

ISSN 0910-2701

ISSN 2185-5013



Research Institute for
Economics and Business Administration
Kobe University

経済経営研究

年報

第70号

神戸大学経済経営研究所

2020

ISSN 0910-2701

ISSN 2185-5013



Research Institute for
Economics and Business Administration
Kobe University

經濟經營研究

年報

第70号

神戸大学経済経営研究所

目 次

日本・ブラジル経済交流史再訪：日本の品質管理の普及	浜口 伸明	1
新型コロナ禍のなかのインド進出日系企業： 2020 年アンケート調査の結果を中心として	佐藤 隆広	23
兼松賞受賞論文 先進国株式市場における国際的分断	早木 祥夏	61

日本・ブラジル経済交流史再訪：

日本の品質管理の普及¹

浜 口 伸 明

1. はじめに

日本とブラジル（以下、本稿では日伯とする）の経済交流の歴史は、1908 年に開始した日本人の集団移住² にはじまる。その後、1968～73 年の「ブラジルの奇跡」の高度成長以降は、国家主導経済開発の下で実施されたナショナルプロジェクト形式³ の経済協力と、それに関連した対ブラジル企業進出ブームが

¹ 本稿は、日本学術振興会二国間交流事業の一つとして筆者が日本側代表者を務め、ブラジリア大学国際関係学部研究グループ（代表者 **Danielly Becard Ramos**）と実施している共同研究「変革に向けた未来志向の日本ブラジル関係の構築に向けて」（2019～20 年度）の成果の一部である。本研究に対して、ブラジル日本商工会議所事務局長平田藤義氏より情報提供と指導助言をいただいた。また一般財団法人日本科学技術連盟から貴重な資料を提供していただいた。ここに記して謝意を表したい。なお、本稿の内容は筆者の個人的な見解であり、あり得べき誤りは、全て筆者個人の責任に帰するものである。

² 日本人の対ブラジル移住は日伯修好通商航海条約（1895 年）の下、移民を受け入れる州（サンパウロ州など）と日本側民間の移住斡旋会社の契約に基づいて、州が渡航費の一部を負担し、移民斡旋会社が移住者を募集し、船をチャーターして実施された。日本政府は当初移民斡旋会社を監督する立場であったが、両大戦間期の不況による失業や関東大震災（1924 年）で大量の罹災者が出たことから、渡航費を補助して移住を奨励するようになった。

³ ナショナルプロジェクト形式とは、日本とブラジルの共同出資により実施された資源開発プロジェクトであり、ブラジル側は国営企業が出資し、日本側は民間企業と政府系金融機関の合弁によるものであった。このような形態で実施されたものとして、セラード農業開発、カラジャス鉱山開発、ツバロン製鉄、アマゾンアルミ、セニブラ紙パルプ等がある。

起こり、一つのピークを迎えた。しかし、一転して 1980 年代にはブラジルの対外債務危機で日本の金融機関は甚大な損失を被り、経済危機下で進出企業の多くが撤退に追い込まれた。それ以降、日本の対ブラジル投資は退潮に向かった。他方で、1990 年代には、日本のバブル経済末期の 1990 年に労働力不足緩和策として入国管理法を改正し、3 世までの日系人に就労可能な特別な待遇を与えたことがきっかけになり、出稼ぎブームが起こった。ブラジル人労働者の流入は、リーマンショック（2008 年）後の大量解雇により激減した。

以上の 100 年にわたる日伯経済交流については多くの先行研究がある。移住については 1950 年代の調査に基づいて移民の居住地選択と生産活動を分析した斎藤（1960）の先駆的な実証研究がある。丸山編（2010）は 2008 年の移住 100 周年を記念した出版の一つであり、移民史、日系社会史に関する論考を収録している。経済協力、企業進出、対外債務問題については、日本ブラジル交流史編集委員会編（1995）に収められている小坂允雄、小池洋一、小林利郎の論考が詳しい。デカセギについては渡辺（1995）、梶田他（2005）等がある。

本稿では、これまで先行研究でほとんど取り上げることが無かった日本的品質管理のブラジルへの普及について論じてみたい。かつて「安かろう、悪かろう」と揶揄された日本企業は独自の品質管理方法を導入することによって品質のばらつきをなくし、大量生産によって輸出市場を獲得していった。そうした貢献から、日本的品質管理は戦後の日本経済の高度成長を支えた重要な柱の一つと考えられている。このことは、アメリカの NBC が制作したテレビ番組 *If Japan Can, Why Can't We?*（1980 年 6 月 24 日）⁴ が、デミングが唱えた統計的品質管理を忠実に実行したことを日本企業の成功の秘訣として紹介し、その後も 1989 年に刊行された MIT による米国産業競争力報告書（Dertouzos et al. 1989）が日本的な継続的改善の必要性を指摘し、英国の経営学専門誌 *Journal of*

⁴ この番組は Deming Institute の YouTube チャンネルで視聴することができる。

Management Studies が第 32 巻 6 号（1995 年 11 月）で「異なる制度的環境への日本の経営の移転」に関する特集を設けるなど、日本の品質管理は国際的に注目を浴びた。

日本の品質管理の基となる概念は、シューハート（Walter Andrew Shewhart）が提唱した統計的品質管理とそれを継承し発展させたデミング（William Edwards Deming）の統計的プロセス管理法、ファイゲンバウム（Armand V. Feigenbaum）が提唱した総合的品質管理（Total Quality Control, TQC）、ジュラン（Joseph M. Juran）による経営手法としての品質管理経営など、アメリカの研究者から学んだものである。石川馨工学博士（元東京大学教授）に代表される日本科学技術連盟（日科技連）に集う日本の技術者・科学者は、それらを PDCA（Plan-Do-Check-Action）、QC7 つ道具、QC サークル活動（QCC）、カイゼン活動といった生産現場の実践的な品質改善運動に体系化し、ファイゲンバウムの TQC と区別して、全社的品質管理（Company-Wide Quality Control, CWQC）と呼んだ。現在では TQC とは CWQC を指すようになっており、本稿もこれに従う。

