数、職種（事務職と生産職）、雇用形態（正規雇用と非正規雇用）、都市、地域、労働組合などを考慮する。

第2のデータセットは、貿易・投資関係のデータである。

- ・ 関税率は、WTO Integrated Database (IDB) より、各年の貿易商品コード (HS1992 年) 6 桁水準でブラジルの最恵国待遇関税率 (http://stat.wto.org/idbdata/idb_bra_e.zip アクセス日 2009 年 9 月 10 日) を取り出し、国連 COMTRADE (<http://comtrade.un.org/db/>) から入手したメルコスル域外からの同じ 6 桁水準の輸入額をかけて各品目の関税支払額を求める（すなわち、実際には免税対象でない例外品目があるがここではメルコスル域内からの輸入はすべて無税であると仮定している）。このようにして求めた関税支払額について商品コード 2 桁ないし 4 桁水準の総和を求めて、ブラジルの産業分類に適合させたくえて、輸入額の総和で除することによって、各業種の貿易額で加重した平均関税率を求める。なお、ブラジルの業種分類はブラジル地理統計院が規定する全国経済活動分類コード (CNAE) の 2 桁水準を用いる（付表左列の製造業 22 業種と鉱業 3 業種）。CNAE と国際的な貿易商品コード HS との対応は付表に示されている。なお、以下の推定では、PNAD の産業分類とのマッチングのために 21 産業に集約した産業分類で推定する。
- ・ 輸出シェア、輸入シェアは、国連 COMTRADE の輸出額、輸入額を CNAE の産業分類に適合させ、IMF, International Financial Statistics に掲載されている各年の年平均為替レート（項目コード rf）を用いてレアル建てに変換する。ブラジル地理統計院が行う年次工業調査企業編 (Pesquisa Industrial Empresa <http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?c=1986&z=p&o=16>) で報告される各業種の生産額 (Valor bruto da produção industrial、レアル建

て)を用い、輸出比率と輸入比率を求める。

- ・ 直接投資に関しては、ブラジル中央銀行 (<http://www.bcb.gov.br/?INVEDIR>) のデータから算出する。ただし、直接投資フローのデータが国際収支表の一つの項目であることから毎年公表されているのに対し、直接投資ストックのデータが5年置きに実施されている全企業を対象とする直接投資センサス (Censo de Capitais Estrangeiros、近年では1995年、2000年、2005年に実施) で収集されていることから、センサスが実施されていない年に関しては、フローのデータを利用して作成する。例えば、1996年～1999年であれば、1995年を初期値として1996年からの毎年の直接投資のフローのデータを積上げ、2000年のデータと一致するような最適の割引率(償却率)を産業ごとに計算し、この割引率を用いて各年のストック・データを算出する¹⁾。

3 分析方法

本研究の目的は、ブラジルの貿易自由化の進展が製造業における産業賃金プレミアムに与えた影響を検討することにあるため、第1段階で産業賃金プレミアムを推定し、第2段階で開放度指標を用いた産業賃金プレミアムの決定因分析を行う。こうした方法論は、Pavcnik et al. (2004) に従うが、本章は以下の点で異なっている。(1) Pavcnik らの研究では主として関税引き下げの效果に関心があるため、関税が急激に引き下げられた時期を含む1987年～98年を分析期間としているが、本章では経済のオープンネスにより関心があるため、貿易、直接投資などが急増した1996～2007年を対象期間としている。また、こ

1 なお、中央銀行が毎年のストック・データを保有していないことは、2010年9月3日にブラジリアの中央銀行の Departamento de Capitais Estrangeiros e Câmbio で行った聞き取り調査で確認済みである。

の時期は、計量的な分析で常に問題となるハイパーインフレの影響（1994年まで継続）を回避できるという利点を有している。（2）産業賃金プレミアムの計測において、彼らの研究がIBGEの労働市場調査（Pesquisa Mensal de Emprego）によるマイクロデータを用いているのに対し、本章ではIBGEの家計調査（Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios）を用いる。前者は6大都市のみを対象とするが、後者は全ての都市、地域を対象としている。（3）本章では、彼らの研究では考慮されなかったいくつかの説明変数を考慮する。オープンネスの指標としての直接投資比率や、産業属性としての事務職比率や労働組合参加率である。

第1段階では、産業 j における労働者 i の時間当たり対数賃金 $\ln(w_{ij})$ を、労働者個人の属性 X_{ij} （性別、人種、家長、教育水準、経験年数、職種、雇用形態、都市、地域、労働組合）と労働者が帰属する産業ダミー I_{ij} で回帰する。

$$(1) \quad \ln(w_{ij}) = X_{ij}\beta + I_{ij} * wp_j + \varepsilon_{ij}$$

産業ダミーの係数 wp_j は、産業賃金プレミアムを示し、労働者個人の属性では説明できないが、労働者が帰属する産業によって説明される賃金部分である。推定式（1）は、1996年から2007年まで各年に関して推定される。産業ダミーは、製造業以外の産業をレファレンスとする。したがって、産業賃金プレミアムとは製造業における21の各産業が、非製造業に比してどれだけプラスもしくはマイナスのプレミアムを有しているかを示すものである。例えば2007年であると、製造業の観察数は18,078、その他産業は65,794であり、レファレンスとなる産業はレファレンスとしての代表性を十分に有しているといえる。

第2段階は、上で求めた産業賃金プレミアムを1996年～2007年の期間でプールし、産業賃金プレミアムの決定因分析を行う。

$$(2) \quad \Delta wp_{jt} = \Delta T_{jt} \lambda + D_t \beta + u_{jt}$$

ここで、 T_{jt} は開放度やその他の産業特性を示す変数（輸出比率、輸入比率、直接投資比率、関税率、事務職比率、労働組合参加率）、 D_t は時間ダミーである。なお、観察されない産業の固定効果を除去するために一次の階差をとる。

4 第1段階の推定結果

(1) 労働者の個人属性の効果

表1に示されるように、他の先行研究と同様、賃金決定に関する労働者の個人属性はいずれもプラスで有意であり、男性であること、白人であること、家長であること、事務職であること、経験年数が高いこと、正規労働者であること、労働組合員であることによって、より高い賃金を得ていることを示している。しかし、図1でみるように、性別、人種、家長、労働組合員であることから生じているプレミアムは低下傾向にある。ただし、生産職に対する事務職のプレミアムは2002年まで上昇したが、それ以降は低下傾向にあり、非正規労働に対する正規労働のプレミアムも僅かながらも低下傾向にある。

表1 第1段階の推定： 労働者の属性（被説明変数＝時間当たり対数賃金）

	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
性別	0.194 0.007	0.181 0.007	0.196 0.006	0.184 0.006	0.168 0.006	0.156 0.005	0.151 0.005	0.157 0.004	0.160 0.004	0.162 0.004	0.170 0.004
人種	0.151 0.006	0.137 0.006	0.130 0.006	0.138 0.006	0.132 0.005	0.115 0.004	0.113 0.004	0.107 0.004	0.104 0.004	0.094 0.004	0.096 0.004
家長	0.324 0.006	0.315 0.006	0.310 0.006	0.315 0.006	0.292 0.005	0.265 0.005	0.252 0.004	0.245 0.004	0.233 0.004	0.225 0.004	0.190 0.004
職種（事務職）	0.249 0.008	0.252 0.008	0.260 0.007	0.268 0.007	0.284 0.006	0.287 0.006	0.272 0.005	0.261 0.005	0.256 0.005	0.254 0.005	0.236 0.005
経験年数	0.032 0.001	0.028 0.001	0.029 0.002	0.028 0.001	0.029 0.001	0.029 0.001	0.032 0.002	0.027 0.001	0.028 0.001	0.029 0.001	0.030 0.001
経験年数二乗	-0.001 0.000	0.000 0.000	-0.001 0.000	0.000 0.000	0.000 0.000	0.000 0.000	-0.001 0.000	0.000 0.000	0.000 0.000	0.000 0.000	-0.001 0.000
初等教育未修了	0.229 0.009	0.246 0.010	0.239 0.009	0.229 0.010	0.216 0.009	0.203 0.008	0.186 0.008	0.167 0.008	0.174 0.008	0.161 0.008	0.136 0.008
初等教育修了	0.444 0.012	0.437 0.013	0.416 0.012	0.403 0.012	0.384 0.011	0.337 0.010	0.308 0.010	0.288 0.009	0.296 0.009	0.275 0.009	0.248 0.009
中等教育未修了	0.471 0.013	0.437 0.014	0.433 0.013	0.407 0.013	0.354 0.012	0.328 0.010	0.301 0.010	0.272 0.010	0.282 0.010	0.254 0.009	0.231 0.010
中等教育修了	0.720 0.012	0.720 0.013	0.712 0.012	0.663 0.012	0.590 0.011	0.539 0.009	0.497 0.009	0.463 0.009	0.457 0.009	0.422 0.009	0.393 0.009
高等教育未修了	1.047 0.019	1.032 0.019	1.041 0.018	1.023 0.018	0.972 0.016	0.914 0.014	0.850 0.013	0.801 0.012	0.798 0.012	0.745 0.012	0.688 0.012
高等教育修了	1.536 0.017	1.556 0.018	1.582 0.017	1.527 0.016	1.502 0.016	1.492 0.014	1.385 0.014	1.371 0.013	1.341 0.013	1.294 0.012	1.232 0.012
正規労働	0.236 0.006	0.263 0.007	0.262 0.006	0.262 0.006	0.269 0.006	0.248 0.005	0.253 0.005	0.263 0.004	0.252 0.004	0.255 0.004	0.242 0.004
労働組合加入	0.169 0.007	0.183 0.007	0.166 0.007	0.155 0.007	0.135 0.006	0.137 0.005	0.133 0.005	0.148 0.005	0.131 0.005	0.115 0.004	0.115 0.005
大都市	0.209 0.006	0.229 0.006	0.223 0.005	0.200 0.005	0.192 0.005	0.160 0.004	0.132 0.004	0.133 0.004	0.116 0.004	0.113 0.004	0.115 0.004
都市部	0.258 0.008	0.258 0.008	0.234 0.007	0.225 0.007	0.260 0.008	0.202 0.007	0.184 0.007	0.150 0.006	0.133 0.006	0.139 0.006	0.142 0.006
地域1	0.235 0.013	0.211 0.013	0.182 0.012	0.202 0.012	0.226 0.009	0.232 0.008	0.232 0.008	0.260 0.007	0.242 0.007	0.244 0.007	0.253 0.007
地域3	0.312 0.007	0.302 0.008	0.303 0.007	0.313 0.007	0.291 0.006	0.316 0.005	0.302 0.005	0.303 0.005	0.282 0.005	0.268 0.005	0.284 0.005
地域4	0.284 0.009	0.289 0.009	0.283 0.008	0.269 0.008	0.257 0.008	0.302 0.007	0.296 0.006	0.308 0.006	0.301 0.006	0.281 0.006	0.289 0.006
地域5	0.310 0.010	0.299 0.010	0.289 0.009	0.292 0.009	0.328 0.008	0.325 0.007	0.345 0.007	0.359 0.007	0.339 0.007	0.324 0.006	0.337 0.006
定数項	-1.293 0.011	-1.242 0.012	-1.185 0.011	-1.138 0.011	-1.005 0.011	-0.850 0.010	-0.686 0.010	-0.550 0.010	-0.399 0.010	-0.269 0.010	-0.151 0.010
産業ゲーム robust 推定	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes	yes yes
観察数	51697	45818	52685	53333	60870	74563	74335	79705	82977	85204	84872
R-squared	0.573	0.595	0.598	0.587	0.556	0.569	0.559	0.553	0.544	0.540	0.519

注

(1) 性別は男性、人種は白人、大都市はサンパウロなどの9大都市、都市部は都市部・農村部の区分による都市部を意味する。

教育水準は未就学をベースとし、地域1は北部、地域3は南東部、地域4は南部、地域5は中西部で、地域2の東北部をベースとする。

(2) イタリックは標準誤差。全ての説明変数が1%水準で有意である。

図2は、学歴に応じた賃金プレミアム（ここでは無教育グループに対する）であるが、予想通り学歴が高まるに従い教育によるプレミアムは大きくなっており、ブラジルにおいては依然として教育水準の差に伴う賃金格差は大きいといえる。しかし、図に見るように、いずれの教育レベルのプレミアムも時間とともに低下しており、教育水準の相違による賃金格差が縮小しているように見える。しかし、図3に見るように、高等教育修了労働者の賃金プレミアムを中等教育、初等教育のそれと比較すると、中等教育のプレミアムが低下したのに対し、高等教育は依然として拡大していることがわかる。

図1 各種賃金プレミアム

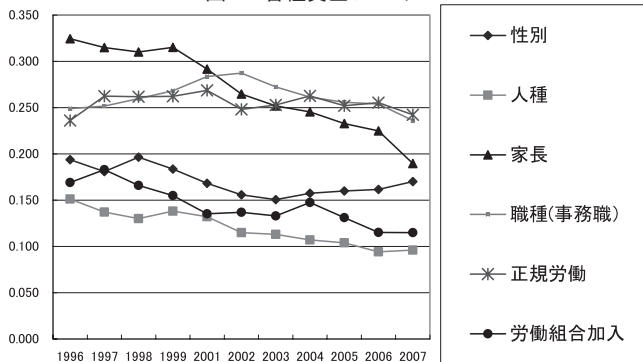


図2 教育プレミアム

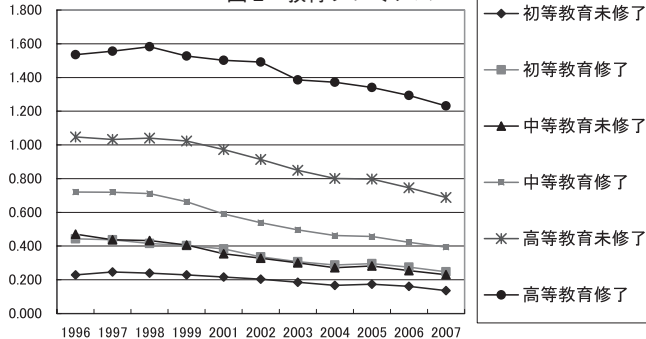


図3 高等・中等・初等教育の賃金プレミアムの比較

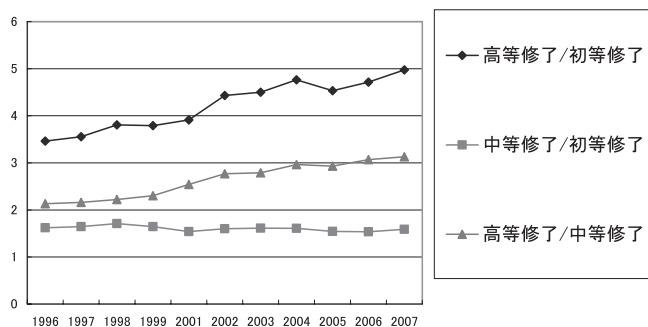


図4 地域間の賃金プレミアム

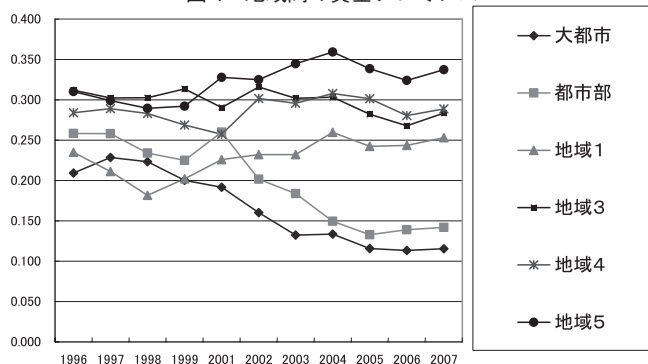


図4は地域間の賃金格差の変化である。大都市もしくは都市部に居住することによって生じる賃金プレミアムは急激に低下しており、地方や農村部の賃金が相対的に高まっていることを示している。他方、ブラジルを5つに区分した地域間での格差を見ると、もっとも貧しいとされる東北部（地域2）をベースとする格差は、北部（地域1）と中西部（地域5）が拡大しているのに対し、最も豊かとされる南東部（地域3）の格差は縮小の傾向にあり、南部（地域4）との格差は変動があるものの変化していないといえる。

(2) 産業賃金プレミアム

産業の賃金プレミアムは、ここでは製造業以外の全ての産業がレファレンスとなっているが、製造業の多くの産業で係数はプラスであり、その他産業に比べて労働者は高い賃金を得ていることを示している。その他産業が、金融業や通信業などを例外とし、非技能労働、低学歴労働を多く雇用するサービス業が大きな比率を占めているからであると考えられる。ところで、製造業における産業賃金プレミアムは産業ごとに大きく異なっている。食品・飲料、繊維、皮革・靴、家具、木材、非金属などは相対的に小さく、石油採掘、石油製品・アルコール、鉱産物採取などの資源関連産業と、輸送機器、機械産業などが相対的に高いプレミアムを示している。観察期間の平均で、食品・飲料が-0.029であるのに対し、石油採掘は0.48であり、同等の能力を有する労働者であっても、石油採掘の労働者は食品・飲料に比して約50%高い賃金を得ている。

表2 第1段階の推定：産業賃金プレミアム（産業ダミーの係数）

	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
食品・飲料	0.031** 0.013	-0.012 0.013	-0.015 0.011	-0.033*** 0.011	-0.050*** 0.011	-0.040*** 0.010	-0.023** 0.010	-0.023*** 0.009	-0.037*** 0.009	-0.022** 0.009	-0.036*** 0.009
煙草	0.237*** 0.081	0.175** 0.084	0.285*** 0.093	0.045 0.088	0.068 0.062	-0.118 0.106	0.055 0.087	0.165** 0.078	0.182** 0.093	0.238 0.153	0.250** 0.125
繊維	0.103*** 0.023	0.116*** 0.025	0.068*** 0.025	0.060** 0.025	0.026 0.021	0.084*** 0.016	-0.002 0.022	-0.040* 0.021	-0.015 0.019	0.004 0.018	0.023 0.018
衣料	0.065*** 0.015	0.061*** 0.016	0.024 0.015	0.043*** 0.014	0.047*** 0.013	0.050*** 0.013	0.038*** 0.012	0.041*** 0.011	0.022** 0.011	0.037*** 0.010	0.030*** 0.010
皮革・靴	-0.028 0.018	-0.077*** 0.019	-0.086*** 0.016	-0.024 0.016	-0.036*** 0.013	0.003 0.012	0.066*** 0.012	0.037*** 0.011	0.024** 0.011	0.027** 0.011	0.020* 0.010
木材	0.013 0.023	0.009 0.024	-0.017 0.024	0.022 0.022	0.082*** 0.019	0.052*** 0.016	0.064*** 0.016	0.085*** 0.016	0.054*** 0.016	0.052*** 0.015	0.080*** 0.016
紙・パルプ	0.108*** 0.035	0.105** 0.041	0.085** 0.039	0.133*** 0.034	0.108*** 0.034	0.097*** 0.028	0.112*** 0.030	0.145*** 0.028	0.041 0.028	0.088*** 0.024	0.078*** 0.025
印刷・出版	0.135*** 0.029	0.130*** 0.030	0.133*** 0.026	0.124*** 0.025	0.099*** 0.025	0.135*** 0.025	0.196*** 0.025	0.064*** 0.021	0.102*** 0.020	0.065*** 0.020	0.093*** 0.021
コークス・石 油・アルコール	0.439*** 0.074	0.462*** 0.075	0.461*** 0.058	0.454*** 0.062	0.476*** 0.065	0.278*** 0.043	0.258*** 0.041	0.236*** 0.038	0.248*** 0.039	0.371*** 0.048	0.359*** 0.034
化学	0.254*** 0.044	0.228*** 0.045	0.278*** 0.044	0.253*** 0.040	0.249*** 0.039	0.178*** 0.018	0.172*** 0.017	0.169*** 0.015	0.181*** 0.017	0.167*** 0.015	0.167*** 0.015
ゴム・プラ スチック	0.119*** 0.029	0.120*** 0.026	0.104*** 0.026	0.086*** 0.025	0.091*** 0.025	0.102*** 0.024	0.123*** 0.020	0.129*** 0.020	0.119*** 0.019	0.105*** 0.018	0.100*** 0.017
非金属	0.060*** 0.020	0.084*** 0.020	0.078*** 0.020	0.096*** 0.018	0.029* 0.017	0.008 0.015	0.041** 0.016	0.021 0.015	0.024* 0.014	0.023 0.014	0.003 0.018
金属・金 属製品	0.193*** 0.016	0.168*** 0.017	0.176*** 0.015	0.165*** 0.015	0.156*** 0.014	0.189*** 0.013	0.152*** 0.013	0.175*** 0.012	0.158*** 0.013	0.149*** 0.011	0.178*** 0.011
機械・機器	0.217*** 0.023	0.231*** 0.024	0.225*** 0.022	0.195*** 0.022	0.226*** 0.019	0.199*** 0.018	0.215*** 0.017	0.206*** 0.016	0.231*** 0.016	0.206*** 0.016	0.268*** 0.015
電気製品	0.199*** 0.027	0.246*** 0.030	0.205*** 0.025	0.219*** 0.024	0.172*** 0.024	0.218*** 0.036	0.193*** 0.031	0.179*** 0.030	0.143*** 0.026	0.126*** 0.028	0.098*** 0.027
電子機器	0.091*** 0.029	0.062* 0.032	0.066* 0.035	-0.019 0.029	0.014 0.026	0.182*** 0.030	0.133*** 0.030	0.135*** 0.024	0.122*** 0.024	0.147*** 0.023	0.146*** 0.026
輸送機器	0.333*** 0.022	0.316*** 0.021	0.296*** 0.023	0.300*** 0.020	0.260*** 0.019	0.277*** 0.019	0.258*** 0.019	0.277*** 0.017	0.252*** 0.016	0.247*** 0.015	0.271*** 0.016
家具	0.069*** 0.022	0.009 0.024	0.008 0.023	0.048** 0.022	0.030 0.020	0.043*** 0.016	0.000 0.016	0.039** 0.016	0.048*** 0.015	0.021 0.014	0.023 0.015
石油・石 炭採掘	0.241*** 0.028	0.226*** 0.029	0.234*** 0.030	0.252*** 0.029	0.249*** 0.027	0.710*** 0.084	0.758*** 0.060	0.701*** 0.057	0.622*** 0.062	0.738*** 0.057	0.678*** 0.061
鉱産物採掘	0.136 0.122	0.255*** 0.081	0.218 0.093	0.322*** 0.089	0.381*** 0.095	0.247*** 0.059	0.355*** 0.048	0.374*** 0.049	0.305*** 0.062	0.356*** 0.040	0.327*** 0.044
非金属採掘	0.185** 0.072	0.093 0.062	0.299*** 0.055	0.339*** 0.058	0.226*** 0.051	0.115*** 0.040	0.103*** 0.033	0.175*** 0.034	0.250*** 0.032	0.162*** 0.031	0.216*** 0.028
標準偏差	0.112	0.124	0.136	0.135	0.136	0.167	0.169	0.160	0.147	0.172	0.163