日本企業に急速にキャッチアップされた先進国のみならず、これからキャッチアップしようとする発展途上国でも日本モデルに対する関心が高まった。日本の品質管理はソフトパワーとしての日本の国力を示す一級のコンテンツだったと言えよう。ブラジルにおいても 1970 年代後期から 1980 年代初めにかけて日本の経営のブームがあり、日本から専門家が参加して企業向けセミナーが盛んに行われた。この時実際に QCC や TQC 経営を取り入れた企業は少なくなかった。

このように日伯間で企業経営に関する知識交流があったことは日伯経済交流の歴史における貴重な一ページであったと言える。にもかかわらず、これまでの研究では注目されなかった。このことについて資料に基づいて経緯を記録することが本稿の第 1 の目的である。同時に、なぜこの現象が一過性のブームに終わったのかを日伯双方の経済の背景を探っていけば、そこから一定の教訓を得

られるのではないかと思う。

2. 1980 年代までの日本的 TQC のブラジルへの移転

ブラジルで書かれた文献では、ブラジルにおいて QCC が初めて導入されたのは 1971 年にフォルクスワーゲン・サンベルナルド工場（サンパウロ州）であると書かれている⁵。同社で QCC が始まった経緯は不明であるが、1976 年に中南米品質管理調査団としてブラジルを訪れた石川馨を団長とする日科技連のミッションの報告（石川・廣松 1977）は、1958 年に日伯合併で設立されたウジミナス製鉄（日本側出資は 1970 年に合併して新日鉄となる八幡製鉄と富士製鉄、および日本鋼管（現・JFE スチール）の 3 社）が、この訪問の 6 年前の 1970 年に QCC を始め、フォルクスワーゲンおよびブラジル石川島造船所（イシブラス）と QCC の交流会を開いていると記録しており、フォルクスワーゲンは日本から QCC を持ち込んだウジミナスあるいはイシブラスから学んだかもしれない。草場（1974）は 1973 年にブラジルを訪問し、フォルクスワーゲンが盛んに日本流 QC を勉強して取り入れていることと、ジョンソン&ジョンソンが 1972 年 9 月に QCC を開始させたことを記録している。

これらの先駆的企業に先導されて、1970 年代後期から 1980 年代初めにかけて、ブラジルにおいて QCC は最初のブームを迎えた。Yuki（1988）は 1979 年にブラジルで約 3000 社が QCC を実施していたと報告している。ブームが起こった理由について、Ferro and Grande（1997）は、(1) 日本の成功体験の模倣、(2) QCC は設備費用をかけず組織の変更も必要なく導入できること、(3) 軍事政権から民主化へと政治的变化が起こる中で職場においても参加型意思決定を取り入れることに肯定的であったこと、を挙げている。すなわち、良いイメージ

⁵ たとえば Yuki（1988），p.24。石川・廣松（1977）は、ブラジル・フォルクスワーゲンの品質管理の実力を「総合的管理での日本との差は 15 年以上ある」と厳しく見ているが、同社がドイツに QCC の逆輸出を試みていると注目している。

を会社に取り入れて（(1)と(3)）、コストをかけずに生産性上昇が可能な経営方法（(2)）だと理解されていた。Humphrey（1993）は経営側が強い権力を握っていたブラジルの労使関係は、実は労働者の参加動員を求める日本的 QCC の導入に好都合であったとしている。経営者は QCC を通じて労働者の要求を汲み上げておけば労働組合との衝突を避けることができるほかに、離職率を下げ、熟練工を確保しやすくなるとも考えて、日本的 QCC を積極的に取り入れようとした⁶。

しかし、実際に導入してみると日本的なやり方をそのままブラジルの環境に適応することは容易でなく、様々な改善提案を取り入れることになる会社組織の改革を含む全社的取り組みが必要になることが分かった。また参加型意思決定は経営陣と敵対する労働組合と、決定権限を侵害されると考えた中間管理職の両方から起こった反対に直面し、次第に行き詰まった。1980 年代後半のブラジルはマクロ経済危機に直面し、雇用削減が進む不安定な労働環境にあって労使関係はより敵対的になり、QCC は衰退した（Humphrey 1993）。

当時の労働者は QCC 参加を否定的に捉えていたようである。サンパウロ州の ABC 地域（サンパウロ市に隣接するサント・アンドレ、サン・ベルナロド・ド・カンポ、サン・カエタノの 3 市から構成される）の労使関係を調査した Carvalho（1987）は、電子制御技術による自動化が進む中で導入された QCC は、生産性を向上させて雇用を削減し生産を合理化するための手段だとして、労働者から敵視されたことを報告している。QCC の草分けだったフォルクスワーゲンでは QCC は 1980 年代初めに衰退し、1982 年に同社が再導入を試みた時には労働者がこれをボイコットした（Hirata 1983）。

⁶ Humphrey（1993）は、ブラジルの企業経営者は QCC 活動から提案される労働環境改善は組合交渉になる前に従業員の不満を解決して紛糾を避けることに役立つと考えていたことを指摘するとともに、QCC 導入後に雇用の安定化と賃金の増額で雇用条件が改善したことを明らかにした。

ブラジルにおける初期の品質管理の状況について、石川・廣松（1977）は「ブラジルでは QCC ばかりやっている」「ほとんどが品質管理＝検査である」と診断し、「本当の品質管理はこれからである」と評価している。この見方は、当時のブラジルでは敵対的な労使関係の下で全社的な品質管理の取り組みが頓挫した問題点を言い当てていると言えよう。「QCC ばかり」というのは、QCC は TQC の一部として捉えるべきところ、それが理解されていなかったことを示唆している。

Fleury（1995）は、ブラジル企業は従業員の生産性向上への参加を期待して盛んに QCC を導入したが、その成果は企業戦略の変更に生かされず、効果はすぐに失われて消滅に向かったと述べている。Kubo and Farina（2013）は初期の QCC は、企業が改善提案を取り上げるように労働者の主体性が与えられておらず、労働者の自主的参加を促すものではなかったと指摘している。

品質管理は不良品の検査精度を高めることではなく、生産工程を高度に管理して不良品を出さないことと理解される。QCC は PDCA サイクルを回して全社的に生産工程管理の継続的改善を行う TQC の問題発見手段の一つであり、それがすべてではない。従業員が全社的な目標を知らされず、部門単位の QCC で場当たりの無駄を指摘してそれが改善され報奨金を得たとしても、それが企業の成長とどう関係しているのか理解されなければ、単に合理化に現場の知識が利用されるだけだと不信感を与えるであろう。経営者の態度が権威主義的で従業員の信頼関係を欠いている労使関係の下では、上から押し付けた QCC はうまく機能しなかった。

ブラジルにおいてフォルクスワーゲンと同時期に QCC を導入した先駆的企業であるジョンソン&ジョンソン（サンパロ州サン・ジョゼ・ドス・カンボス市）の品質保証部長であった Oleg Greshner は、QCC が機能しない原因は、TQC の一部としての QCC という概念について経営トップの関心が欠けていることにあると指摘する（Greshner 2014）。さらに Greshner（2014）は、ブラジルに多

い命令や強制で管理しようとするマクレガー（1970）の X 理論タイプの経営者は、魅力ある目標と責任を与え続けることによって従業員を動かしていく Y 理論タイプの経営者よりも、QCC の理念を理解できないと言う。また、従来のやり方に従業員が改善を求めることに抵抗を示す中間管理職の消極的な態度も QCC の障害になりうることを指摘し、全社的、全組織的な参加が必須であると論じている。ニシムラ（1984）はブラジルにおいて「初期には日本の QC は、すべて QC サークルによって行われていると思われ、それによってあらゆる問題が解決されると信じられ、期待されていた。」と述べている。さらにニシムラは、QCC に利益への短期的成果を求めた経営者の誤解や現場の QCC リーダーの知識不足（特に統計的分析に関して）等も問題点として指摘している。

このように文献を追っていくと、多くの論者が経営側の TQC に関する理解不足に加え、経営者と労働者が敵対的關係にあったことがブラジルにおいて 1980 年代の QCC ブームを短期的なものに終わらせた主要な原因に挙げている。日本の高度経済成長を支えた日本的 TQC は、結局日本の社会的文化的環境でのみ実行可能なのだと解釈する日本異質論で片付けられてしまうこともあった⁷。

日科技連は TQC の国際化の必要性を鑑み、その対象としてブラジルを重視し 1981 年と 1983 年にブラジルに調査団を送っている⁸。しかしこのような働き

⁷ 社会学者である Hirata（1983）は、日本における QCC の発展は、仕事中心の生活を認める家庭、終身雇用や年功序列制度の下で形成される会社への帰属意識と社員の賃金格差が小さいことで維持される協力関係、稟議による合議的な意思決定、集団行動からの逸脱を許さないムラ社会考え方などの日本文化が基盤になっており、ブラジルで QCC を普及することは困難であると述べている。

⁸ 石川馨自身も日本的品質管理が成功した条件として様々な日本社会の特殊性が働いていたと考えている（Ishikawa 1985, pp.23-36）。このことは、海外の異なる環境において日本的品質管理を行うことが困難であると考えていたことを示唆している。日科技連は 1960 年代から国際化活動を始めたが、当初の目的は日本製品が QC により高品質であることを PR し輸出振興をサポートすることにあった。日本企業が海外に進出するようになってからは、現地の風土に合った TQC の国際化の必要性を唱えたが、海外企業に日本的 TQC を移転する可能性には懐疑的であった（石川馨先生追想録編集委員会 1993）。

かけも TQC の本質を伝えるには至らなかったようだ。草場 (1984) は、一般に海外では品質管理の統計的手法を使った科学的側面だけが強調され、論理的な思考が身につくことや、職場の中で協力して問題を解決していくことからより良い人間関係が生まれて働くことから感じられる喜びのような、TQC の人間的な側面が忘れられ、あるいは QCC 活動が職場の一体感を促進するといった情緒的なところだけが取り上げられたりすることが多いことに問題があると指摘し、科学的側面と人間的側面を併せ持つ TQC あるいは全社の品質管理 (Company-wide Quality Control, CWQC) の利点を海外に知ってもらう必要を訴えている。

当時、日本経済の戦後復興から高度成長に果たした TQC の役割を強調する日本人研究者の間でも、日本的 TQC を国際的に普及する動機は、在外日系企業が現地で競争力を高めることに留まっていた。このため日本的 TQC の利点は現地で日本人が指導しつつ「やって初めてわかる」(草場 1984) ものであり、海外の非日系企業でも実施可能な国際的な公共財として知識を共有するように考えられていなかった。例えば各国言語による教科書、教材の開発やトレーニングコースの提供等、システム化された知識移転の仕組みはなかった。

しかし、「所詮日本人にしかわからない」という考えは、1980 年代後半に欧米から「ジャパン・バッシング」を浴びせられる要因を作り出したともいえる。理解できない日本製品の競争力の高さから、日本が異質でアンフェアな競争をしていると見られたのである。日科技連の調査団を率いてブラジルにも赴いた原田 (1984) は、政府が TQC のノウハウを海外に正確に普及し定着させる活動を支援すべきだと訴えている。日科技連は民間組織であり、公的な目的の次元に多くの資源を向けることができなかったのは無理からぬことであろう。政府はこのような提言を重視すべきであった。