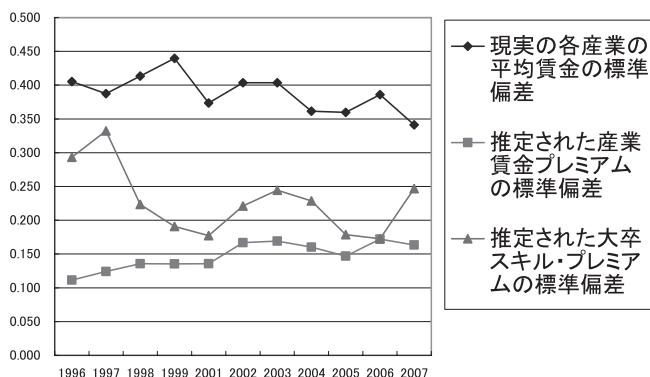
注：イタリックは標準誤差。***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%で有意。

次に、産業賃金プレミアムの産業間のばらつきが時間とともに拡大していることも重要である。表2の最下段に記載されている各年の標準偏差を見ると、

1996 年の 0.112 から 2007 年の 0.163 へと増加している。図 5 は、各産業の現実の平均賃金の標準偏差と推定された産業間賃金プレミアムの標準偏差を示しているが（大卒スキル・プレミアムは後述）、現実の賃金のばらつきは低下傾向にあるのに対し、賃金プレミアムのそれは上昇傾向にある。現実の平均賃金は、中等教育修了者の増大などの学歴の変化、正規雇用比率の増加、地域間格差や都市・農村部格差の縮小などを反映し、平均賃金の傾向的な産業間格差の低下を示していると考えられる。しかし、これらの要因をコントロールすると、産業自体の属性がもたらす賃金格差は拡大傾向にあることを示している。

1987 年～98 年を対象とした Pavcnik et al. (2004) や、1987 年～99 年を対象とした Ferreira et al. (2007) では、これらの期間におけるブラジルの産業間の賃金構造は安定的とされ、貿易政策の変更は賃金構造に変化をもたらさなかったとしているが、本章のように 2000 年代を含むと明確なばらつきの増加傾向が見られることに注目すべきであり、この時期にブラジルの開放度が急激に拡大したことを勘案すると、関税以外のオープンネスの要因、すなわち、輸出、輸入、直接投資などの産業賃金プレミアムへの影響を検証する必要性を示唆している。

図 5 産業平均賃金と推定された賃金プレミアムの標準偏差



(3) 大卒者の産業スキル・プレミアム

産業賃金プレミアムは、技能労働者・非技能労働者、もしくは、高学歴労働・低学歴労働者を問わず、特定の産業に属していることから得られるプレミアムを意味している。しかし、産業固有の技能プレミアムが存在すれば、大卒労働者などの高学歴労働者がより高い賃金を受け取る可能性がある。このため、産業賃金プレミアム wp_j を超えて追加的に受け取る、産業特殊な技能もしくは高学歴に対する賃金プレミアムは、産業ダミーと大卒ダミーの交差項で把握する。

$$(3) \quad \ln(w_{ij}) = X_{ij} \beta + I_{ij} * wp_j + I_{ij} * U_{ij} * swp_j + \varepsilon_{ij}$$

U_{ij} は大卒ダミーで、 swp_j は産業固有な高学歴プレミアムである。教育水準に応じて産業賃金プレミアムが異なる可能性は、高学歴の労働者が産業特殊な技能の習得・蓄積に有利であること、賃金決定に関してより強い交渉力を発揮できること、また、転職や怠業 (shirking) を防ぐためにより高い賃金を提供していることなどである。Robbins and Minowa (1996) ではサンパウロにおける製造業の資本集約的産業では、怠業を防ぐために技能労働者に効率的賃金を支払っていることが、産業間での賃金格差を説明するものであるとしている。また、高学歴労働者、技能労働者は、企業間の移動は頻繁であっても、産業間の移動は低学歴労働者、非技能労働者に比べて硬直的であるかもしれない。

表3 第1段階の推定：大卒スキルプレミアム（産業ダミーと大卒ダミーの交差項）

	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
食品・飲料	0.685*** 0.074	0.660*** 0.090	0.642*** 0.082	0.630*** 0.072	0.850*** 0.000	0.909*** 0.083	0.942*** 0.093	0.733*** 0.084	0.687*** 0.070	0.705*** 0.059	0.643*** 0.066
煙草	0.794** 0.344	0.330* 0.189	0.558 0.351			0.494*** 0.109	0.593*** 0.471	0.593*** 0.087	0.075 0.570	0.535* 0.310	1.305*** 0.500
繊維	0.607*** 0.227	0.480*** 0.173	0.317** 0.153	0.910*** 0.175	0.418** 0.026	0.803*** 0.157	0.541*** 0.192	0.764*** 0.110	0.612*** 0.189	0.462*** 0.151	0.936*** 0.157
衣料	0.118 0.233	0.286 0.294	0.264*** 0.127	0.431*** 0.134	0.557** 0.012	0.446*** 0.165	0.594*** 0.133	0.413** 0.181	0.439*** 0.132	0.528*** 0.142	0.530*** 0.154
皮革・靴	0.183 0.192	0.315 0.293	0.466** 0.186	0.728*** 0.140	0.575** 0.020	0.841*** 0.177	0.686*** 0.136	0.429** 0.196	0.846*** 0.179	0.897*** 0.146	0.367*** 0.115
木材	-0.169 0.264	-0.628*** 0.027	0.041 0.282	0.711*** 0.252	0.867*** 0.001	0.071 0.184	0.228 0.153	0.417* 0.242	0.860*** 0.227	0.395** 0.194	0.532*** 0.192
紙・パルプ	0.400** 0.168	1.012*** 0.156	0.337 0.277	0.687*** 0.166	0.847*** 0.000	0.890*** 0.154	0.901*** 0.133	0.937*** 0.129	0.550*** 0.139	0.742*** 0.100	0.782*** 0.128
印刷・出版	0.260*** 0.096	0.298** 0.126	0.497*** 0.096	0.574*** 0.091	0.729*** 0.000	0.561*** 0.102	0.623*** 0.087	0.613*** 0.087	0.732*** 0.087	0.577*** 0.071	0.603*** 0.081
コークス・石油・アルコール	0.311** 0.157	0.521*** 0.148	0.709*** 0.148	0.400*** 0.134	0.773*** 0.000	0.903*** 0.131	0.800*** 0.146	0.800*** 0.147	0.730*** 0.131	1.091*** 0.111	0.969*** 0.126
化学	0.860*** 0.109	0.395*** 0.118	0.533*** 0.108	0.630*** 0.122	0.745*** 0.000	0.842*** 0.059	0.707*** 0.059	0.827*** 0.057	0.915*** 0.056	0.911*** 0.057	0.890*** 0.053
ゴム・プラスチック	0.473*** 0.147	0.294* 0.163	0.698*** 0.172	0.686*** 0.170	0.714*** 0.000	0.416*** 0.109	0.628*** 0.122	0.587*** 0.111	0.690*** 0.122	0.727*** 0.118	0.613*** 0.127
非金属	0.719*** 0.234	0.771*** 0.170	0.791*** 0.118	0.969*** 0.144	0.956*** 0.000	0.800*** 0.123	0.653*** 0.187	0.682*** 0.112	0.730*** 0.083	0.621*** 0.140	0.518*** 0.154
金属・金属製品	0.542*** 0.081	0.594*** 0.063	0.592*** 0.079	0.594*** 0.081	0.609*** 0.000	0.710*** 0.069	0.586*** 0.074	0.615*** 0.085	0.618*** 0.077	0.580*** 0.079	0.621*** 0.074
機械・機器	0.570*** 0.110	0.468*** 0.073	0.609*** 0.097	0.626*** 0.099	0.751*** 0.000	0.740*** 0.079	0.655*** 0.093	0.651*** 0.092	0.552*** 0.073	0.566*** 0.079	0.526*** 0.068
電気製品	0.476*** 0.086	0.354*** 0.121	0.857*** 0.101	0.614*** 0.078	0.725*** 0.000	0.699*** 0.108	0.762*** 0.115	0.527*** 0.099	0.655*** 0.136	0.722*** 0.118	0.716*** 0.104
電子機器	0.430*** 0.157	0.925*** 0.179	0.340** 0.146	1.055*** 0.188	0.615*** 0.000	0.866*** 0.118	0.823*** 0.122	0.936*** 0.096	0.817*** 0.099	0.837*** 0.089	0.645*** 0.117
輸送機器	0.505*** 0.116	0.653*** 0.082	0.624*** 0.085	0.430*** 0.086	0.683*** 0.000	0.641*** 0.080	0.606*** 0.082	0.708*** 0.070	0.710*** 0.068	0.703*** 0.062	1.711*** 0.079
家具	0.293* 0.161	0.199 0.317	0.293 0.306	0.481** 0.193	0.179 0.258	0.594*** 0.178	0.557** 0.225	0.681*** 0.179	0.567*** 0.110	0.527*** 0.136	0.209 0.140
石油・石炭採掘	0.596*** 0.099	0.494*** 0.101	0.540*** 0.086	0.590*** 0.080	0.726*** 0.000	0.550** 0.232	0.609*** 0.133	0.021 0.174	0.561*** 0.160	0.524*** 0.126	0.649*** 0.171
鉱産物採掘	-0.304 0.685	0.775*** 0.116	0.428** 0.196	0.449** 0.197	0.547** 0.017	0.388** 0.187	0.257 0.217	0.653*** 0.126	0.510*** 0.123	0.713*** 0.215	0.391** 0.157
非金属採掘	0.622*** 0.157	0.508 0.312	1.012*** 0.283	0.311 0.237	0.497** 0.014	0.921*** 0.130	0.925*** 0.181	1.121*** 0.304	0.690*** 0.236	0.866*** 0.179	1.007*** 0.221
標準偏差	0.293	0.332	0.224	0.191	0.177	0.221	0.244	0.229	0.179	0.173	0.247

大卒の産業スキル・プレミアム swp_j の推定結果は、表3に掲載されている。ほとんどの産業、年次において正で有意であり、産業に固有な大卒スキル・プレミアムが存在していることを示唆している。図5より明らかなように、大卒スキル・プレミアムは産業プレミアムより相対的に分散が大きいこと、また、表3に示されているように、年代が新しくなるに従い大卒スキル・プレミアムが有意な産業が増加しており、大卒に対する産業固有なプレミアムの存在がより明確となっているといえる。

5 自由化（オープンネス）の産業賃金プレミアムへの影響

本節では、第2段階の推定として、上で求めた産業賃金プレミアム、産業固有な大卒プレミアムの決定因の分析を行う。ところで、Rodriguez and Rodrik (2001) は、貿易自由化の指標として、輸出比率、輸入比率などの開放度を使用するのは適切ではないと述べている。開放度は、貿易自由化の結果であると同時に、需要条件、技術的条件、要素価格の変化など様々な要因の結果であり、貿易自由化の効果を識別することが困難であるからである。このため、関税率の変化などの貿易政策を指標とすべきであるとしている。しかし、関税率で議論すると、ブラジルの平均関税率は1987年の50%台から1990年代中頃の10%台へと急激に低下したものの、それ以降はごく僅かな低下に過ぎず、1990年代中頃以降のブラジルの急激な対外的関係の緊密化を代理できない。また、単に政策効果のみに着目するのではなく、より広い観点から、すなわち、経済のオープンネス、開放度の変化が生産性や賃金などに与える効果に着目すること自体も重要であるといえる。したがって、本章では以上のような理由から、輸出比率、輸入比率、直接投資比率などの開放度の指標も使用する。

産業賃金プレミアムの決定因の分析では、前述の推定式（2）を用いるが、説明変数は、開放度に関わる変数（輸出比率、輸入比率、直接投資比率、関税率、輸入比率と関税率の交差項）と産業固有の変数（事務職比率、組合組織率）であり、時間ダミー D_t を追加して回帰する。輸出比率は、各産業の輸出額を生産額で割った比率であり、輸入比率は、各産業の輸入額を生産額と輸入額の合計で割った比率である。直接投資比率は、各産業の直接投資残高を雇用者数で割った一人当たり直接投資残高である。輸入比率と関税率の交差項は、輸入競争の程度が異なる産業間で関税率の効果が異なるかどうかを調べるために導入する。マクロ的変動や為替レートの影響は年次ダミーで吸収すると考える。この他、各産業の開放度とは無関係に（産業横断的に）生じていると考えられ

る技能労働需要の代理変数として事務職（ホワイト・カラー）比率を考慮する。さらに、産業の労働組合加入率を説明変数に加え、労働組合の影響力を考慮する。推定は、観察されない産業の固定効果を除去するために、階差をとる。階差をとるので 1997 年～2007 年（2000 年は除く）の期間で分析される。ここでは石油採掘産業を除いた 20 産業で回帰する。表 4 は記述統計を示している。

表 4 記述統計

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
産業賃金プレミアム	220	0.133	0.116	-0.118	0.476
大卒の産業スキル・プレミアム	218	0.608	0.247	-0.628	1.305
輸出比率	220	0.227	0.178	0.002	0.787
輸入比率	220	0.127	0.107	0.007	0.508
関税率	200	0.103	0.053	0.003	0.228
関税率 * 輸入比率	200	0.013	0.015	0.000	0.075
直接投資比率	220	0.009	0.013	0.000	0.079
技術者・専門家比率	220	0.147	0.118	0.000	0.516
労働組合加入率	220	0.258	0.100	0.083	0.593

表 5 第 2 段階の推定：開放度指標の賃金プレミアムへの影響

被説明変数	産業賃金プレミアム	産業賃金プレミアム (ブルーカラーのみ)	大卒産業特殊 スキル・プレミアム
	(1)	(2)	(3)
輸出比率	0.180 0.177	-0.049 0.733	-0.104 0.876
輸入比率	0.490 0.112	1.158 *** 0.001	1.325 0.385
関税率	0.640 0.148	1.172 ** 0.014	1.180 0.591
関税率 * 輸入比率	-3.498 ** 0.046	-4.705 ** 0.012	-3.318 0.701
直接投資比率	1.849 *** 0.006	3.474 *** 0.000	-1.811 0.585
ホワイト・カラー比率	-0.137 0.114	-0.019 0.840	1.015 ** 0.019
労働組合加入率	0.217 ** 0.012	0.448 *** 0.000	-0.377 0.374
一次階差	yes	yes	yes
年次ダミー	yes	yes	yes
産業ダミー	no	no	no
robust 推定	yes	yes	yes
観察数	180	180	178
F	1.980	5.690	0.770
Prob > F	0.019	0.000	0.711
R-squared	0.154	0.342	0.066

注：イタリックは p 値。

表5に掲載されている推定結果(1)、(2)は、産業賃金プレミアム(差分)を被説明変数として、オープンネスの各指標などで回帰させたものであるが、(1)はホワイト・カラーとブルー・カラーの両者を含むが、(2)はブルー・カラーのみを対象とする産業賃金プレミアムである。輸出比率はいずれも有意ではなく、輸出の拡大が生産性の改善、品質のグレードアップ(すなわちSBTC)をもたらし、技能労働への需要を拡大するという可能性に関しては確認できなかった。しかし、直接投資比率が正で有意であることから、外資系企業の参入が、新しい生産技術・新製品・マネジメントなどを導入し、それに伴い、技能労働者への需要を高めたと考えられる。

輸入比率はブルー・カラーの労働者のみを対象として推定された賃金プレミアムに対しては正で有意であった。輸入比率の変化が産業賃金プレミアムに与える効果には、相反する2つの効果があると考えられる。一方で、輸入の拡大が資本財・中間財輸入の拡大を通じて新しい技術を波及(すなわちSBTC)すること、もしくは、輸入競争の激化に打ち勝つために内生的にSBTCが生じ、技能労働者への需要を増大させて産業の賃金プレミアムを高める可能性が考えられる。他方で、輸入比率が拡大し、輸入競争が激化するとともに多くの企業が産業から退出し労働需要が減少する場合や、残存した企業においても収益率の低下から賃金への分配が低下する場合は、産業の賃金プレミアムが低下する。したがって、輸入比率の符号についてはこれらの相反する効果のネットの効果であると考えべきであり、ブルー・カラーのみの賃金プレミアムで符号が正で有意であったことは、前者の効果が生産現場では上回っていたと解釈すべきである。

同様に、関税率もブルー・カラーの労働者のみを対象として推定された賃金プレミアムに関して正で有意であった。したがって、関税が市場保護によって産業レントを発生させ、それが産業賃金プレミアムに反映されるが、とくにブルー・カラーに対してレントを配分する傾向にあったと解釈すべきである。し

かし、現実には、この時期、僅かながらも傾向的に関税率が引き下げられていた（平均関税率は1997年に12.9%、2007年に9.2%）ことから、産業レントを低下させ、賃金プレミアムを低下させる方向に作用していたといえる。

他方、輸入比率と関税率の交差項が負で有意であったことは興味深い。上で見たように、関税率自体はその引き下げによって保護による産業レントを低下させ、賃金プレミアムも低下させるが、交差項が負であることは、輸入比率が高く、もともと競争が激しい産業にあっては、関税の引き下げはいつその競争の激化を意味し、SBTCを誘引することを示唆している。

ホワイト・カラー比率は、有意ではなかった。パソコンの導入などの事務業務のIT化、インターネットの利用による通信技術の改善など、各産業の開放度の程度とは関わりなく導入される技術を代理させた変数である。ここでは、予想通りホワイト・カラー比率と産業賃金プレミアムとの関係は認められなかった。しかし、事務職比率が高い産業では、より多くの高学歴労働者を雇用し、高学歴労働者に対し産業固有のより高い賃金を支払っている可能性を否定できない。この点は、推定結果（3）の推定で検討する。

最後に、労働組合比率は正で有意であり、労働組合の組織率が高い産業では、産業レントの配分に関する交渉力が高いことを示唆している。また、労働組合の影響力がブルー・カラー労働者賃金に対して相対的に大きいことを反映し、推定結果（2）の係数のほうが（1）より大きくなっている。なお、表5には記載されていないが、ホワイト・カラー労働者のみを対象とする産業賃金プレミアムに関する回帰分析では、開放度指数、ホワイト・カラー比率、組合参加率のいずれの変数も有意ではなかった。2007年に関しても、製造業全体の労働者に占めるホワイト・カラーとブルー・カラーの比率は28対72であった。

推定結果（3）は、大卒の産業特殊な賃金プレミアムの決定因の推定である。開放度を示す変数は、いずれも有意ではなかった。大卒の産業特殊な賃金プレミアムに対しては、貿易自由化は影響していないことを示している。しかし、