また、日本で TQC に成果を上げていた日本企業は、企業進出を通じてブラジル産業界に対して影響力を持つ発信者になりえなかった。その理由は現地の日

系企業自身が TQC により顕著に生産性を上昇させ品質を向上させる成果を上げていなかったことにあるだろう。その根底には、日本からの長期出張者が経営と生産管理の責任を担う伝統的な日系企業の海外工場運営形態の問題がある。現地従業員に責任を持たせない経営方法では信頼関係に基づく TQC を構築することは難しい。3 年から 5 年で交代する日本人長期出張者は通訳を介さずに従業員と会話する言語能力を持たず、敵対的な労使関係の文化があるブラジルにおいて信頼関係を築くことができない。このためコミュニケーションがとりやすい日系ブラジル人に依存し、非日系ブラジル人の人材活用が遅れた。

日系企業は TQC を正確に周囲の企業に広める中核的存在にもなりえなかったが、筆者が知り得た唯一の例外は付論に詳述した 1974 年に QCC を現地工場で導入したローム（サンパウロ州モジ・ダス・クルーゼス市）である。同社は同じころ QCC を始めていたジョンソン&ジョンソン等と共にパライーバ川流域品質管理協会（AVCQ）⁹ を設立するなど、地域内企業の啓発に尽力した（平木 1975）。しかし AVCQ にしても、当初は石川・廣松（1977）の評価は「QCC だけをやっている」と芳しくなかった。

Ferro and Grande（1997）によれば、QCC 一本鎗で始まった品質管理では現場が孤立してしまった反省から、後にブラジルにおいても全社的な TQC を取り

⁹ AVCQ に航空機の開発製造を行うエンブラエル（サンパウロ州サンジョゼドスカンボス市、当時は国営企業）も参加した。AVCQ は 1976 年に石川馨氏を団長とする日科技連ミッションを招いて日伯品質管理セミナーを開催するとともに、1978 年にジョセフ・ジュラン氏を米国から招聘して QC トップマネージメントセミナーを開催している。Yuki（1988）によれば 1970 年代末から 80 年代初めにかけて AVCQ のほかにサンタカタリナ州品質管理協会、アニャンゲラ地区品質管理協会（サンパウロ州カンピーナス市）、ミナスジェライス州 QCC 協会（現在の União Brasileira para a Qualidade、UBQ）など、品質管理、QCC 活動を普及することを目的とする 8 つの地域組織が誕生し 1984 年時点で約 500 社が QCC を実施していた。1980 年代初めに当時エンブラエルの品質管理責任者であった Claudius D'Artagnan C. Barros を中心に CCQ 普及を目的とした全国組織ブラジル CCQ 連合（União Brasileira de Círculos de Controle da Qualidade、UBCCQ）が結成され、1990 年に UBQ に継承された（Ferro and Grande 1997）。

入れるようになった。また同じ現場の同じ職階の従業員で構成される日本的 QCC よりも、異なる現場から監督的立場の者を含む様々な職階の人々で構成される QCC がブラジルには適していると考えられるようになった。また QCC の成果を金銭的報酬に明確に反映させて参加へのインセンティブを与えるようになった。一時のブームは去ったが、Ferro and Grande (1997) によれば、これらの変更・適応によって、QCC はブラジル企業に一定の定着を示すようになった。

3. 1990 年代以降の TQC の普及

ブラジルでは 1980 年代末から 90 年代初めにかけて進んだ経済自由化の下で品質に関する考え方が変化し、品質管理への取り組みも転機を迎えた (Miyake 1996)。1984 年に開始した科学技術発展支援プログラム (Programa de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico, PADCT) の下で設置された工業技術局の事業として 1988 年に品質管理専門家育成プロジェクト (Projeto de Especialização em Gestão da Qualidade, PEGQ) が発足し、1990 年に品質保証に関する国際認証 ISO9000 に基づくブラジル認証システムが制定された。1990 年 9 月には、製造物責任を規定した消費者保護法 (Código de Defesa do Consumidor) が施行された。

1990 年に就任したコロール大統領 (1992 年末に汚職で国会の弾劾決議を受け辞職) の下で大幅に貿易が自由化された以降、品質管理への関心はさらに強まった。政府の産業政策はそれまでの保護された国内市場の下で新産業の育成を図る輸入代替型のものから、品質、革新、生産性へと目的が変わった。その中で、コロール政権の産業政策として、品質と生産性のための国家計画 (Programa Brasileiro da Qualidade e Produtividade, PBQP) が策定された。PBQP の一部として 1992 年に Malcolm Baldrige Award¹⁰ を模範にしたブラジル版の全国品質賞

¹⁰ Malcolm Baldrige Award は日本の日科技連により 1951 年から運営されているデミング賞に倣って 1987 年に設立された。

（Prêmio Nacional da Qualidade）が設立された。

このころから CNI（全国産業連盟）、および「S システム」と呼ばれる SENAI（工業技術）、SESC（商業）、SEBRAE（中小企業支援）等の公的産業支援機関組織、また地域の商工業組織において統計的手法や品質管理に関する研修コースが盛んに提供されるようになり、企業は自社内の研修と並行してこれらの外部サービスを利用できるようになった（Fernandes 2011）。

PEGQ はミナスジェライス連邦大学とサンパウロ大学を品質管理専門家育成の拠点に選び、日科技連との協力を支援した。ミナスジェライス連邦大学（UFMG）工学部のクリスチアノ・オトニ財団（Fundação Christiano Ottoni, FCO）に所属する二人の教員、ジョゼ・マルチンス・デ・ゴドイ教授とヴィセンテ・ファルコニ・カンポス教授は 1980 年代半ばから、政府から委託を受けて、いかにしてブラジル企業の製品品質と生産性を上昇に関する具体的なプロジェクトを検討していた。その中で米国においてデミング教授の指導を受け、日本では日科技連の研修に参加した。これがきっかけとなって、FCO は日科技連と協定を結んだ。協定に基づいて、1998 年までの間に合計 33 回、延べ 1,100 人の企業リーダーミッションが日本に派遣されてセミナーを受講し、ブラジル国内で日科技連から講師の派遣協力を受けて主要都市でセミナーを開催した。また、日科技連の支援の下で育成された FCO の講師がブラジル企業に対して 5S や QCC に関するコンサルタント業務を行うようになった（Godoy 2015）。FCO は日科技連の教材に基づいて TQC に関するポルトガル語による教科書を出版した。

サンパウロ大学工業技術専門職校（Poli-USP）のカルロス・ヴァンソリニ財団（Fundação Carlos Vansolini, FCAV）¹¹ は、1995 年に国連工業開発機関（UNIDO）の支援を受けて品質管理の教育プログラムを導入した。この時に日本において講師養成セミナーを提供し、サンパウロ大学において実地指導を行ったのも日

¹¹ Academia Brasileira da Qualidade (2019)によると、FCAV はのちにより ISO 認証取得指導に特化していった。

科技連が派遣した専門家であった。

さらに、PBQP の一部としてブラジル品質生産性研究所 (Instituto Brasileiro de Qualidade e Produtividade, IBQP) を設置するプロジェクトがブラジル政府から提案され、JICA が 1995 年から 2000 年の間これを支援した。この協力は第 3 国協力を目指したものであり、ブラジル国内だけでなく、ラテンアメリカ諸国およびポルトガル語を公用語とするアフリカの国々の技術者に品質管理の技術研修を提供する拠点とする構想があった。施設の設置場所はパラナ州クリチバ市が選定された。日本国内でこのプロジェクトを支援した機関は社会経済生産性本部 (現在の公益財団法人日本生産性本部) であった。IBQP は 2002 年以降公益法人として認定された民間団体として活動している。

以上のように貿易政策を自由化に転換した中で、ブラジル企業の国際競争力を高める要請から起因する政策的な誘導もあって、1990 年代に日本的生産管理はブラジルで再び脚光を浴びた。しかし、このころから広まった国際認証に基づく品質保証の概念や品質改善に関与する人的要因の低下などから、TQC は十分に浸透したとは言えない。

Kubo and Farina (2013) によると、テイラー主義が根強く残っているブラジルの生産現場では作業者に権限が委譲されておらず、TQC に求められる作業者集団の自主的なチームワークが働きにくい。ブラジル企業は品質保証をトップダウンで進める ISO9000 認証を目指すようになっており、生産現場の継続的改善活動に基づく TQC は軽視されるようになった。ISO9000 認証は企業の品質保証システムを文書化し、作業者がその文書通りに実行していることを記録により証明し、そのことを常に顧客に開示できるようにしておくことを求めている。これによれば、いったん顧客の承認を得た工程や生産設備のレイアウトを生産現場の作業員の提案により勝手に変更することができない。ISO を推進すれば QCC において提案できる事項は限定される。

Siltoria, et al. (2020) による最近の研究は、ブラジル企業は ISO9000 認証取得

が、品質と消費者満足、コストと売り上げの2つの改善につながるとしている一方で、従業員の品質への認識やモチベーションの向上にはつながらないと認識していると分析している。ISO はすでに達成された品質を対外的に保証する体制の認証であり、品質を改善できる会社であることを示すものではない。この点を補完するものとして、Bernardino et al. (2016) は、統計的工程管理や PDCA など TQC の考え方のエッセンスはブラジル企業に定着しているが、TQC のツールや方法はすでに使われなくなっていると述べている。

また、ものづくりにおける品質の作り込みで製造現場の人間が関与する範囲が狭まったことも、TQC の重要性が低下した要因である。このことはブラジルだけでなく全世界的傾向と言える。一般に、労働、材料、生産方法、機械、測定・検査（Man, Material, Method, Machine, Measurement）が品質の 5M 要素とされる。TQC は労働と生産方法の改善を継続的・漸進的に積み重ねていくものである。ブラジル企業では、労働や生産方法の継続的な改善による知識の内部蓄積で品質と生産性を作りこんでいくよりも、外国のイノベーションの成果である最新の機械や材料を導入することによって一気に品質と生産性を上げることが競争力獲得戦略として重視される。製造業における自動化や電子的制御が進んだ現代の生産技術では、品質改善への人的要素の貢献のウエイトが少なくなる。むしろ、機械を最新にしたとしても、生産現場でヒューマン・エラーが発生することは避けられないが、その対策は人材育成よりも教育水準が高い人材を配置してミスが起こる確率を少なくし、最終製品検査で不良品を取り除くという対処が選ばれる。

日本においても QCC 活動の衰退が指摘されて久しい¹²。Dahlggaard-Park (2011)

¹² 2017 年に大企業において品質の偽装やデータの改ざん、検査の不正が次々に発覚した。全社的な品質管理への取り組みが弱まっているにもかかわらず生産現場に権限が委譲されたままになっていることが、コスト、納期などの厳しい要求を満たすことに対して不正を働くインセンティブを与えているのではないかと思われる。

はバブル経済崩壊後の長期不況の中で経営者が品質よりもコストを重視するようになったことが品質管理の退潮につながったと述べている。QCC は問題解決方法であり、課題達成方法ではない。製品を設計する段階で品質が作りこまれるようになり、生産現場で作業者が品質改善に関与する余地が少なくなったという状況は、ブラジルと同様である。また、また、業務時間外に QCC 活動に拘束されることへの従業員の抵抗が強くなっていることや、職場の中に期間工や非正規従業員が増えたため、QCC の人材育成としての意義も失われているという労務管理上の問題も QCC の衰退につながる要因に挙げることができる。

4. おわりに：次の段階の TQC の貢献

TQC は企業が製品をまだ問題を残した状態で市場に出し、徐々に改善していったころの手法と言える。現在は、品質に関する競争が激しく最初から高い完成度が求められるようになっており、生産ラインで品質を作りこむ時代ではなくなっている。特に先進的な大企業においては競争力に関して生産現場よりも研究開発段階の比重が高まっている。