ホワイト・カラー比率は正で有意であり、事務職の比率が高い産業では、高学歴労働者がより高い賃金を受け取っていることを示唆している。したがって、事務職比率が経済全体で生じているSBTCを代理していると仮定すると、より多くの事務職労働者を雇用している産業にあっては、より高学歴な労働者が需要され、高学歴労働者に産業固有のプレミアムが生じているといえる。一方、推定結果（3）では、労働組合加入率は有意ではなくなっており、中・低学歴のブルー・カラー労働者が主体となっている労働組合は、高学歴労働者の賃金プレミアムには影響しないことを示唆している。

おわりに

本章では、ブラジルの製造業に関し、第1段階で家計調査データ（PNAD）を用いて産業賃金プレミアムを計測し、第2段階で開放度指標などを用いてその決定因分析を行った。1980年代から1990年代にかけてのメキシコなどのラテンアメリカ諸国では、貿易自由化が技能労働者と非技能労働者間の賃金格差を拡大したとされているが、他方ブラジルでは中等教育修了者の増加を基本的な要因としてこうした賃金格差は低下してきたと一般的に考えられている。しかし、2000年代を含めた本章の実証研究によると、産業賃金プレミアム（労働者の能力などの特質では説明されないが、産業によって説明される賃金部分）のばらつきは反対に増加傾向にあり、賃金格差の拡大要因として作用していたことを示した。

各産業はそれぞれに技能労働・非技能労働の雇用比率が異なり、産業間賃金格差の背景となっていると考えられるが、この雇用比率は産業が直面する技術的条件の変化に対応して変化する。その大きな要因の一つが開放度の変化であり、本章では第2段階の産業賃金プレミアムの決定因分析の推定において、とくにブルー・カラー労働者のみを対象として推定された産業賃金プレミアムに

関しては、輸入比率、関税率、直接投資比率などの開放度の変化が産業賃金プレミアムの変化に対して有意に影響していることが明らかとなった。したがって、ブラジルでは開放度が高まってきたことが産業賃金プレミアムを拡大させる一つの要因となったと考えることができる。ただし、関税率の漸進的な引き下げは産業賃金プレミアムを低下させることも明らかとなった。

さらに、高学歴労働者に対する産業固有の賃金プレミアムの存在も確認されたが、その決定因に関して開放度は有意な要因ではなく、産業の事務職（ホワイト・カラー）比率が有意であることから、個々の産業でその程度が異なる開放度のような要因ではなく、事務職比率に代表されるような経済全体で生じている技術的条件の変化に影響されていると解釈される。こうしたことから、貿易自由化によって誘発される産業特殊な SBTC は主として生産現場で生じていると考えるべきであるのかもしれない。

今後の課題としては、輸入比率データの改善が必要である。輸入における最終消費財と中間財・資本財の区別を行えば、輸入競争がもたらした SBTC の効果なのか、輸入財に体化された技術の効果なのかを明示的に区別できるからである。また、直接投資比率も工夫が必要である。企業のマイクロデータを用いて外資系企業の売り上げ比率などが計算できれば、より有効なデータとなりうる。

参考文献

- Acemoglu, D. (2003), "Patterns of Skill Premia," *The Review of Economic Studies*, Vol.70, No.2, 199-230.
- Attanasio, O. and Pinelopi K. G. and Nina P. (2004), "Trade Reforms and Wage Inequality in Colombia," *Journal of Development Economics*, Vol.74, Issue 2, 331-366.
- Blom, Andreas and Carlos Eduardo Vélez (2004), "The Dynamics of the Skill-Premium in Brazil: Growing Demand and Insufficient Supply?," in *Inequality and Economic Development in Brazil*, World Bank Country Study, Washington: World Bank, 249-281.
- Cragg, M. I. and Mario E. (1996), "Why has wage dispersion grown in Mexico? Is it the incidence of reforms or the growing demand for skills?," *Journal of Development Economics*, Vol. 51, Issue 1, 99-116.
- Feenstra, R. C. and Gordon H. H. (1996), "Globalization, Outsourcing, and Wage Inequality," *American Economic Review*, Vol. 86, No. 2, 240-245.
- Feenstra, R. C. and Gordon H. H. (2001), "Global Production Sharing and Rising Inequality: A Survey of Trade and Wages," *NBER Working Paper* No. 8372.
- Ferreira, F. H.G. and Phillippe G. L. and Matthew Wai-Poi (2007), "Trade Liberalization, Employment Flows and Wage Inequality in Brazil," *World Bank Policy Research Working Paper* 4108.
- Goldberg, P. K. and Nina P. (2007), "Distributional Effects of Globalization in Developing Countries," *Journal of Economic Literature*, Vol. XLV, Issue 1, 39-82.
- Gonzaga, G. and Naércio M. F. and Maria C. T. (2006), "Trade Liberalization and the Evolution of Skill Earnings Differentials in Brazil," *Journal of International Economics*, Vol.68, Issue 2, 345-367.
- Hanson, G. H. and Ann E. H. (1999), "Trade liberalization and wage inequality in Mexico," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.52, Issue 2, 271-288.
- Leamer, E. M. Rodriguez and P. Schott (1999), "Does Natural Resource Abundance Increase Latin

- American Income Inequality?," *Journal of Development Economics*, Vol.59, No.1, 3-24.
- Menezes-Filho, N. A. and M. Rodrigues Jr. (2003), "Tecnologia e demanda por qualificação na indústria brasileira," *Revista Brasileira de Economia*, Vol.57, No.3, 569-603
- Pavcnik, N., A. Blom, P. Goldberg and N. Schady (2004), "Trade Liberalization and Industry Wage Structure: Evidence from Brazil," *The World Bank Economic Review*, Vol. 18, No. 3, 319-344.
- Robbins, D. and M. Minowa (1996), "Do Returns to Schooling Vary across Industries?" in Birdsall, N. and R. H. Sabot (ed.), *Opportunity Foregone: Education in Brazil*, Inter-American Development Bank, Washington, DC., 215-243.
- Robertson, R. (2000), "Trade liberalization and wage inequality: Lessons from Mexican experience," *World Economy*, Vol.23, No.6, 827-849.
- Rodriguez, F. and D. Rodrik (2001), "Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's Guide to the Cross-National Evidence," *NBER Macroeconomics Annual* 2000, Vol. 15, 261-325.
- Verhoogen, E. A. (2008), "Trade, Quality Upgrading and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.123, No.2, 489-530.
- Wood, A. (1995), "How Trade Hurt Unskilled Workers," *Journal of Economic Perspective*, Vol.9, No.3, 57-80.

付表

業種（CNAE）	貿易商品コード HS1992
食品・飲料	15-23（2207を除く）
タバコ	24
繊維	50-60
衣料・装飾品	61-63
皮革製品・履物	41-43, 64-67
木材	44-46
セルロース・紙	47-48
出版・印刷	49
コークス・石油・エタノール	27（2701-2703、2709を除く）& 2207
化学製品	28-38
ゴム・プラスチック	39-40
非金属鉱物製品	68-71
基礎金属・金属製品	72-83
機械・設備	84（8469-8473を除く）& 93
オフィス機器・情報機器・一般機器・電気機器	8469-8473, 85（8518-8529を除く）
電子機器・通信機器・医療機器・光学機器・時計	8518-8529, 90-92
自動車・トレーラー・車体・その他輸送機械	87,86, 88, 89
家具・雑貨	94-96
原油・石炭（鉱）	2701-2073 & 2709
金属鉱物（鉱）	26
非金属鉱物（鉱）	25

第5章 貿易自由化後の国内人口動態と成長地域

はじめに

本章では、これまでの章で分析した貿易自由化後のブラジルにおける産業・労働市場における様々な変化の影響が、ブラジルの産業立地や地域間所得分配にも及んでいることについて考察を進めてみたい。

これまでブラジルの経済発展は地域的に集中して進んできた¹。最も工業化が進んでいるサンパウロ州だけで国内総生産の33.9%（2007年人口調査で人口シェアは21.7%）を占め、サンパウロ州を含む南東部で見ればそのシェアは56.5%（同、42.3%）に達する。製造業の総付加価値額に占めるシェアはそれぞれ、44.4%、62.8%とさらに大きい²。

もっとも貧困な地域は北東部である。沿海地域は植民地時代に奴隷労働を用いた砂糖きびのプランテーション農業が行われた歴史を持つ。開発が最も早く始まったために人口が多いが（2007年に全人口の28.0%）、貧富の格差は大きい。牧畜を主産業とする内陸地域では生存を脅かす旱魃がたびたび発生した。

1 ブラジル地理統計院（IBGE）ではブラジルの地域区分として、小地域（micro-região）、中地域（meso-região）、大地域（grande-região）の3種類を用いている。小地域と中地域は、行政単位としての州（estado）の中を分類する概念である。簡単化のために本章では、北部（ロンドニア、アカレ、アマゾナス、ロライマ、パラ、アマパー、トカンチンス）、北東部（マラニョン、ピアウイー、セアラ、北リオグランデ、パライバ、ペルナンブコ、アラゴアス、セルジペ、バイア）、南東部（ミナスジェライス、エスピリトサント、リオデジャネイロ、サンパウロ）、南部（パラナ、サンタカタリナ、南リオグランデ）、中西部（南マトグロソ、マトグロソ、ゴイアス、連邦区）の5地域に分ける大地域概念を用いる（カッコ内は各地域に属する州名）。

2 データ出所はIBGE（2010）、*Contas Regionais do Brasil 2003-2007*。

貧困から脱出しようとする人々の北東部から南東部への移住は、ブラジルの国内人口移動の典型的なパターンと考えられてきた。

中西部はもともと人口希薄で多くの未利用地を残していたが、近年輸出向けに大豆や牛肉の大規模な農業開発が進んでいる。現在、その農業フロンティアは、さらにアマゾンの熱帯雨林を抱える北部に向かって広がり続けている。これらの地域への人口流入は新しい人口移動のパターンである。

南部では、入植したヨーロッパ系の移住者が家族経営の農業や工業を発展させ、比較的平等で安定した経済基盤が形成されたため、伝統的に人口流動性が低い地域である。しかし、近年この地域から大規模農地を求める農民の中西部、北部への移動や、技能労働者の南東部への移動も顕著になっている。

以上の背景を念頭に置いて、本章では 1990 年代以降の貿易自由化や過去 5 年間の持続的経済成長という新しい環境の中で変化しているブラジルの国内人口移動パターンを最新のデータを用いて確認し、今後さらに発展すべき研究課題を整理する。

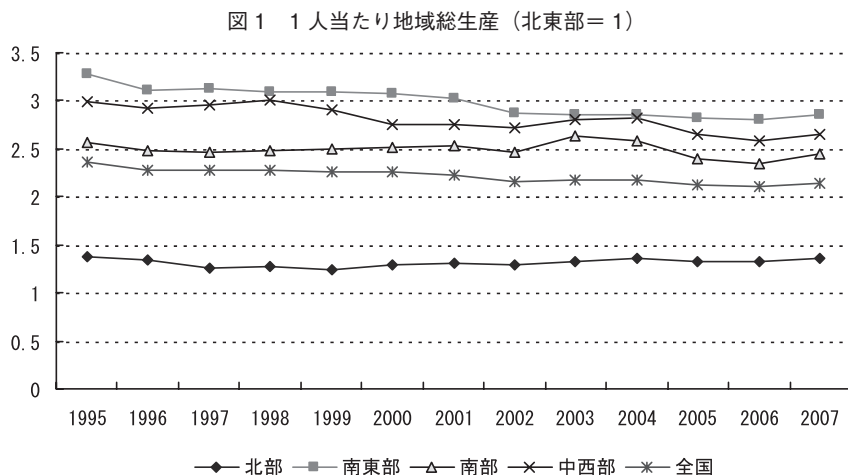
分析に当たって、ブラジルの政府統計局 IBGE が実施する家計調査 (PNAD) を使用する。2008 年 9 月³ に実施された PNAD の 2008 年調査 (以下、PNAD2008 と表記する) の個票データの標本数は 150,591 世帯、391,868 人である。世帯に関する調査では、居住地、家族構成、家屋の形状、月々の家賃あるいはローン支払い額、水道・トイレ・ゴミ収集・電気・電話・ガスといった生活関連インフラの利用可能状況、家電・情報機器の所有状況、および家計収入に関する情報がある。個人に関する調査では、人種、年齢、国内移動経験、教育歴、雇用、労働、個人所得について調査されている。

以下では、第 1 節で所得の地域間格差について考察し、第 2 節で人口移動について伝統的なパターンと異なる注目すべき新しい傾向について論じる。

3 この調査時点でブラジル経済はまだ国際通貨危機の影響を受けておらず、2005 年に降続いた景気拡大の影響を見ることができる。

1 ブラジルの地域格差

所得の地域間格差は人口移動の主要な動機となる。まず、1人当たり地域総生産の推移を見ておく。図1は最も貧しい北東部を1として基準化し、1995年から2007年までの間の推移を表している。2007年の南東部と北東部の一人当たり地域総生産には約2.9倍の格差があり、人口流出の要因は大きいと言える。しかし、同時に、この格差は1995年に約3.3倍であった状況から縮小してきていることは注目に値する。南東部と中西部⁴や南部との間でも差は収斂する傾向にある⁵。



(出所) IBGE, Contas Regionais do Brasil

PNAD2008 は生活の質の地域間格差について、表1にまとめたような情報を

4 中西部の所得が高いのは首都であるブラジリアの存在の影響による。それ以外の州の1人当たり地域総生産は概ね南部の平均よりも低い水準にある。

5 1990年代までのデータを用いて分析したAzzoni(2001)は地域間所得の収斂仮説が当てはまらないか、収束速度が非常に遅いと結論付けている。

提供している。家庭への電気の供給状況は地域間に大きな差がない。しかし、どの地域も 20% 以上の世帯にまだ電気が通じていない。これは農村地域の電化にまだ課題を残しているためである。生活関連基礎サービスの中でも上下水道やごみの収集には、所得水準が高い南東部・南部とそれ以外の地域の間で格差が見られる。電話事業は 1990 年代後半に民営化されているが、固定電話の普及がどの地域でも進んでいない一方で、設備投資の必要規模が小さい携帯電話の利用は後進地域でも進んでいる。

一方、家電・情報機器の保有状況についてみると、カラーテレビ保有率は家庭の電化率とほぼ同じで、地域差は小さい。インターネットに接続されたパソコンを保有しているのは南東部、南部、中西部で 20% 前後、北部と北東部では 10% 前後と全体的に低い水準であるなかでも地域間で普及度に格差がある。

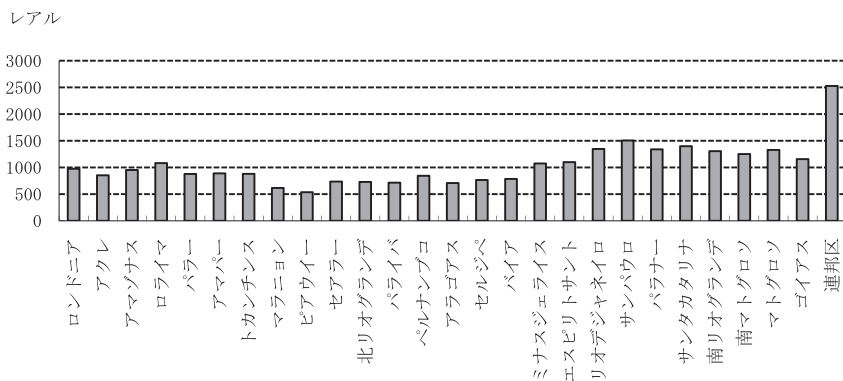
表 1 地域別・生活基礎サービス・財が装備された世帯の比率 (%)

	標本数	上水道	下水道	ごみ収集	電気	固定電話	携帯電話	カラー テレビ	パソコン	インター ネット
北部	17,875	43.3	47.4	55.9	72.6	20.1	54.2	68.9	14.4	9.3
北東部	45,172	62.0	47.3	52.2	77.2	21.8	54.6	72.9	14.8	11.2
南東部	46,718	70.0	67.7	67.0	77.2	44.8	61.7	75.2	30.2	23.8
南部	23,830	67.7	64.1	68.1	79.1	40.6	67.3	76.4	31.7	23.7
中西部	16,996	64.4	40.9	64.2	77.7	33.3	66.6	73.9	25.8	19.9
合計	150,591	63.4	55.6	61.1	77.0	33.0	60.1	73.8	23.5	17.8

(出所) PNAD2008。世帯個票データを用いて集計。

次に、図 2 で PNAD2008 の個人データ全標本を用いて、個人の月収の各州の平均値を比較してみる。連邦政府の機能が集中する連邦区（ブラジリア市）の水準が突出しているが、それ以外ではサンパウロ州が最も高く、最も低い北東部のピアウイー州のほぼ倍の水準である。総じて、南東部、南部、中西部は全国平均を上回り、北東部ではそれを下回っており、地域間格差は歴然としている。

図2 各州の平均月収



(出所) PNAD2008

ただし、地域間の平均的な収入の差は同じ特性の人の間の差だけでなく、平均して高所得の地域には高所得の特性を有した人が多く居住しているといった個人の属性の違いの影響を受けているので、人の移動の動機を説明するには、それらの要因をコントロールして補正した各州の所得を推計する必要がある。そこで、調査時の月収の自然対数を被説明変数として、ミンサー型所得方程式を推定し、表2に報告されているような結果を得た。推計に用いた標本は、PNAD2008の個人データから調査時に所得を得ている世帯代表者を抽出し⁶、そこから公務員と軍人を除いた78,302人である。

6 世帯代表者に伴って移動する可能性があるその他の家族の構成員は標本から除外した。

表 2 所得の地域間格差の推定

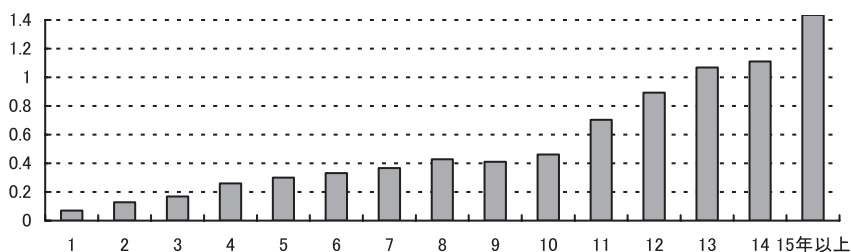
被説明変数：月間収入（自然対数）								
		係数	標準誤差			係数	標準誤差	
州	RO	0.905042	0.034776	教育年数	1 年	0.070633	0.018943	
	AC	0.695038	0.036423		2 年	0.127422	0.014683	
	AM	0.810611	0.033392		3 年	0.16902	0.013305	
	RR	0.767631	0.043114		4 年	0.260222	0.010957	
	PA	0.717062	0.030862		5 年	0.299325	0.011937	
	AP	0.784753	0.037735		6 年	0.332422	0.01368	
	TO	0.677276	0.035532		7 年	0.366694	0.013636	
	MA	0.563658	0.03583		8 年	0.428285	0.010837	
	CE	0.460751	0.031079		9 年	0.411196	0.015264	
	RN	0.537842	0.035459		10 年	0.462196	0.014875	
	PB	0.449297	0.035431		11 年	0.703473	0.009882	
	PE	0.517217	0.031253		12 年	0.893214	0.021379	
	AL	0.603607	0.036078		13 年	1.069189	0.022448	
	SE	0.638718	0.034372		14 年	1.110483	0.023004	
	BA	0.596574	0.030505		15 年以上	1.434501	0.014356	
	MG	0.84028	0.030335	労働時間	14 時間以下	-0.87195	-0.02125	
	ES	0.843323	0.033551		15 - 39 時間	-0.29363	-0.00748	
	RJ	0.917187	0.030563		49 時間以上	0.052042	0.005724	
	SP	1.025286	0.030087	その他 個人特性	経営者	0.433067	0.00998	
	PR	0.958542	0.031096		雇用者	0.558428	0.013695	
	SC	1.013984	0.032545		農業	-0.33798	-0.00848	
	RS	0.949762	0.030527		女性	-0.4513	-0.00555	
	MS	0.920643	0.033036	定数項		5.358668	0.030244	
	MT	1.001518	0.034505	標本数 = 85,426				
	GO	0.906672	0.031134	Prob. > F = 0.0000				
	DF	1.19009	0.03313	決定係数 = 0.5201				

S.E. 標準誤差。すべての係数推定値は 1%水準で統計的に有意。サンプル数は 78,302。
Robust Standard Error による最小自乗法で推定。ダミーの基準ケースは、州がピアウイー
州、労働時間が 40 - 48 時間、教育年数は正規の教育を受けていない人。

個人特性をコントロールするための説明変数は、労働時間、教育暦、その他の個人属性を表す変数である。労働時間についての推定結果は、週 40 ~ 48 時間働いている労働者を基準とすると、それ以上働いていれば平均 5.2%多い所得を得ており、労働時間 15 ~ 39 時間のグループは平均 29.4%、労働時間 14 時間以下のグループは平均 87.2%、それぞれ基準ケースより低い所得しか得ていないことを示している。教育年数の係数は、基準ケースとなっている教育歴

がゼロ年の人に対して何%多い収入を受け取っているかを表す。推定値をグラフに表した図3から理解されるように、10年目までは教育年数増加が収入の増加に与える限界的な影響は緩やかにしか増えていかないが、中等教育終了に相当する11年目で大きく増加し、さらに大学卒業（大学院進学を含む）を意味する15年以上では教育歴14年と比較して大きな差が見られる。

図3 教育の効果



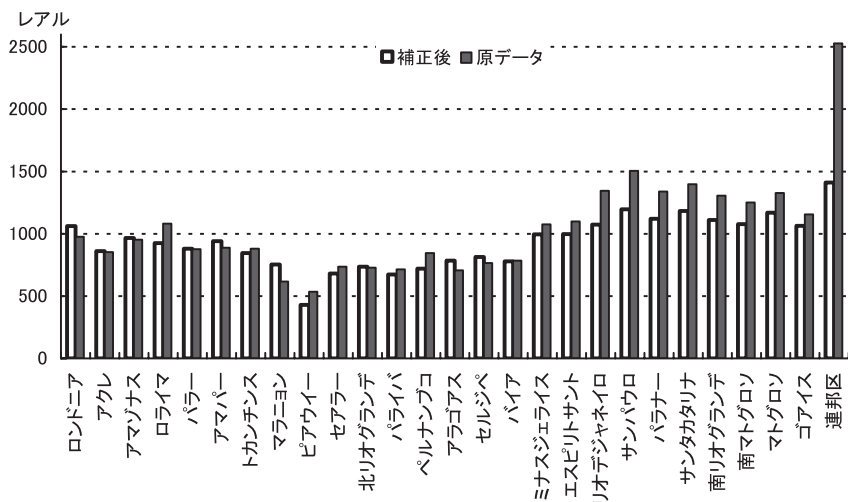
(出所) 表2 (教育年数ダミーの係数推定値。)

その他の個人属性についての分析から以下の結果が得られた、雇用者は非雇用者よりも55.8%所得が高く、被雇用者であっても経営者レベルであれば通常の労働者よりも43.3%高い所得を得ている。女性や農業部門で働いている人は相対的に所得が低い。以上の個人特性に関する推定結果は、過去の研究と照らして妥当な結果と言える。

われわれの関心は、この推定された係数を代入して求められる、個人特性をコントロールして補正した各州の世帯代表者の収入である。州の間の所得の差は、表2の州ダミーの係数（最も貧しいピアウイー州が基準ケース）で表される。計算結果($\exp[\ln(\text{月間収入})]$)を図2の原データの各州平均所得と比較して、図4を得る。このように比較することにより、南東部、南部、中西部の原データの所得が相対的に高くなっているのは、表2でコントロールした個人特性の影響を受けているからであり、同じような個人特性の労働者を比較するように

補正した収入の地域間の差は原データで見られるよりも小さいことがわかる。

図4 補正された平均月収



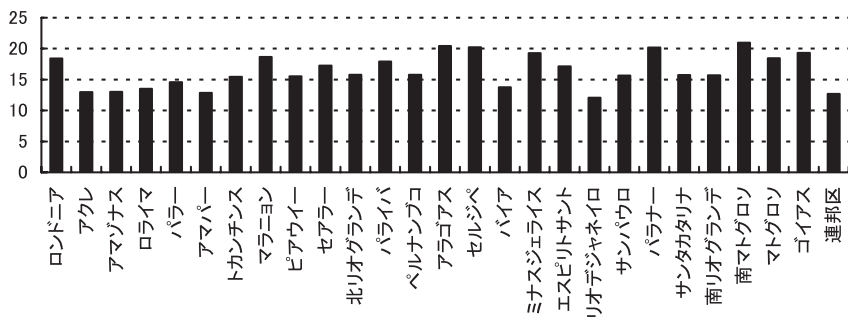
(出所) 補正値は表2の係数推定値から計算。原データは図2。

図4の結果では、北東部の所得水準が補正後も他の地域と比較して低いことを示しているが、さらに次の2つの仮定をおいて再検討する。第1に、ハリス＝トダロ・モデルが想定しているように、労働者は移動先で雇用される確率を考慮する期待賃金に基づいて行動すると仮定する。第2に、各地域の生活費の違いを考慮する。ここでは、単純に、図4で表した各州の補正された収入に雇用確率と住宅費用の逆数を掛けた計算結果を実質期待収入を表す指標を作成し、図5に表した⁷⁾。この図からわかるように、南東部における高い失

7 雇用確率はPNAD2008の個人データから各州の経済活動人口に対する有業人口の比率を、住宅費用はPNAD2008の世帯データから各世帯が毎月支払っている家賃あるいは住宅ローン返済額を寝室数で割ったものを用いた。

業率や生活費の高さを考慮すれば、北東部は南東部に対して明確に実質収入の差があるとはいえず、表2や図4で認められる名目収入の差は実際には人の移動の動機にならない可能性が示唆される。このことは、次節で検討するように、PNAD2008から読み取ることができる最近の人口移動のパターンが以前のように貧しい北東部から豊かな南東部へという伝統的な図式だけでは描ききれないことと整合的である。

図5 実質期待収入



(出所) 表2 から筆者計算。計算方法は本文中参照。

2 人口移動

ブラジル政府は常に国内の人口移動にほとんど制限を設けず、工業化は貧困地域から先進地域への人口移動とともに進められてきた。ブラジルの人口移動の要因を分析した初期の代表的な実証研究である Sahota (1968) は、収入の差が移動の動機になったうえに、送出地域と受入地域の間の教育水準の差が移動を促進することや、都市の規模が大きくなるほど移動を誘引する力が強まること（すでに移住した親類や友人が増えるため）、などを指摘し、ブラジルの発展形態は人口移動を促進したことを明らかにした。人口移動が経済全体に与え

る影響を分析した Graham (1970) は、1960 年代の輸入代替工業化政策によって促進された大都市への人口移動は地域間所得格差の縮小をもたらしたと考え、Yap (1976) も都市部への人口移動は近代産業部門の資本蓄積と正の相関があり、農業部門の生産性の向上や都市と農村の間の所得格差の縮小をもたらしたと評価した。

最近のブラジルの地域間所得格差と人口移動に関する研究は、1990 年代以降の貿易自由化の影響を加えた議論に展開している。貿易自由化が賃金構造に与える影響の研究では、しばしば技能プレミアムの上昇が問題となる⁸。メキシコ等の他のラテンアメリカ諸国では、技能プレミアムの上昇によって、ストルパー＝サミュエルソン定理に反して、貿易自由化は相対的に技能労働者の賃金を上昇させ、非熟練労働者に対する所得格差を拡大させたという分析結果が提示されている。ブラジルについても Dos Santos Júnior et al. (2005) は、貿易自由化後、貧しい地域から技能プレミアムを与える先進地域に向けて有能な人材が流出し、地域間所得格差を拡大させているという実証分析結果を示した。しかし、Gonzaga et al. (2006) らの研究から、ブラジルでは貿易自由化によって高率の関税で保護されていた技能集約的産業の相対価格が低下したので技能労働者の相対賃金が低下したことが明らかにされ、技能プレミアムは貿易自由化後にむしろ減少したと理解されるようになっている。(Castilho et al. (2009))。

このことから、貿易自由化の地域経済への影響は、技能集約的産業が集積していたサンパウロ市を含む南東部の所得水準の相対的低下と、輸入代替工業化の下で発展が遅れていた地方の一部が、コスト低減を求めて転出してくる企業の受け皿として、あるいは生産性の高さから比較優位産業となって資源配分が増加した農業や鉱業の生産地として、貿易自由化の恩恵を受けることによって、地方への人口移動となって現れることが推論される。

8 浜口・西島 (2007) を参照。

他方、最近のブラジルで起こっている内需主導の経済成長⁹が地域経済に与える影響も考慮に入れる必要がある。需要の成長は Home market 効果を通じて市場規模が大きい地域への産業集積を促進する効果をもつので、一般に大都市への人口移動を促進する。Da Mata, et al. (2007) や Fally, et al. (2010) の実証分析は近年のブラジルの都市の成長の説明要因として、空間経済学 (New Economic Geography) で Home market 効果と同じ意味で用いられる市場ポテンシャル概念が説明力を持つことを示している。

図6はそのような最近の複合的な傾向を表すものである。この地図上で印が付けられているのは、IBGE が実施した 2000 年の人口センサスと 2007 年の人口調査を用いて計算した人口の年平均成長率が 2% 以上の市 (Município) の中で 2007 年の人口が 10 万人を超えているという基準で抽出した「成長都市」である。このデータから以下の傾向を読み取ることができる。

- (ア) サンパウロ市、リオデジャネイロ市、ベロオリゾンテ市、ブラジリア市などの伝統的な中心都市は成長を続けている。ただし、実際に上の定義により成長都市と認められるのはこれらの都市の周辺の市である。
- (イ) 北東部や北部では、ボアビスタ、マカパー、ペレン、パルマス、サンルイス、フォルタレザ、ナタル、レシフェ、サルバドルなど、各州の州都となっている主要都市で人口の成長が見られる。(ア) と合わせて、内需主導の経済成長は大都市への人口集中を促進していることがうかがわれる。
- (ウ) 北東部や北部の輸出に関連した地域で人口成長が起こっている。それらは、(1) 世界最大の鉄鉱石輸出企業リオドセ社が開発するカラジャス鉱山に近いマラバ市とパラウアベバス市、(2) 灌漑を行って輸向け果物栽培が行われているペトロリナ市とジュアゼイロ市、(3) 金の採取を目的とする採掘人夫ガリンペイロが集結しているイタイトゥバ市、(4) 外

9 ブラジルの内需主導経済成長については第7章を参照。

図6 ブラジルの成長都市



(出所) IBGE, *Censos Demográficos 2000* と IBGE, *Contagem da População 2007 e Estimativas da População 2007* に基づいて筆者作成。

資が参入して国際観光リゾート開発が進む北東部の海岸線のなかでも、ブラジルに最初にポルトガル人が到着した「発見の地」として名高いポルトセグロ市、である。

(エ) ブラジルは世界最大の大豆の輸出国であるが、その農業フロンティはこれまで半乾燥地で農業に適さないと考えられていた土地や熱帯雨林におおわれていた土地に広がっている。なかでも最大の大豆生産地であるマトグロッソ州北部地域のシノップ市やゴイアス州南部地域のリオヴェルデ市、

バイア州最西部地域のバヘイラスが成長都市となっている。

このように、貿易自由化後のブラジルでは、世界市場に結びついた地方と市場ポテンシャルが高い大都市圏の両方で成長が促進されている。成長した地方都市でも、市場ポテンシャルが高まって規模の経済性が必要でこれまで大都市圏でしか提供されなかった高度な機能のサービスを提供する企業や人材が立地するようになると、さらにその都市を含む周辺地域の経済が活性化するという自律的な発展につながっていることが考えられる。このことは、高等教育を受けた人の移動パターンを詳しく検討することで分析することができよう。

表3は、世帯代表者を抽出したPNAD2008の個人の個票データの中で、5年前（2003年）に別の州に住んでいたと答えた人¹⁰を教育水準別に集計し、5年前の居住地と現在の居住地のペアの比を表している。この表から、次の点が注目される。

表3 教育水準と2003年～08年の人口移動パターン

	2008年居住地	2003年居住地					小計
		北部	北東部	南東部	南部	中西部	
初等教育	北部	1.8	1.9	0.5	0.2	0.8	5.2
	北東部	0.8	4.3	7.7	0.4	0.9	14.1
	南東部	0.5	7.6	7.4	1.1	1.1	17.8
	南部	0.1	0.2	1.8	2.5	0.7	5.3
	中西部	1.0	2.1	1.3	0.5	2.2	7.1
	小計	4.3	16.1	18.7	4.8	5.7	49.6
中等教育	北部	1.2	0.9	0.4	0.1	0.4	2.9
	北東部	0.6	2.2	2.7	0.2	0.7	6.3
	南東部	0.6	5.0	4.4	1.2	1.2	12.5
	南部	0.3	0.2	1.9	2.1	0.5	5.0
	中西部	0.4	1.3	1.2	0.6	1.4	5.0
	小計	3.1	9.6	10.7	4.2	4.2	31.7
高等教育	北部	0.3	0.4	0.5	0.1	0.3	1.5
	北東部	0.1	1.6	1.3	0.2	0.2	3.4
	南東部	0.5	0.7	3.2	0.9	1.0	6.4
	南部	0.2	0.1	1.6	1.8	0.5	4.2
	中西部	0.2	0.4	1.0	0.5	1.1	3.3
	小計	1.4	3.2	7.6	3.5	3.0	18.7

（出所）PNAD2008。ウエイトバック集計をもとに計算。

（ア）州間を移動した人の学歴別構成は、初等教育が49.6%、中等教が31.7%、

高等教育が 18.7%であった。同じデータから計算されるこの間移動しなかった人の構成比は、初等教育が 60.0%、中等教育が 28.2%、高等教育が 11.9%であった。比較すると、Dos Santos Júnior et al. (2005) が指摘した、移動している人の中に比較的学歴が高い人が含まれているという傾向は、ここでも当てはまっている。

- (イ) 5年前に北東部に住んでいた初等教育と中等教育レベルの教育歴の人は、北東部地域内よりも南東部に多く移動している。したがって、従来通り、低学歴層にとって市場ポテンシャルが大きい南東部の非熟練労働市場は重要性である。
- (ウ) 同時に、多くの初等教育と中等教育レベルの人が南東部から北東部に移動していることが注目される。Fiess and Verner (2003) は、所得の減少を伴う南東部から北東部への移住の理由は、経済的なものではなく、南東部の大都市の治安の悪化や気候の違い（熱帯気候の北東部と違って、南回帰線上にあるサンパウロ市では冬季に 10℃を下回ることもある）、生活費の高さや失業率の上昇にあるとしている。南東部から北東部に移動した人の中で教育歴が 10 年以下で中等教育課程を卒業していない人の 55.9%は出生地が北東部であると回答しており、この移動パターンをとった人の中にはかつて北東部から南東部に移動した人や短期の出稼ぎの帰還が多く含まれていることが示唆される。図 4 で確認したように、南東部の失業率や生活費の高さを考慮すると、実質期待所得が北東部よりも南東部で実質期待所得が高いとは必ずしも言えないことから、南東部と北東部の低学歴労働者の移動の流れは、ここの事情によってどちらの方向にも起こりうる不安定な状態にあると考えることができる。
- (エ) 高等教育を受けた人については、主に教育機能が発達している南東部が

10 PNAD の個票データは、匿名化のために場所に関する情報を州レベルでしか記載していない。

他地域への供給源である。南東部地域内の移動だけではなく、他地域への移動も起きていることは、図5で特定されたような地方の成長地域において高学歴者が提供する専門的な労働サービスの市場が形成されていることを示唆する。貿易自由化後のブラジルでは、空間経済構造がより分散型に再構成されつつあるのかもしれない。この推論は、輸入代替工業化から貿易自由化への政策変更によってメキシコでメキシコシティへの一極集中から輸出産業に立地優位性を持つ国境地域への分散化へと自己組織化が起こったことを示した Krugman & Livas (1996) の結論と似ているが、高学歴の技能労働者の移動によって Home market 効果が拡大し、地方の成長の不可逆性が強まるという新たな視点が加わる。

おわりに

本章は、PNAD2008 を用いてブラジルにおける地域間所得格差と人口移動に分散化を示す傾向が明らかになりつつあることを指摘した。貿易自由化はこれまで保護されてきた技能集約的産業やそれらの産業が集積する南東部の優位性を低めるとともに、その他の地域で世界市場に結びついた産業を成長させている。そのような貿易自由化の影響のもとで、地域間所得格差の縮小と地方への人口移動の流れの顕在化が起こっていると推論される。しかし、同時に、国内需要の成長は大都市圏の市場ポテンシャルを高めて、地方の成長都市とともに既存の南東部の大都市圏に依然として人口をひきつけている。また、PNAD2008 はこれまで後進的であった地域で高学歴の技能労働者を南東部から引きつける集積の経済が発生していることを示唆しており、これまで南東部への一極集中型の空間構造であったブラジルが、長期的に分散型に変化する可能性も示している。これは、ブラジル経済にとってひとつの重要な転換点となりうることであり、ブラジル研究にとって今後の重要な検討課題となりうる。し

かし、本章で行った分析は、現段階ではあくまでスケッチ的な描写に過ぎず、ここで提示した論点は、本格的な実証分析による検証を要するものである。

参考文献

- Azzoni, C. R (2001) "Economic Growth and Regional Income Inequality in Brazil," *Annals of Regional Science* 35, 133-152.
- Aguayo-Tellez, E. M. A. Muendler, J. P. Poole (2008) "Globalization and Formal-Sector Migration in Brazil," WIDER Working Paper 2008/22, Helsinki, United Nations University.
- Castilho, M, M. Menéndez, A. Sztulman (2009) "Trade Liberalization, Inequality and Poverty in Brazilian States," PSE Working Paper 2009-33, Paris-Jourdan Sciences Économiques.
- Da Mata, D., U. Deichmann, J. Vernon Henderson and S. V. Lall and H. G. Wang (2007) "Determinants of City Growth in Brazil," *Journal of Urban Economics* Vol.62, Issue 2, 252-272.
- Dos Santos Júnior, E. R., N. Menezes Filho, P. C. G. Ferreira (2005) "Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil," *Pesquisa e Planejamento Econômico* 35, 299-331.
- Fally, T., R. Paillacar, C. T. Terra (2010), "Economic Geography and Wages in Brazil: Evidence from Micro-Data," *Journal of Development Economics*, 91(1), 155-168
- Fiess, N. M., D. Verner (2003), "Migration and Human Capital in Brazil during the 1990s," *World Bank Policy Research Working Paper* 3093, Washington, D.C., World Bank.
- Gonzaga, G., N. Menezes Filho, M.C. Terra (2006) "Trade Liberalization and the Evolution of Skill Earnings Differentials in Brazil," *Journal of International Economics* 68, Issue 2 345-367.
- Graham, D. H. (1970) "Divergent and Convergent Regional Economic Growth and Internal Migration in Brazil - 1940-1960," *Economic Development and Cultural Change* 18, 362-382
- Krugman, P. R.L. Elizondo (1996) "Trade Policy and the Third World Metropolis," *Journal of*

Development Economics 49, Issue 1 137-150

Sahota, G. S. (1968) "An Economic Analysis of Internal Migration in Brazil," *Journal of Political Economy* 76, 218-245.

Santos, C. and P. C. Ferreira (2007) "Migração e distribuição regional de renda no Brasil," *Pesquisa e Planejamento Econômico* 37, 405-425.

Yap, L. (1976) "Internal Migration and Economic Development in Brazil," *Quarterly Journal of Economics* 90, Issue 1 119-137.

浜口伸明・西島章次 (2007) 「メキシコの貿易自由化と賃金格差」『国民経済雑誌』第195巻第1号 67-85

第6章 サトウキビ産業における 機械化と雇用

はじめに

ブラジルのサトウキビ産業は、その植民地時代から農業の中核的な位置を占めてきた。16世紀後半から始まる「砂糖の時代」においては、黒人奴隷を労働力として、プランテーション農業でサトウキビが生産されていた¹。しかし、19世紀から「コーヒーの時代」が登場し、また、20世紀後半からは「大豆の時代」とも呼ばれる時代が到来するなど、農業の主役は時代に応じて変遷し、ブラジル経済の歴史的な経済循環を形成してきた。

しかし、経済自由化の進展とともにブラジルの農業部門も劇的な変化をみせており、その典型例の一つがサトウキビ産業で、まさに「サトウキビの時代」が登場しようとしている。既に1980年代よりブラジルは世界最大のサトウキビ生産国となっているが、世界的なエネルギー需給の逼迫と地球温暖化問題を背景として、ブラジルでもバイオ・エタノール需要が急増しているからである。ブラジルでは1975年のプロアルコール計画（Pró-Alcool）によっていち早くサトウキビ由来のエタノール燃料が普及し、2004年まで世界で最大のエタノールの生産国であった。現在では米国に次いで第2位の生産国となっているが、2003年よりガソリンとエタノールをいかなる比率で混合しても走行可能なFFV（Flex Fuel Vehicle）が売り出され、再びエタノール需要が高まっている。

1 ブラジルの社会学者ジルベルト・フレイレは著名な書物『大邸宅と奴隷小屋』などでサトウキビ農園を舞台とする家父長制度とそのブラジル社会形成への影響を議論している。Gilberto de Mello Freyre, *Casa-grande & Senzala: formação de família brasileira sob o regime de economia patriarcal*, Maia & Schmidt, 1933.