しかし、これから企業が成長し、組織も高度化していくような中小企業およびスタートアップ企業においては TQC の考え方は依然として有効である。Kaplinsky (1995) によれば、人的資源の水準およびインフラ整備の遅れ、中小企業の脆弱さが発展途上国で日本的品質管理を導入する際の障害になりうるが、カイゼン活動自体が人材育成を資するものであることから、政府が適切な支援を行えば導入が可能であると論じている。基礎教育の普及とともに、ブラジルの S システムが提供しているような公的機関による生産管理技能の習得機会を充実させることは重要である。

TQC では生産現場とトップマネジメントが顧客の利益、企業の利益、組織の成長と安定的繁栄を考慮した目標を共有し、統計的なエビデンスに基づいてコミュニケーションをとり、相互にフィードバックを重ねることが肝要である。

目的は一方が他方をコントロールすることではない。その中で労働は、同じことを同じように繰り返す存在ではなく、あらゆる認知能力を使って「次はどうやったらもっとうまくできるだろうか」と繰り返し考える存在と捉えるのが TQC である。そのような人間の力を過小評価せず、科学を融合して人間の力を最大限に引き出すシステムが TQC であった。細野（2018）はカイゼン活動が参加者の学習を促し包摂的に継続的な成長を可能にするため、発展途上国にそのノウハウを普及する意義が大きいことを指摘している。人的資源の制約があり、TQC は労働者が学習し、持続的に人間として成長できるための社会の公共財となる知識となるように、日本人が世界各国の生産現場で直接指導することはできない。日本政府は各国において TQC の指導者となる人材を育成する事業を支援すべきである。

本稿では TQC が日本的文化環境に固有な営みではなく、品質と生産性、労働者の働き方改善に普遍性をもつと考え、これにブラジルの企業と労働、および日本企業の海外事業活動を照射することから浮き上がる TQC の概念との不整合性を導き出した。ブラジルにおいては、企業・労働関係は互いの不信任、労働を喜びに結び付ける人間的側面の軽視、企業競争力獲得における外部技術への依存の強さと内部的蓄積の軽視、人的資本形成に資する社会インフラの不十分さを指摘することができる。

本稿では企業が日本で実践した TQC をブラジルで活用できなかったことにも言及した。現地への権限移譲が進まなければ、短期間で入れ替わる出張者が TQC に必要な経営者と従業員の間の信頼関係を醸成することは困難である。日本企業の国際化についても変革を必要とする。

さらに自動化、IT 化が進む技術の進化の中で、品質と生産性に人的要因の関与が失われていく傾向についても考察した。今後ますますデジタル化された情報を活用した機械化が進むであろう（Romero, et al. 2019、Wen et al. 2020）。IoT を使って生産時の状況をブロックチェーンで記録した情報がデータとして収

集・統合され、リアルタイムで可視化されるようになる。その膨大なデータを用いて人工知能が問題の発生を認識し、品質のばらつきを極限まで少なくするように管理することが可能になるだろう。ビッグデータから顧客満足度を高めるための様々な情報を得ることもできる。元来 TQC は品質を勘と経験だけに頼らず、統計分析に基づき情報を可視化し共有しつつ品質管理を行う手法であるが、今後、データは大量かつ迅速な処理を自動化することが可能になる。それとともに、顧客にとって最も望ましいものは何かという価値判断を働かせ顧客満足の上で自己実現欲求を満たしつつ品質を継続的に改善するという、優れて人間的な知性を組み合わせることにより、高い精度で常に最善の形で品質を保証するための PDCA を回すことができる。

日本企業はこのような新たな技術に基づく品質管理のモデルを確立し、石川（1981）が「QC の目的は関係する人々の幸福である」という日本的品質管理の人間的な側面を回復することにより国の競争力を高めることができるのではないだろうか。そのような価値観をブラジルとも共有することができれば、ブラジル産業にも新たな創造性をもたらすことができるであろう。

付論 Rohm Indústria Eletrônica Ltda（Rohm I.E.L.）の QCC 導入¹³

Rohm I.E.L.は、京都に本社を置く電子部品企業ローム株式会社が、主に米国市場に向けて抵抗器等の電子部品を輸出する生産拠点として 1972 年 11 月にサンパウロ州モジ・ダス・クルゼス市に設立したブラジル現地法人である。1973 年 8 月 9 日に操業を開始し、1997 年 6 月に生産を停止し撤退するまで活動した。

同社は生産開始前の 1 月から 5 月まで現地採用の上級管理者 12 名をローム本社研修生として派遣し、生産技術とともに QCC を習得させた。この研修生た

¹³ この付論の内容は、平田藤義氏から提供していただいた資料と同氏に対して行ったオンラインインタビュー（2020 年 7 月 31 日）の内容に基づいている。

ちが帰国後、講師となって中堅幹部社員に QCC に関する教育を行い、リーダーを養成した。同社では日本人社員が技術指導を行う形式をとっていない。

同社における QCC は 1973 年 7 月に 8 サークルで発足し、その後すぐに活動が拡大し、15 サークルによる第 1 回研究発表会を 10 月に実施した。1974 年 7 月に開催した研究会（31 サークル）にはジョンソン&ジョンソン等近隣の企業を招待して交流を行い、パライバ川流域品質管理協会（AVCQ）の主要な設立メンバーになった。

工場立ち上げ直後は、企業内教育（On the Job Training, OJT）が重要であり、不良率の低減と生産性の向上における人的要素が大きく、Rohm I.E.L.においても QCC 活動は盛り上がりを見せた。しかし、QCC への理解不足と輸出拡大のための増員が続いて知識が定着しなかったことと、サークル活動が社内の親睦的行事と同一視される傾向もあって、生産性向上への貢献は阻害された。第 1 次オイルショックの影響を受けて一時輸出が停止する経営難に見舞われて従業員を解雇する措置が取られ、当初養成された QCC 人材を失ったこともあり、Rohm I.E.L.における QCC は 1975 年 5 月から約 1 年間活動を停止した。