ところで、ブラジルにおいては、サトウキビ、それを原料とする砂糖、エタノールの生産が、所得、輸出、エネルギー代替などに大きな役割を果たしているが、これらの産業が雇用創出に果たす役割も極めて重要である。サトウキビ、砂糖、エタノールの3つの産業で、現在、直接的雇用だけで120万人を超える正規雇用の労働者が生み出されており、とくにサトウキビ産業は刈り取りなどの農作業が極めて労働集約的であることから未熟練労働者への雇用機会の提供、ひいては貧困解消の手段として重要な位置づけを与えられている。

しかし、他方で、サトウキビ労働は、過酷な農作業、低生産性、低賃金、低学歴、非正規雇用、季節性、国内移民、児童労働などの問題があるとされている²。いうまでもなく、こうした問題はサトウキビ産業に残存する歴史的な特質の結果であるが、ブラジルの経済自由化とともにサトウキビ産業の近代化が促進され、急激な機械化が進展していることに着目され始めている。機械化がサトウキビ労働者の労働条件を改善する効果を有していると期待されているからである。しかし、他方で、機械化が雇用機会を急速に喪失させている問題にも注意を向けなければならない。

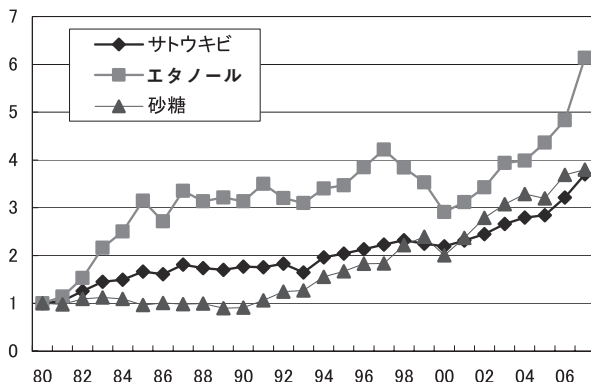
本章では、サトウキビ産業の機械化と雇用の関係について、ブラジルの労働雇用省の労働統計、国土地理院（IBGE）の家計調査データなどを用いて検証を試みるものである。第2節ではサトウキビ産業の生産動向、第3節ではサトウキビ産業の雇用状況について議論し、第4節ではサトウキビ産業の雇用量の決定要因に関してパネルデータによる実証分析を行う。

2 一部のサトウキビ農場では、依然として極めて劣悪な状態で雇用されており、2008年に奴隷状態から開放された労働者5244人のうち、49%がサトウキビ農場からであったとされる（Folha Online Brasil（2009））。また、著名なNGOであるFriends of the Earth Internationalが、2008年9月に公表した文書でブラジルのサトウキビ労働の劣悪な状況を報告しているが、これに対し、サンパウロ州サトウキビ産業連合会は時代遅れであり極めて偏向した見方であるとして激しく反論している（UNICA（2008））。

1 サトウキビの生産動向

図1は、サトウキビ・砂糖・エタノールの生産を、1980年を1として示したものである。サトウキビは1980年の1億4870万トンから2007年の5億4970万トンへと3.7倍拡大したが、その背景としてエタノールが同時期に368万m³から2255万m³へと6.14倍拡大し、砂糖が同じく810万トンから3076万トンへと3.8倍拡大したことを反映している。

図1 サトウキビ・砂糖・エタノールの生産推移（1980=1）



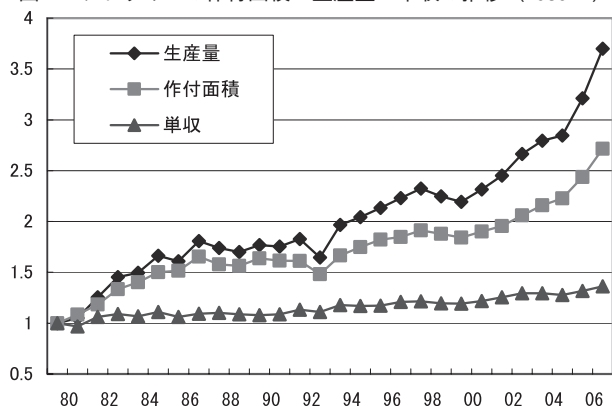
出所：IPEA data ならびに UNICA.

2007年時点では、生産されたサトウキビのうち、およそ45%が砂糖生産に使用され、このうち66%が輸出、34%が国内消費に向けられている。残りの55%がエタノール生産に使用され、その85%が国内市場に供給され（そのうち90%が燃料、10%が工業原料・飲料など）、15%が輸出されている（そのうち50%が燃料で、残りは工業原料・飲料など）。

図2に示されるように、サトウキビ生産の拡大は、耕作面積の拡大と土地当たり収量（単収）の改善に依存するが、1980年から2007年までのそれぞれの

平均成長率は、生産量が 5.41%、耕地面積が 4.04%、単位収量改善が 1.24% であり、耕地拡大の貢献分は単収改善のそれをはるかに上回っていた。今後のサトウキビ生産の拡大も、単収の緩やかな改善を仮定すると、新たな耕地の拡大に大きく依存するといえる。

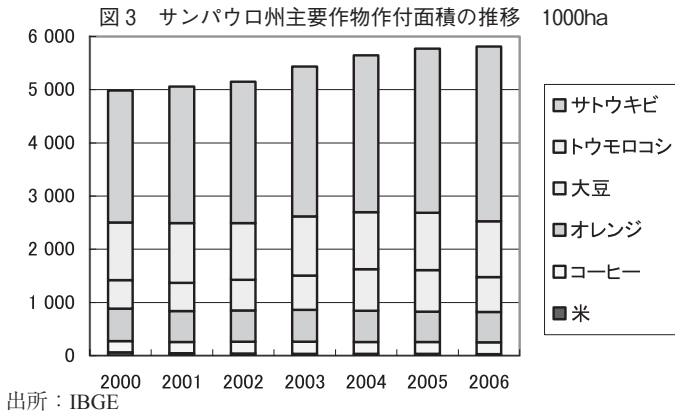
図2 サトウキビの作付面積・生産量・単収の推移 (1980=1)



出所：IPEA data

サトウキビ生産でブラジル全体の 60% 強を占めるサンパウロ州でも、傾向的にサトウキビ生産が拡大してきた。図 3 は、2000 年以降のサンパウロ州の耕地面積の変化を示しているが、とくにサトウキビの耕作面積の拡大が顕著である。こうした耕地の拡大は、新しい耕地の拡大か、トウモロコシ・大豆・オレンジ・コーヒーなどの既存作物からの転作に依存すると考えられるが、図 3 のデータを見る限り、これらの作物の作付面積の減少分は全体で 2% 以内であり、転作によるサトウキビ耕地の拡大はほとんど生じていないといえる。もちろん、転作後、サトウキビに取って代わられた作物が新たな耕地を拡大したケースも存在するであろうが、このデータだけではそれは確認できない。

ところで、サンパウロ州の耕地と牧用地の土地利用状況に関しては、1970



年代から現在に至るまで両者の合計面積がほぼ一定であること、しかし、相対的に牧用地が減少し、耕地が拡大したことが知られている。IBGEの農業センサスによると、1970年の耕地と牧用地の総計は1620万haであったが、2006年は1605万haであったとされる。この間、耕地は474万haから745万haに拡大したのに対し、牧用地は1146万haから859万haへと減少している。したがって、サンパウロ州におけるサトウキビ用耕地の拡大に関しては、新たな開墾ではなく、主として牧草地からの転作でまかなってきたと推論できる。

こうした土地制約のもと、サンパウロ州内では農地価格が傾向的に上昇している。IEA（農業経済院）によると、サンパウロ州内の優良農地（terra de cultura de primeira）の価格は、2000年にはha当たりR\$3,680であったが、2007年にはR\$11,482と高騰しており、とくにサンパウロ州の北東部などで著しく、リベロン・プレットではR\$20,846に達している。農地価格の高騰は、サトウキビ生産の拡大に際し、農場経営の近代化、機械化への重要な要因となっている。

2 サトウキビ産業の雇用状況

サトウキビ産業の雇用問題に関しては、これまでブラジルで多くの研究がなされているが、代表的には、Macedo (2005)、Moraes (2007a, b)、Balsadi (2007)、Toneto et al. (2008) などがあり、多くは本章と同様に労働雇用省の労働データ (RAIS) や家計調査データ (PNAD) を使用して議論している。これらの研究によって、サトウキビ産業の雇用に関する基本的な特質が明らかとなっているが、本章との相違点は、第3節で正規・非正規雇用をそれぞれ常雇用・一時雇用に区分して明示的に議論することと、第4節でこれらの研究ではなされていない計量的分析を実施することである。

労働雇用省が提供する RAIS³ と呼ばれる労働統計は正規雇用の労働者を対象としているが、これによるとサトウキビ、砂糖、エタノール3つのセクターでの雇用は、1994年の79.2万人から95年の88.8万人に拡大したあと、2000年の64.3万人に縮小し、その後2007年の126.1万にまで増大している (表1)。この間の変動の多くは砂糖産業とエタノール産業の変動によるものであり、1999年の通貨危機、砂糖の国際市況などの結果であるが、2000年以降は景気の回復とエタノール・ブームによって雇用が急増している。一方、このような変動にもかかわらず、サトウキビ産業では一貫して生産が拡大しているにもかかわらず、2000年まで雇用は30万人台を維持し、2004年頃からようやく拡大傾向を見せ始めているが、その拡大の程度は砂糖やエタノールに比べると小さい。

例えば、2000年から2007年の期間についてみると、サトウキビは生産量が

3 RAISの詳細な説明は第3節を参照。なお、詳細な産業分類がなされているのは1994年からである。1994年から2005年までの産業分類CNAE95では、サトウキビ (01139)、砂糖製造 (15610、15628)、エタノール (23400) であり、2006年以降の分類CNAE2000では、サトウキビ (01130)、砂糖製造 (10716、10724)、エタノール (19314) である。

1.68 倍の拡大であったのに対し、雇用の拡大は 1.39 倍であった。他方、砂糖は生産が 1.89 倍に対し雇用は 2.63 倍、エタノールは生産が 2.1 倍に対し雇用は 2.8 倍であり、単純な生産の雇用弾力性を求めると、サトウキビ、砂糖、エタノールの順に 0.82、1.39、1.33 と、サトウキビの雇用拡大効果が劣ることがわかる。したがって、サトウキビ産業では、生産の拡大とともに雇用が拡大しているが、機械化の導入により雇用機会が減少していることが示唆される。

表1 サトウキビ・砂糖・エタノール産業の雇用数の推移（正規雇用）

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
サトウキビ														
北部・東北部	159892	195114	189012	194241	158820	139494	81191	97496	86329	110267	104820	100494	100875	83843
南東部・中部・南部	179320	203141	187846	145227	85097	77885	275795	302830	281291	272401	283301	314174	357764	413827
ブラジル全体	335442	360175	329047	360164	378762	369167	356986	400326	367620	382668	388121	414668	459710	497670
砂糖														
北部・東北部	163991	200203	193626	196106	160549	139930	143303	183517	174934	191510	211864	232120	231108	252250
南東部・中部・南部	191587	212293	195195	152880	89759	83533	74421	84920	126939	155304	193626	207453	246194	319897
ブラジル全体	355578	412496	388821	348986	250308	223463	217724	268437	301873	346814	405490	439573	468905	572147
エタノール														
北部・東北部	25455	31319	45499	41578	24724	22699	25730	21707	28244	24355	26342	31829	35112	40348
南東部・中部・南部	75114	83963	91262	96706	64099	56711	42408	45420	66856	77225	80815	96534	141837	150546
ブラジル全体	100569	115282	136761	138284	88823	79410	68138	67127	95100	101580	107157	128363	176949	190894
総計	791589	887953	854629	847434	717893	672040	642848	735890	764593	831062	900768	982604	1105564	1260711

出所：RAIS

ところで、サトウキビ産業では正規雇用だけではなく、非正規の労働者も雇用している。正規雇用労働者とは、労働手帳（CTPS: Carteira de Trabalho e Previdência Social）を保有し、失業保険、法定最低賃金、有給休暇、FGTS（勤続年限保障基金）、13ヶ月ボーナスなどの社会保障の権利を有している労働者である。以下は、家計調査（PNAD）を用いて、労働手帳保有者と非保有者の比率を求めたものである（1991年、1994年、2000年には家計調査は実施されていない）。PNADはブラジル地理国土院（IBGE）で実施されているサンプル調査で、2006年の場合、個人に関するデータ数は約41万件であり、各個人に

関するウエイトをかけることにより、現実の数の推定値を算出することができる⁴。

表2が示すように、ブラジル全体としての正規雇用の比率は1990年の54.7%から2006年の74.0%へと改善している。しかし、サトウキビ生産の約60%を占める中心地帯であるサンパウロ州では、既に1990年の時点で87.0%にあり、2007年には91.3%に達している。他方、サンパウロ州以外（主として東北部）では依然として65.9%に過ぎず、非正規雇用が34.1%も存在している。こうした点から、サンパウロ州と東北部では労働条件に大きな相違が存在することが示唆される。

表2 サトウキビ産業の正規雇用と非正規雇用の比率（%）

	ブラジル		サンパウロ州		サンパウロ州以外	
	正規雇用	非正規雇用	正規雇用	非正規雇用	正規雇用	非正規雇用
1990	54.7	45.3	87.0	13.0	46.0	54.0
1992	53.5	46.5	80.3	19.7	43.4	56.6
1993	53.5	46.5	80.3	19.7	43.4	56.6
1995	63.4	36.6	87.0	13.0	53.0	47.0
1996	63.5	36.5	76.5	23.5	57.4	42.6
1997	65.3	34.7	86.8	13.2	57.0	43.0
1998	66.2	33.8	86.3	13.7	57.8	42.2
1999	76.1	23.9	91.0	9.0	68.7	31.3
2001	65.1	34.9	91.3	8.7	53.6	46.4
2002	68.9	31.1	94.3	5.7	56.8	43.2
2003	68.9	31.1	88.4	11.6	61.4	38.6
2004	69.5	30.5	86.6	13.4	59.8	40.2
2005	72.9	27.1	93.8	6.2	64.1	35.9
2006	74.0	26.0	91.3	8.7	65.9	34.1

出所：PNAD

さらに、サトウキビ労働で考慮すべきは、常雇用（permanent）と一時雇用（temporal）の問題である。農業生産には必ずその季節性があり、農繁期のみ

4 PNADでは2006年のサトウキビ産業の正規雇用は39.6万人、非正規雇用は13.9万人であり、総計は53.6万人となる。RAISとPNADでは数字は一致せず、RAISでの正規雇用者は2006年で46万人である。また、サトウキビ生産に携わる労働力として、2006年のPNADでは、たんに被雇用者（正規雇用、非正規雇用）のみならず、自営農、雇い主、自家消費農家などが存在し、被雇用者とその他の総計では、62.6万人の雇用を創出していることになる。

に雇用される労働者が多数存在し、ブラジルではこうした一時雇用のかなりの部分が移動労働者によってまかなわれている。例えばサンパウロ州では、収穫期には近隣のみならず州内の他地域や他州から労働者がサトウキビ地帯に移動してくるといわれている。ちなみに、サトウキビの収穫時期は東北部が11月～5月、サンパウロ州などの南東部が5月～11月である。このため、表3は、PNADから常雇用労働者と一時雇用労働者の比率をそれぞれ正規雇用と非正規雇用について求めたものである。ただし、Hoffmann（2008）が指摘するように、PNADでは国内移民が把握できないこともあり、ここでの一時雇用労働者が移動労働者に対応する訳ではない。

表3によると、常雇用と一時雇用との比率の変化は明確ではない。正規雇用・非正規雇用全体での一時雇用労働者の比率は、ブラジル全体で1992年に39.39%、2006年に45.16%と、むしろ拡大している。サトウキビ生産が拡大し、機械化など近代化が進展しているが、構造的に有する季節性を免れないことと、労働市場の柔軟化が一時雇用に拡大する要因となったと考えられる。ちなみに、2006年の時点でのサンパウロ州における一時雇用の比率は34.4%であった。

表3 サトウキビ産業の雇用形態別の比率・平均収入・平均教育年数

	雇用比率 (%)				収入 (農業労働者全体の収入を1としたとき)					平均教育年数				
	正規雇用		非正規雇用		正規雇用		非正規雇用		平均	正規雇用		非正規雇用		平均
	常雇用	一時雇用	常雇用	一時雇用	常雇用	一時雇用	常雇用	一時雇用		常雇用	一時雇用	常雇用	一時雇用	
1992	45.79	17.00	14.82	22.39	1.94	1.63	0.96	0.91	1.51	2.68	2.69	1.60	1.84	2.33
1993	36.43	17.15	17.93	28.49	1.93	1.74	1.04	1.03	1.48	2.32	2.12	1.17	1.74	1.92
1996	39.30	24.09	19.77	16.84	1.68	1.55	1.09	1.19	1.45	2.50	2.77	1.49	1.87	2.26
1997	41.33	23.97	14.50	20.20	2.24	1.84	1.19	1.14	1.77	2.63	3.00	1.39	2.16	2.44
1998	51.82	14.31	18.73	15.14	2.04	1.82	1.10	0.96	1.67	2.93	2.53	1.88	1.87	2.52
1999	51.33	24.95	13.23	10.49	2.05	1.94	1.17	1.20	1.82	3.08	2.97	1.52	2.22	2.75
2001	41.51	23.45	11.07	23.97	1.80	1.78	1.08	0.97	1.52	2.91	3.15	1.71	1.94	2.60
2002	42.69	26.16	11.76	19.38	1.73	1.72	1.26	0.89	1.51	2.97	3.36	1.84	2.02	2.76
2003	37.57	31.23	13.31	17.89	1.78	1.63	1.22	0.94	1.51	3.12	3.04	2.80	2.17	2.88
2004	41.02	28.60	9.97	20.41	1.77	1.87	1.13	0.93	1.56	3.48	3.69	2.34	2.77	3.28
2005	45.84	27.01	10.39	16.76	2.06	1.94	1.14	0.90	1.74	3.71	4.04	2.77	2.49	3.50
2006	45.52	28.68	9.32	16.48	2.08	1.92	1.17	1.01	1.77	3.97	3.80	3.01	3.17	3.70

出所：PNAD

ところで、正規雇用には常雇用の比率が高いが、非正規雇用には一時雇用の比率が高いという傾向がある。この傾向は 1992 年から 2006 年まで一貫して変わらず、この期間の平均でみれば、正規雇用のうちの常雇用と一時雇用の比率は 64%対 36%であるのに対し、非正規雇用での比率は 42%対 58%であった。ここで、正規雇用・非正規雇用を常雇用・一時雇用で分けて収入や教育年数を比較してみよう。一般的には、非正規で一時雇用の労働者がもっとも不利な労働条件にあると予想されるからである。表 3 より、サトウキビ労働者の収入をブラジルの農業労働者全体の収入を 1 として比較したものでみると、サトウキビ労働者の収入は平均でみると農業労働者全体の約 1.5 倍から 1.8 倍の範囲にあり、相対的に高いといえる。しかし、正規雇用と非正規雇用との間では平均収入には明確な相違があり、2006 年では正規雇用における常雇用と一時雇用の単純平均は 2.0 であるのに対し、非正規雇用では約半分の 1.09 である。しかし、正規雇用、非正規雇用のいずれにおいても、常雇用と一時雇用を比較すると、常雇用の収入が一時雇用のそれより高い傾向にあるが、常雇用と一時雇用の間にはそれほど大きな相違は存在していない。正規雇用においては常雇用が 2.08、一時雇用が 1.92 であるのに対し、非正規雇用ではそれぞれ 1.17 と 1.01 である。したがって、傾向としては、非正規の一時雇用労働者の収入が最も低い傾向にあるが、一時雇用と常雇用とに大きな相違は存在しないといえる。

教育年数をみると、この期間に労働者の教育年数はかなり改善している。また、サトウキビ労働者の教育の程度は他の農業労働者とほぼ等しいことがわかる⁵。しかし、ここでも正規と非正規には大きな相違があるが、常雇用と一時雇用とにはほとんど差はない。したがって、収入においても、教育年数においても、正規雇用か非正規雇用かの差が、常雇用か一時雇用化の相違より、労働

5 ただし、Toneto(2008)では、RAIS 2005 による正規雇用の文盲率は、農業全体で 5.28%、大豆 1.85%、コーヒー 0.6%、オレンジ 4.6%であるのに対し、サトウキビが 12.2%と高いとしている。ちなみに、非正規雇用を含む PNAD では、サトウキビ産業の文盲率は 1992 年の 46.2%、2005 年の 29.4%であった

条件により大きな影響を与えることを示唆している⁶。

表4は、正規雇用と非正規雇用労働者の平均収入と平均教育年数に関し、PNAD 2006によりトウモロコシ、コーヒー、大豆、フェイジョン豆、野菜、オレンジなどの代表的作物との比較を行ったものである。これによると、正規・非正規雇用ともに、サトウキビ産業では、教育年数が低いわりに平均収入が高い傾向にあることを示している⁷。ここで、教育年数当たりの収入を計算すると、正規雇用、非正規雇用ともにサトウキビは、ブラジルでもっとも大規模で近代的な営農方法を行っている大豆に次いで2番目に高い値となっている。教育年数が低いわりに平均収入が高い理由としては、サトウキビ産業で一般的となっている pagamento de produção と呼ばれる収穫量に応じる賃金支払いの慣習のために労働の強度が強いことと、他の作物に比して機械化が進展していることにあると推察される。

表4 他の作物との平均収入と平均教育年数の比較

	正規雇用			非正規雇用		
	平均収入 (リアル)	平均教育 年数	教育年数 当たり収入	平均収入 (リアル)	平均教育 年数	教育年数 当たり収入
大豆	811.1	5.5	146.6	456.0	4.4	104.2
サトウキビ	538.5	3.9	138.8	285.5	3.1	91.5
フェイジョン豆	502.3	4.0	126.3	202.8	2.9	69.0
トウモロコシ	487.6	4.0	121.2	198.2	3.2	61.8
コーヒー	463.1	4.1	113.7	325.0	3.7	88.5
オレンジ	565.5	5.3	107.3	280.7	3.5	80.5
野菜	500.1	5.7	87.2	249.6	3.6	69.3

出所：PNAD 2006

6 Balsadi (2007) は児童労働について言及しており、PNAD によれば児童労働の問題は大幅に改善したとしている。一時雇用に関しての児童労働の比率は、1992年に農村部で14.7%、都市部で10.8%であったが、2004年には農村部で3.3%、都市部で0.5%と減少している。常雇用に関しても、1992年の農村部で8.6%、都市部で3.7%であったのが、2004年には農村部で0.4%、都市部で0%となったとしている。しかし、依然として児童労働が存在することには変わりない。

7 Toneto et al (2008) も、労働者の収入は大豆を除く農業の中では比較的高い傾向にあるとしている。

次に、機械化の進展についてみておこう。サトウキビ農業では、サトウキビの搬出、輸送、植え付けなどに関してはかなり機械化が進んでおり、Moraes (2007a) によるとサンパウロ州ではこれらの作業は 100% 機械化されているとされる。しかし、刈り取りは約 35% に過ぎないとしている。他方、Paes (2007) によるとサンパウロ州の機械化率は 1997 年に 18%、2006 年に 42% であった。他方、ブラジルの中南部では 35%、東北部では 10% であった。

サンパウロ州でもっとも機械化が進展している理由は、基本的に、サンパウロ州が最大の生産地域であり、また、一般的にもっとも近代的な農業を行っている地域であることによるが、Moraes (2007b) によると、刈り取り前に実施されるサトウキビ畑の火入れの制限が重要な理由であるとされる。ブラジルでは、サトウキビの収穫量を増やすことや、害虫や蛇の被害を避けるために、刈り取る直前にサトウキビ畑に火を入れるのが一般的である。しかし、サトウキビ畑の近辺への煙害、CO₂ 排出などの問題が生じる。このため、1998 年 7 月の政令 (Decreto Federal No.2661) で火入れの段階的廃止と住宅、道路、空港などの近隣での禁止が定められた。また、サンパウロ州では、2000 年 5 月の州法 (Lei Estadual no.10547) で火入れの事前の許可制の導入、2002 年 9 月の州法 (Lei Estadual no.11241) で段階的廃止の年限が定められ、機械化可能な耕地 (傾斜 12% 以下) では 2021 年までに、可能でない耕地でも 2031 年までに禁止となった (後に、それぞれ 2014 年、2017 年に短縮)。この他、禁止区域の拡大、サトウキビの搾りかすの開放された空間での燃焼の禁止、水源地の保護、土壌・水源の保護などが制定されている。こうした法的な制限は、サンパウロ州でのサトウキビ刈り取りの機械化を促進しているとされるが、現実には州政府が制定したスケジュールより早く機械化が進展しており、法的な理由だけでなく、経済的理由も重要であるといえる。Rezende (2006) によると、農業融資政策が機械化と経営規模の大規模化を促進したとしている。

ところで、サンパウロ州内でも地域によって機械化の程度は大きく異なる。

Fredo et al. (2008) によると、サンパウロ州の地域ごとの機械化率には大きな相違があり、代表的な産地であるオルランディアでは 66.8%、リベロン・プレットで 52.3% に達しているが、比較的生産量の多いアンドラディーナやピラシカーバでも、それぞれ 24.5%、19.4% に過ぎない。Moraes (2007b) によると、機械化に差が生じる要因として以下が挙げられている。(1) リベロン・プレットには平坦な耕地が多いが、ピラシカーバには傾斜のきつい耕地が多い、(2) リベロン・プレットには大規模農場が多いが、ピラシカーバには小規模農場が多く、機械導入のメリットが異なる、(3) リベロン・プレットでは労働組合組織率・交渉力が高く、機械化への要求が強い、などである。しかし、近年では、より小型、安価、傾斜地でも可能な刈取機が開発され普及してきたことや、砂糖、エタノール工場でバガッソと呼ばれるサトウキビの搾りかすのみならず、サトウキビの葉自体をも燃焼させるコジェネレーションが普及し始め、地域間での機械化の相違はいずれ縮小すると考えられている。

機械化の進展による雇用への影響には以下が予想される。機械の導入によって、機械の操縦、管理・維持など、技術者や熟練労働者の需要が高まる一方で、必然的に低学歴・未熟練労働者の需要が低下する。Ramos (2007) によると 1 台の刈り取り機で一日当たり 800 ～ 1000 トンの刈り取りが可能で 100 人を代替する。2006 年にはサンパウロ州で約 1000 台が稼動し、2015 年には 2266 台が稼動し、労働者は 47000 人に減少すると予想されている。

Guilhoto (2002) では、投入産出分析を行い、東北部で 50%、その他地域で 80% の機械化が実現した場合、ブラジル全体で 24.3 万人から 31.6 万人の雇用が失われるとしている。PNAD によれば、2006 年時点で、サトウキビ産業における無教育もしくは 1 年未満の教育年数の労働者の割合は正規雇用で 23.9% であり、非正規雇用で 34.9% であり、こうした労働者がまず職を失う可能性が高いとされている。他方で、機械化の進展は、正規労働比率の拡大、賃金の上昇、労働者の就学年数の増加などの労働条件の改善をもたらすと期待されてい

る。以下では、機械化の進展を念頭におき、雇用量の決定因に関するパネル分析を行う。

3 機械化と雇用の決定因に関するパネル分析

本節で使用するデータベースは、以下の2つである。第1は、サンパウロ州政府農業食糧供給局（Secretaria de Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo）の農業経済研究所（IEA：Instituto de Economia Agrícola）が提供するサンパウロ州の各種農業関連データであり、ネット上で入手できる。ここでは、サンパウロ州で生産される農産物の価格、生産量、生産額、栽培面積、農地価格、借地料、農薬価格、賃金、労働生産性などに関するデータが、項目により年次が異なるものの時系列で提供されている。このうち、いくつかのデータは、サンパウロ州のマイクロリージョン（EDR と呼ばれる 40 区分）に応じ時系列で利用可能である。

もう一つのデータベースは、既に本章で利用した労働雇用省が提供する RAIS（社会情報年次報告：Relação Anual de Informações Sociais）である。正規雇用労働者に関するデータベースであり、全ての法人・雇用主に毎年の報告が義務付けられており、CAGED（全就労・失業者台帳）、失業保険、民間や公務員の財形プログラム、勤続年限保障基金などの社会保障政策の基本データとなるものである。2007 年時点で全国の約 294 万の事業所、約 5465 万人の正規雇用労働者を網羅しており、労働雇用省の Web サイトもしくは DVD より集計した形でデータを取り出すことができる。1985 年から 2007 年までデータは公開されており、国際標準産業分類（ISIC）に準拠する CNAE（Classificação Nacional de Atividades Econômica）による産業分類、CBO（Classificação Brasileira de Ocupações）に依拠する職種分類（3 桁分類）に応じ、事業所数、雇用者数、教育水準、賃金、労働時間、性別、国籍、年齢、企業形態などのデー

タが網羅されている。本章では、2000年から2007年にわたるサンパウロ州のミクロリージョンのパネルデータを作成するが、RAISの地域区分は行政区分（63分類）を採用しているため、IEAが採用するEDR区分（40分類）へのマッピングを行った⁸。

本章では、2000年から2007年までの8年間を対象とするが、2007年時点でサトウキビ生産が100万トン以下である地域や欠損値のある12地域、Brg.Paulista、Guaratingueta、Itapeva、Jales、Marília、Mogi das Cruzes、Pindamonhangaba、Pres.Venceslau、Registro、São Paulo、Sorocaba、Tupãを除外し、28地域、サンプル数224のパネルとした。表5は、使用する変数の基本統計、定義、出所を示している。また、RAISのデータを用いていることから正規雇用に限定されるが、既述のようにサンパウロ州では正規雇用の比率が90%を超えており、特に問題はないと判断される。

8 EDR（地域名）とRAIS（5桁番号）のミクロリージョンの対応関係は以下の通りである。Andradina (35016)、Araçatuba (35018、35017)、Araraquara (35025、35024)、Assis (35039)、Avaré (35022)、Barretos (35009)、Bauru (35020)、Botucatu (35023)、Brg.Paulista (35033、35048)、Campinas (35047、35032)、Catanduva (35008、35005)、Dracena (35035、35034)、Fernandópolis (35002)、Franca (35012、35015)、Gen.Salgado (35007、35006)、Guaratingueta (35051、35052)、Itapetininga (35042、35043、35044)、Itapeva (35041)、Jaboticabal (35013)、Jales (35001)、Jaú (35021)、Limeira (35026、35029、35027)、Lins (35019)、Marília (35038)、Mogi das Cruzes (35062)、Mogi-Mirim (35031)、Orlândia (35011、35010)、Ourinhos (35040)、Pindamonhangaba (35050、35053、35054、35049)、Piracicaba (35028)、Pres.Prudente (35036)、Pres.Venceslau (35036)、(Registro (35055)、Rib.Preto (35014)、S.J.Boa Vista (35030)、S.J.Rio Preto (35004)、São Paulo (35061、35063、35057、35060、35056、35059、35058)、Sorocaba (35046、35045)、Tupã (35037)、Votuporanga (35003)。

表 5 変数の基本統計、定義、出所

基本統計					
変数名	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
農業労働者数 (対数)	224	8.072	1.413	0.693	9.802
低学歴労働者 (対数)	224	7.178	1.532	0.000	9.122
サトウキビ生産数量 (対数)	224	15.604	0.889	13.371	17.248
農場面積平均規模 (対数)	224	7.065	0.944	5.613	10.272
農地価格 1 (対数)	224	8.209	0.507	6.585	9.252
技術労働者比率	224	0.074	0.037	0.000	0.299
農業労働者賃金	224	2.625	0.874	1.000	6.000
農業労働者所得 (対数)	224	5.896	0.211	5.149	7.152
農地価格 2 (対数)	224	8.943	0.622	6.898	10.043
出所・定義					
農業労働者数 (人)	RAIS : 2000-02 年は SUB GRUPO 62 63 67 2003-07 年は SBGRUP PRINC 61 62 64				
低学歴労働者 (人)	5 年までの教育未修了者 RAIS : GRAU INSTR (Até o 5ª ano Incompleto)				
サトウキビ生産数量 (ton)	IEA : Banco de dados (Área cultivada e produção)				
平均農場面積規模 (ha)	事業所当たり耕地面積 RAIS : 事業所 (Estabelecimentos) IEA : 農地 (Área cultivada e produção)				
農地価格 1 (R\$)	IEA : 牧草地 (Terra para pastagem) の価格				
農地価格 2 (R\$)	IEA : 農地 (Terra de cultura de primeira) の価格 いずれも物価指数 (IPCA) で実質化				
技術労働者比率	機械操作労働者の農業労働者に占める比率 RAIS : 機械操作労働者 (Trabalhadores da mecanização) 2000-02 年は SUB GRUPO 67 2003-07 年は SBGRUP PRINC 64				
農業労働者賃金 (R\$/ton)	IEA : Pagamento de colheita				
農業労働者所得 (R\$)	RAIS : REM MED (R\$) いずれも物価指数 (IPCA) で実質化				

サトウキビ生産における雇用の決定要因として以下のように考える。既に見たように、サトウキビの生産量は 2000 年以降、傾向的に拡大しているが、雇用は停滞気味で、例えば、2000 年から 2007 年の期間についてみると、サトウキビは生産量が 1.68 倍の拡大であったのに対し、雇用の拡大は 1.39 倍であり、機械化による生産性上昇の影響があったと考えるべきである。そこで、雇用者数の水準が生産量自体と賃金に依存することに加え、機械化の影響を捕捉するため、以下の 3 つの変数を考慮する。第 1 は平均農場面積で、生産規模が大きいほど機械を導入するメリットが大きいこと、第 2 は農地価格で、借地での営農や新規の農地拡大において、農地価格の上昇は他の生産要素である機械を導入する誘引が大きくなること、第 3 は機械の操作に関わる労働者の比率で、機

械化の直接的な代理変数である。これらの3つの変数は負の符号が期待される。なお、Moraes (2007b) は、土地の傾斜度と労働組合の組織率も機械化の決定要因として重要であるとしているが、ここではデータが入手できないため取り上げない。なお、賃金、農地価格、所得に関しては内生性の問題を避けるために、前期の値を説明変数として採用する⁹。推定結果は表6に示されている。

表6 パネル分析の推定結果

非説明変数	農業労働者					低学歴労働者
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	fixed	random	random	random	random	fixed
サトウキビ生産数量	0.944*** (0.000)	0.904*** (0.000)	0.882*** (0.000)	0.910*** (0.000)	0.846*** (0.000)	0.715*** (0.000)
農業労働者賃金 (t-1)	-0.014 (0.749)	-0.008 (0.851)	-0.011 (0.837)	-0.012 (0.817)		0.031 (0.545)
農場面積平均規模	-0.601*** (0.000)	-0.684*** (0.000)	-0.766*** (0.000)	-0.778*** (0.000)	-0.671*** (0.003)	-0.287** (0.013)
農地価格 1(t-1)	-0.412*** (0.003)	-0.455*** (0.000)	-0.414** (0.022)		-0.362** (0.036)	-0.598*** (0.000)
技術労働者比率	-2.037*** (0.000)	-2.123*** (0.000)	-2.149*** (0.000)	-2.365*** (0.000)	-2.365*** (0.000)	-1.290*** (0.006)
農地価格 2(t-1)				-0.476*** (0.003)		
農業労働者所得 (t-1)					0.063 (0.805)	
定数項	1.181 (0.591)	2.688 (0.162)	3.264 (0.156)	3.676 (0.094)	2.557 (0.351)	2.927 (0.256)
time dummy	NO	NO	YES	YES	YES	YES
robust 推定	NO	NO	YES	YES	YES	NO
R-sq (Within):	0.4331	0.4308	0.4481	0.4525	0.4756	0.1730
F	24.75					6.74
Prob > F	0.000					0.000
Wald chi2		164.45	222.09	233.4	200.79	
Prob>chi2		0.000	0.000	0.000	0.000	
Hausman test chi2		4.76				101.86
Prob>chi2		0.446				0.000
Number of obs	195	195	195	195	194	194

注：() は p 値、有意水準は ***1%、**5%、*10%。

9 ここで内生性の問題を有しているかを以下の方法でテストする。例えば推定式1における賃金であると、まず、賃金を全ての外生変数で OLS 回帰し、その残差を推定式1に加えて回帰すると、残差は t 値 = -4.15 (p 値 = 0.000) で有意であり、推定式1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。農地価格の場合は、残差の t 値 = 4.11 (p 値 = 0.000) であった。

まず、(1) 式と (2) 式は、それぞれ固定効果とランダム効果で推定したものである。ハウスマン検定ではランダム効果が支持されるが、両者にほとんど差はない。予想通りサトウキビ生産量は有意にプラスに影響しているが、賃金は有意ではなかった。観察期間の 2000 年から 2007 年の 8 年間で、推定のサンプルとなった 28 地域ではトン当たりの刈り取り賃金は各地域の名目平均で 1.817 倍の上昇（実質で 1.111 倍）に過ぎず¹⁰、賃金変化の生産コストや雇用に与える影響がそれほど重要ではなかったことを反映していると解釈できる。すなわち、機械化の進展により、サンパウロ州では農業労働者への需要が相対的に低下しており、賃金の上昇率が低いことが背景にあった。これに対し、土地価格はサンプルの 28 地域で、農地価格 1（牧草地）で 3.799 倍（実質で 2.323 倍）、農地価格 2（耕作地）で 3.524 倍（実質で 2.155 倍）の上昇率であり、サトウキビの生産拡大には記述のように牧場や既存耕地からの転用でなされていることから、こうした土地という生産要素価格の高騰に対して機械への代替が進展したと考えられる。結果として、労働の雇用が低下することから、いずれの推定式においても雇用に対して農地価格はマイナスで有意となっている。この他、農場面積の平均規模はマイナスで強く有意であり、農地の規模が大きいほど生産性が高いことと、機械化への誘引が強いことを反映している。また、技術労働者（機械操作労働者）比率は機械化の進展度を直接的に代理することから、予想通り農業労働者の雇用に対してマイナスで有意であった。(3) 式は年次ダミーを入れた推定式であるが、年次ダミーはいずれも有意ではなく、他の変数の説明力にほとんど影響していない。(4) 式は、牧草地ではなく耕地の価格で回帰したものであるが、牧草地と同様にマイナスで有意である。また、(5) 式は RAIS より算出した農業労働者の一人当たり平均所得で回帰したものであるが、やはり賃金と同様に有意ではなかった。(6) 式は、機械化が低学歴労働

10 このことは、RAIS の農業労働者収入のデータで見ても確認できる。この期間に正規雇用の農業労働者の平均収入は名目で 2.026 倍（実質で 1.239 倍）に過ぎなかった。

働者を代替しやすいという仮説を検証するために、低学歴労働者を5年までの教育未修了者として推定したものであるが、農業労働者全体を対象とした推定と基本的な相違を確認することはできなかった。理由としては、ここでの定義の低学歴労働者の比率が、2007年時点でサンパウロ州以外では50.6%であるのに対しサンパウロ州では既に27.6%に過ぎないこと、もしくは、サトウキビ刈り取り労働は非熟練労働であり学歴とは関係なく作業に従事しうることを反映しているのかもしれない。

おわりに

本章は、まず、ブラジルのサトウキビ産業の生産状況を概観した後、雇用状況に関して労働雇用省の雇用データと家計調査データを用い、その特徴を明らかにした。その結果、1990年代は機械化の進展によりサトウキビ産業の生産は拡大したが雇用は停滞していること、正規雇用労働者の比率が改善していること、農業労働者の収入・教育年数は正規雇用と非正規雇用との差が常雇用と一時雇用との差より大きいこと、また、他の作物との比較において労働者の収入は、大豆に次いで比較的高い傾向にあること、こうしたことからサトウキビ産業では労働の強度が高く、また機械化が進展していることが推察された。

次いで、IEAとRAISのデータを用い、サンパウロ州のミクロリージョンに関する2000年から2007年にかけてのパネルデータを作成し、雇用の決定因の分析を行った。その結果、農場経営規模、土地価格、技術者比率など機械化と関連もしくは代理する変数が強く有意であり、雇用の停滞を説明することが明らかとなった。サトウキビの生産自体は雇用を拡大する要因として働いているが、こうした機械化に関する諸要因が雇用を引き下げる効果を有しており、分析期間における生産と雇用の動向を説明していると考えられる。なお、農業労働者の賃金もしくは平均所得は雇用水準の決定に有意ではないことも明らかと

なった。したがって、サトウキビ農場は、賃金ではなく、法的な制約と、経営規模の拡大への誘引に加え、土地価格の高騰から機械への生産要素の代替を行い、結果として労働需要が低下していると解釈できる。

今後の課題としては、土地の傾斜度、労働組合組織率などのデータを追加して推定すべきであるが、データ入手の問題が予想される。さらに、こうした計量的研究に加え、本章では十分に議論できなかったサトウキビ生産労働者の国内移民の状況や、機械化に伴う労働者の職業訓練プログラムの実施状況など、現実の社会経済的状況に関して、より実態に即した調査と理解が必要である。

参考文献

- Balsadi, O.V. (2007), "Mercado de trabalho assalariado na cultura da cana-de-açúcar no Brasil no período 1992-2004," *Informações Econômicas*, Vol.37, No.2, 38-54.
- Folha Online Brasil (2009), "49% dos resgates de trabalhadores em regime escravo são em lavouras de cana, diz CPT," 23/01/2009.
- Fredo, C. E.; Vicente, M. C. M.; Baptistella, C. S. L.; Veiga, J. E. R. (2008), "Índice de mecanização na colheita da cana-de-açúcar no estado de São Paulo e nas regiões produtoras Paulistas: Junho de 2007," *Análises e Indicadores do Agronegócio*, Vol.3, No.3, 1-5.
- Friends of the Earth International (2008), *Fuelling destruction in Latin America: the real price of the drive for Agro-fuels*, Issue 113.
- Guilhoto, J.J., Barros, A.L.M., Marjotta-Maistro, M.C. and Istake, M. (2002), "Mechanization process of the sugar cane harvest and its direct and indirect impact over the employment in Brazil and in its 5 macro regions," *IPE-USP Texto de Seminários*, No.09/2002.
- Hoffmann, R. (2008), "O Rendimentos das pessoas ocupadas na agroindústria canavieira no Brasil," in Macedo (2005), 220-225.
- Macedo, I. C., ed. (2005), *A energia da cana-de-açúcar: Doze estudos sobre a agroindústria*

da cana-de-açúcar no Brasil e sua sustentabilidade, São Paulo, Berlendis & Vertecchia, UNICA.