先進国経済の回復とともに従業員を増員し、トップダウンの生産管理の下で生産は急ピッチで回復したが、QCC 活動の停滞等の理由から一時は従業員の品質に対する意識が極端に低下し、不良率が跳ね上がった。1978 年 5 月以降はトップダウンの方針で最新の設備を導入して省人化・自動化を進める一方で、QCC 活動を再開し、報酬付提案制度も導入するなどボトムアップの制度も組み合わせることで、生産性の飛躍的な上昇と不良率の減少につながった。また QCC 導入当初の活動は工場が中心であったが、1983 年に社内に TQC 本部を設置し、社長を本部長として全社的な品質管理活動への取組に拡充された。

I.E.L.の製造部長、工場長、社長を歴任した平田藤義氏によると、従業員の教育水準や人種的文化的多様性、および労使関係の文化が日本と異なるブラジル

で、QCC 活動を基盤にボトムアップ型で継続的に行う日本の品質管理をそのまま適用することはできない。とはいえ、心理学者 A.マズローが「欲求の 5 段階」で示した実現欲求を持つ労働の人間的側面を無視してトップダウン型の管理に従わせようとする、従業員の潜在能力を引き出すことができない。したがって経営者はトップダウンとボトムアップの最適な組み合わせを提示することで、品質における最良のパフォーマンスを実現することができる。平田氏はボトムアップからトップダウンへ、そして最終的にこの 2 つの組み合わせに至った Rohm I.E.L.の経験を通じて、特にブラジルのような人材に多様性があり発展途上にある社会においては、従業員の実現欲求は社会および企業の発展段階に応じて変化するので、従業員と密接に対話し、各時点で最適な組み合わせを調整する能力が経営者に求められることを示している。

参考文献

- 石川馨 (1981) 『TQC とは何か: 日本の品質管理 (増補版)』, 日科技連
- 石川馨・廣松恭幸 (1977) 「中南米品質管理調査団報告(2)—2QCPA-JUSE—」『品質管理』28 巻 4 号, 33-46
- 石川馨先生追想録編纂委員会 (1993) 『人間石川馨と品質管理』日科技連出版社
- 梶田孝道・丹野清人・樋口直人 (2005) 『顔の见えない定住化——日系ブラジル人と国家・市場・移民ネットワーク』名古屋大学出版会
- 草場郁郎 (1984) 「日本の品質管理の国外転移」『品質管理』35 巻 3 号, 19-22
- 草場郁郎 (1974) 「ブラジルの品質管理」『品質管理』25 巻 2 号, 44-46
- 斎藤広志 (1960) 『移住者の移動と定着に関する研究』神戸大学経済経営研究所
- ニシムラ, マリオ (1984) 「ブラジルにおける日本の TQC の影響」『品質管理』35 巻 3 号, 31-34
- 日本ブラジル交流史編集委員会編 (1995) 『日本ブラジル交流史—日伯関係 100 年の回顧と展望』日本ブラジル中央協会

原田明（1984）「日本式の TQC を海外に普及・定着させるために」『品質管理』35 巻 3 号，
39-41

平木一司（1975）「ブラジルにおける QC サークル活動」『品質管理』26(6)，39-43

マクレガー，ダグラス（1970）『企業の人間の側面—統合と自己統制による経営』（新版）
産能大学出版部

細野昭雄（2018）「カイゼンと学習—「質の高い成長」の視座から—」『国際開発研究』第
27 巻第 2 号，27-40

丸山浩明編（2010）『ブラジル日本移民 百年の軌跡』明石書店

Miyake Dario Ikuo (1996) 「The Development of QC in Brazil and the Japanese Style TQC」『品
質』26(2)，44-49

渡辺雅子 編著（1995）『共同研究 出稼ぎ日系ブラジル人 上・下』明石書店

Bernardino, Lis Lisboa, Fransisco Teixeira, Abel Ribeiro de Jesus, Ava Barbosa, Mauricio Lordelo,

Herman Augusto Lepikson (2016) “After 20 years, what has remained of TQM?”

International Journal of Productivity and Performance Management, 65(3), 378-400.

Carvalho, Ruy de Quadros (1987) *Tecnologia e Trabalho Industrial*, L&PM.

Dertouzos, Michael, Richard Lester and Robert Solow (1989) *Made in America: Regaining the
Productive Edge*. Cambridge, MA: MIT Press.

Dahlgaard-Park, Su Mi (2011) “The quality movement: Where are you going?,” *Total Quality
Management & Business Excellence*, 22(5), 493-516.

Fernandes, Waldir Algarte (2011) *O Movimento da Qualidade no Brasil*, Inmetro.

Ferro, Jose Roberto and Marcia Mazzeo Grande (1997) “Círculos de controle da qualidade (CCQs)
no Brasil: sobrevivendo ao “modismo”, ”*Revista de Administração de Empresas* 37(4), 79-
88.

Fleury, Afonso (1995) “Quality and productivity in the competitive strategies of Brazilian
industrial enterprises,” *World Development* 23(1): 73-85.