Moraes, M. A. F. D. (2007a), “Indicadores do mercado de trabalho do sistema agroindustrial da cana-de-açúcar do Brasil no período 1992-2005,” *Estudos Economicos*, Vol.37, No.4, 875-902.

Moraes, M. A. F. D. (2007b), “O mercado de trabalho da agroindústria canavieira: Desafios e oportunidades,” *Economia Aplicada*, Vol.11, No.4, 605-619.

Paes, L. A. D. (2008), “Emissões nas queimadas de cana: controle,” in: Macedo (2005), 85-89.

Ramos, P. (2007), “O futuro da ocupação na agroindústria canavieira do Brasil: uma discussão dos trabalhos disponíveis e um exercício de estimativa,” *Informação Econômica*, Vol.37, No.11, 69-75.

Rezende, G. C. (2006), “Labor, Land and Agricultural Credit Policies and their Adverse Impacts on Poverty in Brazil,” *IPEA Texto para Discussão*, No.1180.

Toneto, B. Jr.; Liboni, L. B. (2008), “Mercado de trabalho da cana-de-açúcar,” 1º Workshop do Observatório do Setor Sucroalcooleiro, USP de Ribeirão Preto, 10/4/2008.

UNICA (2008), “Partial List of Factual Errors and Unsubstantiated Claims Contained in the Report “Fuelling Destruction in Latin America” Distributed by the NGO “Friends of the Earth” , on September 10, 2008.” (<http://www.unica.com.br/downloads/documents/factualerrors.pdf>)

第7章 国内需要主導成長における消費者金融の役割

はじめに

BRICsの一員とされながら、2000年代初めまでのブラジルは経済成長が低率で持続的でもなく、それほど注目に値するかと疑問を投げかけられることも少なくなかった。しかし、近年の資源ブームに後押しされて、ブラジル経済もようやく5%前後の経済成長を維持できるようになっている。ゴールドマン・サックス社が2007年に発表したレポート（Goldman Sachs, 2007）ではブラジルの長期的な経済成長見通しを上方修正して、GDPの規模で日本を追い越すタイミングが10年早まって、2050年にはGDPの規模で中国、アメリカ、インドに次ぐ世界第4位の経済大国になるであろうと予測している。

その他でも少なくとも2つの点において他のBRICsと共通点を見出すことができる。第1に、ブラジルも輸出部門がグローバル・プレーヤーと呼べる力を持っていることである。ブラジルから輸出されているものは、鉄鉱石、原油、製紙用セルロース、大豆、牛肉、鶏肉、コーヒーなどの一次産品である。製品として輸出されるものの中でも鉄鋼、アルミ地金、さとうきびを原料にしたバイオエタノール、大豆油や搾りかす、牛皮革など一次産品を加工したものが多。ブラジルの広大な国土の大部分は地形が平坦で土壌は肥沃であり、大規模な農業に適している。また、その地下には豊かな鉱物資源が蓄えられている。このように恵まれた自然条件を生かしてブラジルはすでに世界有数の資源大国として認められているが、今後もまだ広く開発の余地を残していると言われる（鈴木、2008年）。

しかし、過去の開発経済学の研究では、天然資源輸出の経済成長への貢献は否定的に考えられることがある。たとえば、Sachs & Warner (2001) は、天然資源輸出の増加は貿易財である工業部門を縮小させる、いわゆるオランダ病の影響があることを実証的に示すとともに、貯蓄へのインセンティブが失われて人的・物的資源への投資が行われなくなることや、イノベーションや企業家精神の衰退、レント・シーキング活動および汚職の蔓延、などの様々な問題と結びつけば、成長どころか、天然資源により呪われた経済になる可能性を指摘した。一方、Mehlum et al. (2006) は、当該国政府が貿易に対する開放性、法による支配、人的・物的（インフラ）投資、など良好な経済制度を維持しておれば、天然資源輸出が経済成長に結びつく可能性を示している。資源を利用して得た収入を公平に分配して裾野の広い内需を創出することと、長期的に経済成長を支える資本として蓄積することにより、グローバル化からより多くのメリットを得ることができるであろう。

BRICs の間で共通するもうひとつの特徴は、これらの国々が単に輸出で外貨を稼いでいるだけではなく、巨大な人口を抱えるそれぞれの国内市場が目覚しく成長していることである。ブラジルでは、特に低所得層の購買力が増加して、消費意欲が旺盛で「新中間層」と呼ばれる新興の消費者グループが育っており、そこに生まれるビジネスチャンスをめがけて先進国企業も急ピッチで投資を集中させている。

ブラジル経済が天然資源の呪いを回避して国内市場の活力を開花させた背景にはどのような要因があるのだろうか。本章では、このような問題意識の下、自動車市場のケーススタディから、消費者融資の増加が国内市場を成長させる好循環の呼び水になっていることに注目した分析を行っている。次の第1節では、ブラジルの最近の経済成長の要因分解を行い、経済成長が内需主導で起っていることを明らかにする。第2節は急成長する自動車市場を概観し、消費者が新車購入の際にローンを利用しやすくなったことが自動車需要を押し上げた

ことを指摘する。それをふまえて、第3節では実証分析を行い、自動車ローンがどのように自動車需要を刺激したのかを、より詳細に分析している。第4節で、まとめを行う。

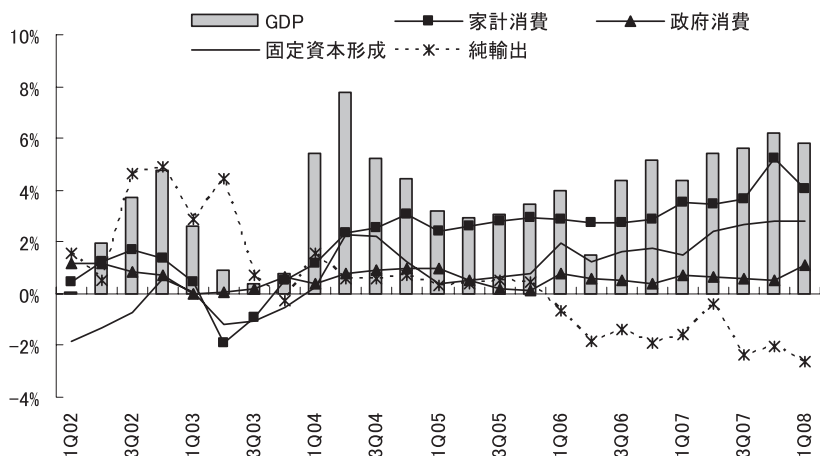
1 ブラジルの経済成長の要因

図1は2002年第1四半期（1Q）から2008年第1四半期までの四半期GDPの対前年同期比成長率と各需要項目の寄与度を表している。各需要項目の寄与度の計算は次の標準的な恒等式分解によるものである。

$$\frac{\Delta Y}{Y} \equiv \frac{C}{Y} \frac{\Delta C}{C} + \frac{I}{Y} \frac{\Delta I}{I} + \frac{G}{Y} \frac{\Delta G}{G} + \frac{X-M}{Y} \frac{\Delta (X-M)}{X-M}$$

ただし、 Y 、 C 、 I 、 G 、 X 、 M はそれぞれGDP、家計消費、固定資本形成（投資）、政府消費（支出）、輸出、輸入をあらわす。 $X-M$ は純輸出である。この期間中、ブラジルでは経済成長率はプラスであった。特に2004年第1四半期以降は安定して概ね4%前後の成長を維持している。成長寄与度の分析により、2002年から03年にかけては、景気は輸出に引っ張られる形で推移したのに対して、それ以降は家計消費が経済成長を牽引していることが明らかである。2006年以降は、徐々に固定資本形成の増加も目立つようになっている。

図1 GDP成長率とその要因分解



(出所) IBGE-SIDRA データベース (<http://www.sidra.ibge.gov.br/>) の国民所得統計 (Contas Nacionais) から筆者計算。

次に、家計消費に焦点を当てて 2002 年以降の状況を確認しておこう。ここでは家計消費の増加につながる要因として、金融機関からの消費者融資の増加と、雇用と所得の安定という 2 つの要因に注目してみたい。図 2 はブラジルの消費者融資が 2004 年前半まで GDP 比 6% 前後で推移していたのが、その後持続的に上昇し 2008 年には 12% に達している。また、図 3 において確認されるように、2004 年後半から失業率の低下傾向が明瞭になり、2006 年以降は正規雇用¹が持続的に増加している。

1 ブラジルにおいて正規雇用とは、労働者手帳 (CTPS) を支給されて雇用契約を結んでいる状態であり、有給休暇、失業保険、社会保障、法定最低賃金、13 か月賃金 (年に一度 1 か月分の給料を追加給付される)、財産形成基金 (FGTS) の労使折半積み立て、などの労働者の権利が保障される。家事サービスでも常用であれば使用者は正規雇用としなければならない。

図2 消費者融資残高の対 GDP 比

(単位：%)

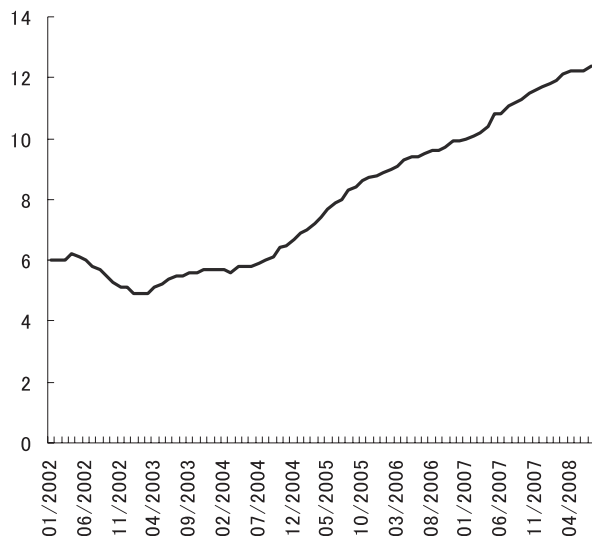
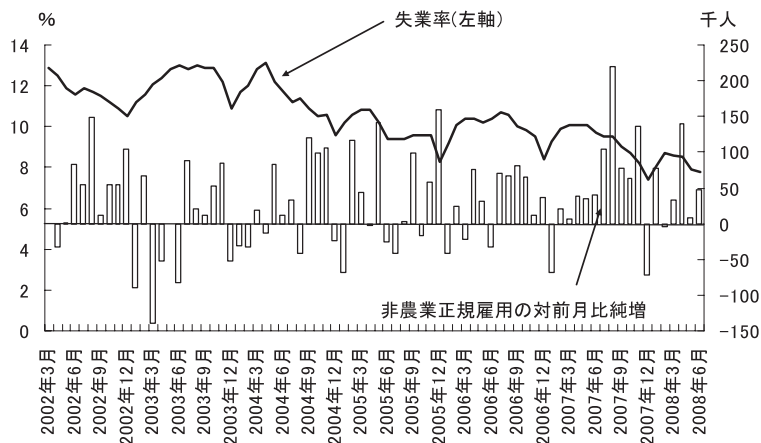
(出所) ブラジル中央銀行データベース SGS (<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/>)

図3 雇用の改善：失業率の減少と正規雇用の増加

(出所) IBGE-SIDRA データベース (<http://www.sidra.ibge.gov.br/>)

消費者にとって、以前のようにマクロ経済の状況が不安定で金利が大きく変動する環境では、とくに雇用と収入が不安定であれば、金融機関から借金することはあまりにリスクが大きい。しかし、正規の雇用を得て長期的に安定した収入が期待できるようになると、債務を負うことへの抵抗感は和らぐ。他方、かつてブラジルの金融機関は低所得で高リスクな消費者に対してローンを供与することに関心を示さなかった。しかし、景気が持続的に拡大し、より多くの人が正規の雇用を得て安定した収入を得る状況になると、金融機関の新たな顧客層として認識されるようになった。さらに、経済の安定化や外資の流入によって中央銀行は継続して政策金利を引き下げていったが、その結果これまで金融機関が資金運用の中心的な対象としてきた国債の利回りが低下したことも、金融機関が消費者金融市場への関心を強める要因となった。

国内需要は輸出とも関連性を持っていることを付記しておかなければならない。表1に基づいて計算すると、1998年から2007年の間に輸出総額は年平均12.7%増加した。特に2002年から2007年の間の5年間を見ると、年平均成長率は19.6%に達する。なかでも一次産品輸出の成長率は1998～2007年の間が年平均15.3%、2002～07年の間では22.2%と高いものであった。この結果、製造業品が輸出全体に占めるシェアは2000年に59%であったのが2007年に52%まで低下し、2008年（1～7月）にはこの比率はさらに47%に下がっている。このように一次産品輸出の増加がブラジルの輸出の底上げにつながっている。資源国として注目されることによって、ブラジルには世界から資金が集まるようになり、ブラジル経済に潤沢な流動性をもたらしている。このような資金が投資や消費者向けのクレジットとなって内需の拡大に貢献している。したがって、ブラジル経済にとって輸出はGDPの15%前後にすぎないが、それは必ずしもブラジルの経済成長にとって輸出が重要でないことを意味しない。

表1 ブラジルの輸出

(単位：100 万ドル)

	一次産品	半製品	製造業品	特殊取引	合計	製造業品比率
1998	12,977	8,120	29,387	656	51,140	57%
1999	11,828	7,982	27,329	872	48,011	57%
2000	12,562	8,499	32,528	1,497	55,086	59%
2001	15,342	8,244	32,900	1,737	58,223	57%
2002	16,952	8,964	33,001	1,445	60,362	55%
2003	21,179	10,944	39,653	1,308	73,084	54%
2004	28,518	13,431	52,948	1,578	96,475	55%
2005	34,721	15,961	65,144	2,482	118,308	55%
2006	40,285	19,523	75,018	2,981	137,807	54%
2007	51,596	21,800	83,943	3,310	160,649	52%
2008	40,321	15,165	52,656	2,953	111,096	47%

2008 年は 1 ～ 7 月の数値である。

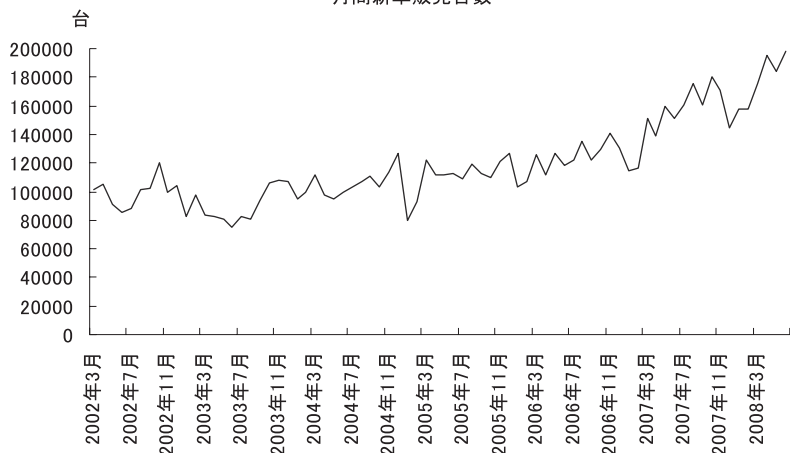
(出所) Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio, Balança Comercial Mensal より

Exportação Brasileira por Fator Agregado

2 ブラジルの自動車市場

ブラジルにおける近年の内需の成長を象徴しているのが、自動車産業の成長である。図4で示したように、月間の国内新車販売台数は2003年から2008年までの5年間でほぼ倍に増加した。年間実績で見ると2003年には新車販売が143万台、輸出を加えた生産が183万台であったのが、2007年には販売台数は246万台（うち11%は輸入車）、年間生産台数は298万台となり、前者は12%、後者は14%増加した。2008年も成長は持続しており、1～8月期で新車販売台数が26%、生産台数が8%、それぞれ前年を上回っている。

図 4
月間新車販売台数



(出所) ANFAVEA 2008a, 2008b

自動車アセンブラーが生み出している直接雇用は 2003 年時点の 8 万人から最近では 11.2 万人（2008 年 7 月）に増加した。アセンブラーが抱えている現在の雇用水準は 1970 年代後半から 80 年代末にかけて維持していた規模とほぼ同じであるが、当時のブラジルの自動車産業の生産台数はおよそ 100 万台であったから、労働者一人当たりの生産台数で見たときの生産性は 3 倍に増えていることになる。自動車部品産業についても、雇用水準は 2003 年の 5.3 万人から 2007 年には 15.6 万人へと 3 倍に増加している。

ブラジルでは新車を購入する場合の支払い方法として、一括払いや通常の自動車ローンの他に、銀行が自動車の所有権をもち使用者からリース料を徴収する「リーシング」と、ブラジル独特の「コンソルシオ」(Consórcio)と呼ばれる制度がある。コンソルシオとはコンソーシアムに相当するポルトガル語である。金融機関やメーカーが購入希望者のグループを結成し、参加者は毎月決まった額を一定期間払い込む。一定の期間ごとにくじ引きをおこない、当選者から

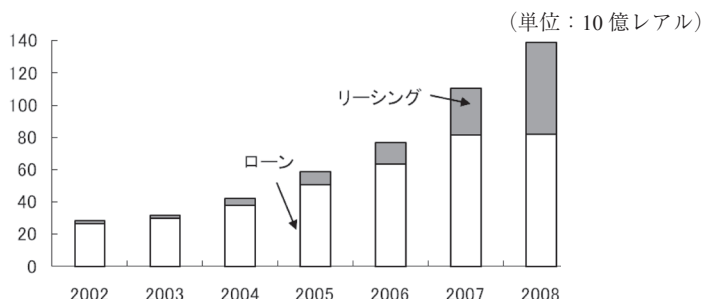
順番に車を購入する権利を得るという仕組みである。コンソルシオの手数料はローンの金利よりも安く、ブラジル人が車を購入する主要な手段として用いられてきた。表2に見るように、2004年にはコンソルシオは新車購入の際の支払い方法の52%を占めていた。しかし、2008年にはローンあるいはリーシングを利用する比率が65%に高まり、コンソルシオは18%に低下した。自動車購入手段としてのローンとリーシングの成長は図5により示されている。この傾向は図2で見た、消費者融資全般の増加と同様である。

表2 自動車の購入方法 (単位：%)

	2004 年	2008 年
コンソルシオ	52	18
ローン、リース	26	65
一括払い	22	17

(出所) ANEF, 2010

図5 新車購入のための自動車ローンとリーシングの期末残高*の推移



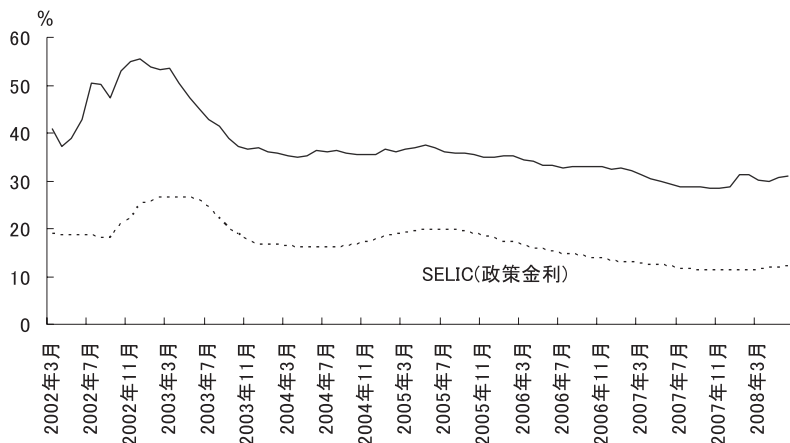
(出所) ANEF, 2010

従来からコンソルシオは車を入手できる時期が不定であることに不満がもたれていたが、コンソルシオに代わってローンが利用されるようになったのは、前節で述べたような消費者融資市場の変化によるものであるが、自動車ローンは債務者が返済不能に陥ったときも購入物件を担保として差し押さえることが

可能なので、貸し倒れのリスクが低い市場として金融機関が真っ先に関心を示し、急速に成長した。

このようにローンやリーシングが量的に拡大してより多くの消費者が金融手段へのアクセスを得たことは、自動車市場の急速な成長に貢献したと見ることができる。加えて、消費者が積極的にローンを活用して自動車を購入するようになった要因として、前節で確認したような雇用状況の改善が長期的な消費計画を実行することを可能にしたこと、さらにローンの金利が低下して返済のコストが軽減されたことや金融機関がよりリスクをとって長期間のローンを供与するようになったことにより毎月の返済額がより少額に分割されたことをあげることができる。図6に見られるように、インフレの安定によって中央銀行が設定する基準金利（SELIC）が引き下げられたのともなう、自動車ローンの金利も低下してきた。ローンの設定期間が長期化している傾向は図7によって示されている。

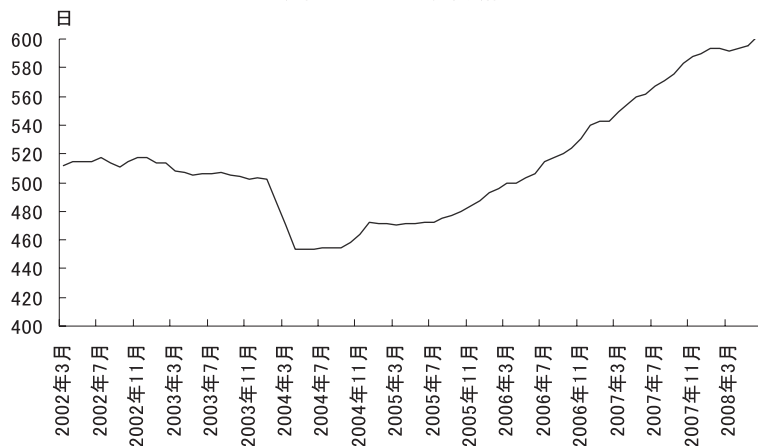
図6
自動車ローン年金利平均



(出所) ブラジル中央銀行データベース SGS (<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/>)

図7

自動車ローンの平均融資期間



(出所) ブラジル中央銀行データベース SGS (<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/>)

以上のように、新車販売台数の増加は、消費者融資の量的拡大、消費差の所得の安定、ローンの条件の緩和、の3つの要因から説明可能と考えられる。時節ではこのことを実証的に検討してみよう。

3 金融市場と所得が自動車需要に与えた影響

この節では、前節で論じたブラジルの自動車市場の特徴を計量的な実証分析によって検証してみよう。ここでは、需要の変化を新車販売台数と新車販売の中の1000cc車の比率の2つの変数で代表させる。前者は自動車市場の量的な拡大を表し、後者の減少は消費者の需要の高度化を表す被説明変数である。

前節の記述的な分析から、自動車の需要の増加は、消費者融資の量的拡大、消費者の所得の安定、ローンの条件の緩和、の3つの条件の影響を受けていると考えることができる。消費者の所得は正規に雇用されている労働者の平均所

得と正規雇用の数の2つの変数によって代表されるとしよう。前者は現在の可処分所得が消費を増加させる効果を捉えており、後者は将来の所得を期待して消費者融資を借り入れるインセンティブが高まることを表している。自動車ローンの条件については、平均的な市場金利と融資の分割返済期間の長さの2つの変数を用いる。消費者融資の量的拡大を表す変数としては、自動車ローンを含む個人向けクレジットの貸出額を用いる。これらの変数の他に、需要に影響を与えると予測される新車価格は、民間の研究機関 Fundação Getúlio Vargas が調査している消費者物価指数に組み込まれている指標を用いる。分析に用いたデータはすべて月次の時系列データである。

このデータについて、単位根 (DF) 検定を行ったところほとんどの原系列データには非定常性が確認された。その結果は表3に報告されている。このような変数を最小自乗推定で回帰すると見せかけの相関が検出されることが良く知られている。このため、すべての変数について1か月階差をとったところ、すべての変数について単位根の存在を仮定した帰無仮説が棄却され、データが定常性をもつことが確認された。代替的な方法として、前年同月との差をとることが考えられるが、この場合はほとんどの変数で定常性が得られないことが確認された。以下の分析は1か月の階差から得られたデータを用いて行うこととする。推定方法は最小自乗法による。

表4は、新車販売台数を被説明変数として、自動車市場の量的拡大の要因を検証した結果を示している。あらかじめ想定されている符号条件は、自動車ローン金利の上昇は金融コストの増大につながるのでマイナス、ローン融資期間の長期化は毎月の返済額が減少するのでプラス、対個人クレジット全般が拡大する局面では自動車需要の増加が見込まれるのでプラス、正規雇用の増加は割賦購入を促進するのでプラス、正規雇用者の平均収入の増加は可処分所得を増やすのでプラス、新車販売価格の上昇はマイナス、である。推定結果は自動車ロー

表3 単位根検定 (DF) の結果

	原系列	1 か月階差	12 か月階差
新車販売台数	-1.209	-12.049***	-3.340**
大衆車販売比率	-2.807*	-8.407***	-2.531
自動車ローン金利	-0.878	-6.38***	-2.522
自動車ローン融資期間	2.01	-4.029***	-0.511
対個人クレジット	-1.4	-19.711***	-7.164***
正規雇用	1.241	-8.770***	-0.688
正規雇用者収入	-2.314	-8.034***	-2.277
新車販売価格	-0.147	-4.247***	-1.040

単位根の存在が棄却される有意水準は、*10%、**5%、***1%。

(出所) 新車販売台数は ANFAVEA (ブラジル自動車工業会) <http://www.anfavea.org.br>、対民間信用、自動車ローンの金利と融資期間はブラジル中央銀行 <http://www.bcb.gov.br>、正規雇用は IBGE (ブラジル地理統計局) <http://www.ibge.gov.br>、新車販売価格は Fundação Getúlio Vargas 月刊誌 Conjuntura Econômica 各号巻末統計から。

表4 自動車市場の量的拡大の要因

被説明変数：新車販売台数			
	推定係数	t 値	p 値
自動車ローン金利	-938.5251	-1.30	0.199
自動車ローン融資期間	-143.34	-0.53	0.596
対個人クレジット	0.0027442	7.08	0.000
正規雇用	81.05121	4.48	0.000
正規雇用者収入	82.96291	1.20	0.233
新車販売価格	-2234.912	-0.71	0.481
定数項	-1958.258	-1.24	0.220
サンプル数	75		
Prob>F	0.0000		
修正済み R ²	0.4859		

ン融資期間以外の変数は期待した符号条件を満たしている。このうち、推定係数が統計的に有意な値で得られたのは、対個人クレジットと正規雇用とだけであった。このことは、ブラジルの消費者は自動車ローンの金利や融資期間の長期化という返済の条件よりも、ローンを組むことが可能になったことに反応して自動車の購入を拡大させていることを表している。このような文脈から、ブ

ラジルの自動車市場は、自動車ローンが借りやすくなったことと、正規雇用の拡大があいまって、急速に量的な拡大を遂げていったと解釈することができる。

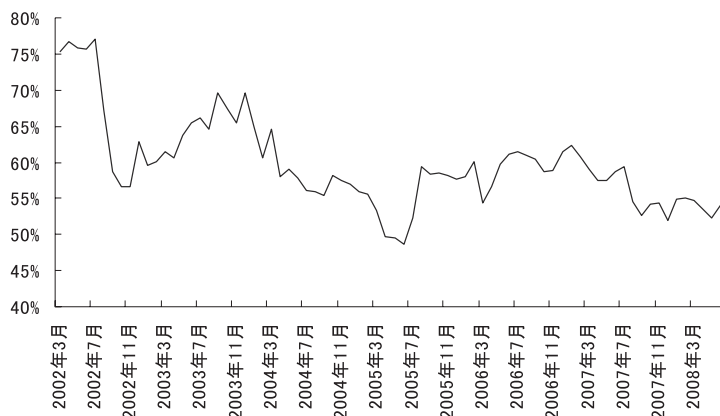
ところでブラジルの自動車市場では、政府が1980年代に1000ccクラスの自動車を大衆車に指定して購入時の税金を引き下げる措置をとったため、このクラスの車が新車販売の6～7割を占めるようになったが、図8で確認されるように、この比率は2007年には54%に低下している（ANFAVEA, 2008）。これは金融条件の緩和や所得の安定による消費の高度化を示すものと解釈することが可能であるが、同じ条件のもとで、これまで自動車を購入できなかった所得階層が新たな消費者となる場合に、大衆車を選択することが予想されるので、その場合大衆車比率を上昇させる。そこで表5では、新車販売中の大衆車（1000cc エンジン）の比率の階差を被説明変数として、自動車ローン融資期間と正規雇用の階差に回帰した推定結果を示している。この推定結果によれば、自動車市場の量的拡大には有意な影響を与えていなかった自動車ローンの返済期間の長期化は、大衆車比率を上昇させる効果を持っており、低所得者層の自動車購入を可能にした要因として作用したことがわかる。一方、正規雇用の増加に代表される雇用と所得の安定は、統計的に有意な結果とはいえないが、消費を高度化させて大衆車比率を減少させる効果を持った可能性を示している。

表5 大衆車販売比率の決定要因

被説明変数：大衆車販売比率			
	推定係数	t 値	p 値
自動車ローン融資期間	0.0015872	2.20	0.031
正規雇用	-0.0000552	-1.09	0.281
定数項	-0.0029622	-0.81	0.422
サンプル数	75		
Prob>F	0.0811		
修正済み R ²	0.0415		

図8

1000ccエンジン車の新車販売シェア



(出所) ANFAVEA 2008a, 2008b

おわりに

ブラジルは天然資源輸出のグローバル・プレーヤーとして存在感を高めながら、同時に国内市場の活力を高めることによって資源輸出国が陥りやすい脱工業化を回避している。本章では、消費者融資市場が拡大したことが、自動車産業の急成長をもたらしたことに注目した。

その背景として、マクロ経済の安定が不可欠であった。インフレーションが抑制されたために、政策金利の引き下げが進み、公共部門の赤字によってクラウドアウトされていた資金が民間金融市場に還流されてきた。さらに持続的な成長の実現により、正規雇用が増加して収入が安定したため、消費者はより積極的にローンを利用した消費行動を取るようになった。これまで高リスクであると考えて消費者融資に興味を示していなかった金融機関は、積極的に貸出を増やし、リスクを取って返済期間の長いローンを供与するようになっている。

本章で行った実証分析結果によれば、ローンの量的拡大と正規雇用の増加の

影響が自動車市場の成長に統計的に有意な影響を与えているほか、融資期間の長期化によって低所得層が選好する大衆車の需要がより強く刺激されており、新たな消費者グループを自動車市場に招き入れる役割を果たしたことが確認された。

本章が扱った自動車市場についての議論は、広く耐久消費財市場に適用可能なものであると考えられる。例えば携帯電話や液晶テレビなどについても同じように低所得層に浸透しながら爆発的に需要が増大する傾向が観察されている。耐久消費財需要が国内生産の増加、ひいては正規雇用のさらなる増加につながって国内市場を成長させるという好循環に加えて、これまで既存の生産能力の稼働率を高めて供給してきたメーカー側が設備投資に本腰を入れ始めている。

このような良好な局面を迎えているブラジル経済にとって、燃料や食料の価格上昇に起因するインフレ圧力の増大に対処することは重要な課題となっている。中央銀行はインフレ目標の上限を超える勢いでインフレが昂じてきたため、2005年9月から2007年末にかけて小刻みに引き下げてきた基準金利を、2008年初めから引き上げる政策に転じ、7月までにすでに1.75ポイント上昇させている。

インフレーションは特に低所得層の購買力に影響を与えやすいためコントロールしなければならないが、急激な金利の引き上げは、ローン市場の収縮や延滞率の上昇に結びつくことにもなるので、中央銀行は微妙なバランスを保った対応を求められている。

参考文献

鈴木孝憲（2008）『ブラジル・巨大経済の真実』日本経済出版社。

ANEF (2010) *Boletim Anual* 2009

(<http://www.anef.com.br/dados-estatisticos.html>)

ANFAVEA (2008a), *Anuário da Indústria Automobilística Brasileira* 2008,

(<http://www.anfavea.com.br/anuario.html>)

ANFAVEA (2008b), *Carta da ANFAVEA Setembro 2008*,

(<http://www.anfavea.com.br/carta.html>)

Goldman Sachs, *BRICs and Beyond*, 2007,

(<http://www2.goldmansachs.com/ideas/brics/BRICs-and-Beyond.html>)

Mehlum, H, Karl. Moene and Rangnar. Torvik (2006), “Institutions and Resource Curse,”
Economic Journal 116, 1-20.

Sachs, J. and A. Warner (2001), “The Curse of Natural Resources,” *European Economic Review*
45, 827-838.

Sindipecas (2008), *Desempenho do Setor de Autopeças 2008*,

(<http://www.sindipecas.org.br/>)

研 究 叢 書 (既 刊)

第 1 号	生産と分配に対する貿易効果の分析	片野 彦二著	1961 年
第 2 号	国際貿易と経済発展	川田富久雄著	1961 年
第 3 号	国際私法の法典化に関する史的研究	川上 太郎著	1961 年
第 4 号	アメリカ経営史	井上 忠勝著	1961 年
第 5 号	神戸港における港湾荷役経済の研究		
	柴田 銀次郎・佐々木 誠治・秋山 一郎・山本 泰督共著		1962 年
第 6 号	企業評価論の研究	小野 二郎著	1963 年
第 7 号	経営費用理論研究	小林 哲夫著	1964 年
第 8 号	船内労働の実態	佐々木誠治著	1964 年
第 9 号	船員の雇用制度	山本 泰督著	1965 年
第 10 号	国際私法条約集	川上 太郎著	1966 年
第 11 号	地域経済開発と交通に関する理論	野村寅三郎著	1966 年
第 12 号	国際私法の国際的法典化	川上 太郎著	1966 年
第 13 号	南北貿易と日本の政策	川田富久雄著	1966 年
第 14 号	インド経済における所得分配構造	片野 彦二著	1968 年
第 15 号	ラテンアメリカ経済統合の理論と現実	西向 嘉昭著	1969 年
第 16 号	会計情報と EDP 監査	中野 勲・大矢知浩司共著	1972 年
第 17 号	国際収支と資産選択	井川 一宏著	1974 年
第 18 号	経営計測システムの研究	定道 宏著	1978 年
	Business & Economic Information Control and Analysis System		
第 19 号	日本・オセアニア間の海上輸送とオセアニア主要港の現況		
	佐々木誠治著		1978 年
第 20 号	計量経済情報システム STEPS-BEICA	定道 宏・布上 康夫共著	1979 年
第 21 号	海上運賃の経済分析	下條 哲司著	1979 年
第 22 号	国際法上の船籍論	嘉納 孔著	1981 年
第 23 号	ブラジル経済の高度成長期の研究	西島 章次著	1981 年
第 24 号	資本蓄積過程の分析	下村 和雄著	1983 年
	—理論的枠組とオーストラリア経済への適用—		
第 25 号	会計情報公開論	山地 秀俊著	1983 年
第 26 号	企業の国際化をめぐる特殊研究	井上 忠勝・山本 泰督・ 下條 哲司・井川 一宏・山地 秀俊共著	1983 年

—— 研 究 叢 書 (既 刊) ——

第 27 号	海運における国家政策と企業行動	海運経済専門委員会著	1984 年
第 28 号	オーストラリアの金融システムと金融政策	石垣 健一著	1985 年
第 29 号	会計情報公開制度の実証的研究 — 日米比較を目指して —	山地 秀俊著	1986 年
第 30 号	配船の理論的基礎	下條 哲司編著	1986 年
第 31 号	仮想電子計算機と計算機言語システム — 世界計量経済モデル分析システム —	安田 聖著	1986 年
第 32 号	期待効用理論 — 批判的検討 —	伊藤 駒之著	1986 年
第 33 号	アメリカ企業経営史研究	井上 忠勝著	1987 年
第 34 号	反トラスト政策 — 経済的および法的分析 — カールケイゼン・ドナルド F. ターナー共著 根岸 哲・橋本 介三共訳		1988 年
第 35 号	会計情報システムと人間行動	中野 勲編著	1989 年
第 36 号	国際金融経済論の新展開 — 変動為替相場制度を中心として —	井澤 秀記著	1989 年
第 37 号	労働市場研究の現代的課題	小西 康生・三木 信一共著	1989 年
第 38 号	香港企業会計制度の研究	中野 勲編著	1989 年
第 39 号	国際比較統計研究モノグラフ 1	能勢 信子編著	1990 年
第 40 号	経済発展と還太平洋経済 西向 嘉昭・石垣 健一・西島 章次・片山 誠一共編著		1991 年
第 41 号	労使問題と会計情報公開	山地 秀俊著	1991 年
第 42 号	経営財務と会計の諸問題	森 昭夫編著	1992 年
第 43 号	国際比較統計研究モノグラフ 2	小西 康生編著	1993 年
第 44 号	アメリカ現代会計成立史論 中野 常男・高須 教夫・山地 秀俊共著		1993 年
第 45 号	ネットワーク環境における情報システムの研究	宮崎 耕著	1994 年
第 46 号	財務情報分析と新情報システム環境	民野 庄造著	1995 年
第 47 号	税効果会計	梶原 晃著	1995 年
第 48 号	アジア経済研究	阿部 茂行著	1997 年
第 49 号	会計とイメージ 山地 秀俊・中野 常男・高須 教夫著		1997 年
第 50 号	地域保健医療情報システム — 加古川地域における地域情報化戦略 — 小西 康生・中村 利男著		1997 年
第 51 号	原価主義と時価主義	山地 秀俊編著	1998 年
第 52 号	RIEB データベースの研究	安田 豊・阿部 茂行著	1998 年

—— 研 究 叢 書 (既 刊) ——

第 53 号	地方公共分野の情報化	小西 康生編著	1998 年
特 別	日本の金融システムの再構築とグローバル経済		
		石垣 健一・日野 博之編著	1998 年
第 54 号	日本型銀行システムの変貌と企業会計	山地 秀俊編著	2000 年
第 55 号	日・韓自動車産業の国際競争力と下請分業生産システム		
		金 奉吉著	2000 年
第 56 号	地方自治体の IT 革命	小西 康生・中村 利男著	2000 年
	— 21 世紀型自治体の情報化戦略 —		
第 57 号	90 年代ブラジルのマクロ経済の研究		
		西島 章次・Eduardo K. Tonooka 著	2001 年
第 58 号	マクロ会計政策の評価	山地 秀俊編著	2001 年
第 59 号	米州におけるリジョナリズムと FTA	細野 昭雄著	2001 年
第 60 号	韓国の構造改革と日韓・東アジアの経済協力		
		金 奉吉・井川 一宏共編著	2002 年
第 61 号	現代ツーリズム研究の諸相	小西 康生・貴多野乃武次編著	2002 年
第 62 号	ラテンアメリカにおける政策改革の研究		
		西島 章次・細野 昭雄編著	2002 年
第 63 号	アメリカ不正会計とその分析	山地 秀俊編著	2003 年
第 64 号	Local Currencies —その現状と課題—	小西 康生編著	2003 年
第 65 号	「ツーリズム」関連統計 —その現状と課題—		
		小西 康生・貴多野乃武次編著	2004 年
第 66 号	韓・日 FTA と韓国 IT 産業	趙 炳澤・井川 一宏編著	2005 年
	—グローバル化と東アジア経済統合の進展の中で—		
第 67 号	“観光” から “ツーリズム” へ	小西 康生編	2005 年
	—多様なツーリズムの可能性を探る—		
第 68 号	アジア諸国に学ぶわが国の観光立国政策		
		小西 康生・貴多野乃武次編著	2006 年
第 69 号	ドイツ企業のコーポレート・ガバナンスと日本における M&A		
		Bebenroth, Ralf 著	2008 年
第 70 号	日本のもの造り組織指向の会計と国際会計		
		シャム・サンダー・山地秀俊編著	2008 年
第 71 号	残像の墓標		
	—ヴィジュアル・ディスクロージャー論—	山地 秀俊著	2010 年

ブラジルにおける経済自由化の実証研究

研究叢書 72

(非売品)

平成 23 年 3 月 18 日 印刷

平成 23 年 3 月 25 日 発行

著 者

神戸大学教授

西 島 章 次

神戸大学教授

浜 口 伸 明

発 行 所

神戸市灘区六甲台町 2 - 1

神戸大学経済経営研究所

印 刷

神戸市兵庫区西柳原町 3 - 29

有限会社 岸本出版印刷