- Greshner, Oleg (2014) “Reasons why QCCs do not attain expected results,” in Sasaki, Naoto, and David Hutchins, eds. *The Japanese Approach to Product Quality: Its Applicability to the West*. Elsevier.
- Godoy, José Martins de (2015) “Perda de conhecimentos em gestão,” Blog do Prof. Godoy, 2015 年 5 月 11 日付 <http://www.blogdogodoy.com/2015/05/11/perda-de-conhecimentos-em-gestao>.
- Hirata, Helena (1983) “Receitas japonesas realidade brasileira,” *Novos Estudos* 2: 61-65.
- Humphrey, John (1993) “Japanese production management and labour relations in Brazil,” *The Journal of Development Studies* 30(1): 92-114.
- Ishikawa, Kaoru (1985) *What Is Total Quality Control? The Japanese Way*, Prentice Hall.
- Kaplinsky, Raphael (1995) “Technique and system: the spread of Japanese Management Techniques to Developing Countries,” *World Development* 23(1), 57-71.
- Kubo, Edson Keiso de Miranda and Milton Carlos Farina (2013) “The quality movement in Brazil,” *Total Quality Management* 24(1), 19-30.
- Romero D., Gaiardelli P., Powell D., Wuest T., Thürer M. (2019) Total Quality Management and Quality Circles in the Digital Lean Manufacturing World. in: Ameri F., Stecke K., von Cieminski G., Kiritsis D. (eds.) *Advances in Production Management Systems. Production Management for the Factory of the Future*. APMS 2019. IFIP Advances in Information and Communication Technology, vol. 566. Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-030-30000-5_1.
- Siltoria, Patricia F. S., Izabela Simon Rampasso, Vitor W. B. Martinsac, Rosley Anholona, Dirceu Silvad and Jefferson Souza Pintoae (2020) “Analysis of ISO 9001 certification benefits in Brazilian companies,” *Total Quality Management*, Published online DOI:10.1080/14783363.2020.1756246.
- Soares, Caio Márcio Becker (2019) “O Dia Mundial da Qualidade – 100 anos de Qualidade,” Academia Brasileira da Qualidade, <http://www.abqualidade.org.br/artigos-destaque->

abq.php?id=234, posted on 2019/1114.

Wen, Decheng, Xiaojing Sun, Dongwei Yan (2020) “The quality movement: where are we going? Past, present and future,” *Total Quality Management & Business Excellence*, DOI: 10.1080/14783363.2020.1801342.

Yuki, Mauro Mitio (1988) Uma Metodologia de Implantacao de Técnicas e Filosofias Japonesas na Gestão de Empresas Brasileiras, Dissertação de Mestre em Engenharia, Universidade Federal de Santa Catarina.

新型コロナ禍のなかのインド進出日系企業： 2020 年アンケート調査の結果を中心として*

佐 藤 隆 広

1. はじめに

インドでは、2020 年 1 月 30 日に新型コロナ感染者が初めて確認された。最初の感染者は、中国の武漢に留学していた一時帰国中の学生であった。その後、散発的に新型コロナ感染者が確認され、インド政府は、最初の感染国である中国に渡航経験のある旅行者やデリーで大規模クラスターを発生させたムスリムの巡礼者に対し入国制限をし、新型コロナ感染拡大を警戒していた。3 月 3 日には、感染が拡大していた日本からの入国を制限するに至った。しかしながら、インド国民は 3 月 9 日から 10 日にかけて、インド最大のお祭りのひとつであるホーリーをほぼ平常通りに行った。この間、徐々に感染拡大が進み、3 月 22 日における 1 日だけの「人民外出禁止令」(Janta Curfew)を皮切りに、同月 25 日から本格的なロックダウンを断行した。このロックダウンは、飛行機のみならず鉄道やバスなどの公共交通機関、さらにはタクシーや自家用車の利用も原則禁止し、警察力を利用して州境を完全に封鎖した。さらに、農業・食料店・薬局・病院・金融機関以外のほぼ全ての経済活動を制限した。これによって、「エッセンシャル」とインド政府が認めた分野以外の活動がほぼ全面的にスト

* 本研究は、科研費基盤研究(A)「南アジアの産業発展と日系企業のグローバル生産ネットワーク」(17H01652)の研究成果の一部である。

ップした。

新型コロナの爆発的な感染拡大と 2 カ月以上にわたる世界的にみても最も厳格なロックダウンによって、インド居住の日本人の約 9 割がインドを出国し日本に帰国したと言われている。また、経済活動の制限によって、たとえば、インド乗用車市場シェアの半分を占めるマルチ・スズキの 4 月の国内販売台数がゼロになるなど、ほとんど全ての工場の操業が停止した。インドで約 1,500 社程度存在している日系企業のなかでも、資金力の乏しい中小企業の一部は休業あるいは実質的な撤退をするようになった。休業や撤退をしていない企業であっても、インド人のみならず日本人従業員のリストラにも踏み込まざるを得なくなっている。

本研究は、アンケート調査を利用して、新型コロナ感染拡大とロックダウンによって生み出された未曾有の経済危機に直面しているインド進出日系企業の実態を明らかにすることを目的とする。すでに、われわれは、2013-14 年にインド進出日系企業に対して同様のアンケート調査を実施しているが（佐藤 2017a; 2017b）、今回の調査では新しい質問項目を追加し、今回の危機の企業への影響や危機に対する企業の対応を調べた¹。

本研究の構成は、以下の通りである。第 2 節では、公表されている統計を利用して、インドにおける新型コロナ感染拡大とロックダウンの経済に対する影響を確認する。第 3 節では、企業基本情報を「紐付け」した母集団リストをもとに、アンケート調査に回答した企業が母集団の属性とどの程度違いがあるのかを分析する。第 4 節では、アンケート調査のほぼすべての回答をクロス集計し、新型コロナ禍のなかの日系企業の経済活動の実態を明らかにする。第 5 節

¹ 本研究では詳しく解説していない日印経済関係の歴史については佐藤 (2011) と Sato (2012) を、現状のインド進出日系企業については上野・佐藤 (2019)、佐藤編 (2017)、佐藤・上野編 (2021)、佐藤・加藤 (2018) を参照されたい。新新貿易理論の観点から日本企業のインドへの直接投資活動について理論的・実証的に分析した研究としては、Nishiyama, Fujimori and Sato (2019) がある。

新型コロナ禍のなかのインド進出日系企業：2020年アンケート調査の結果を中心として（佐藤）

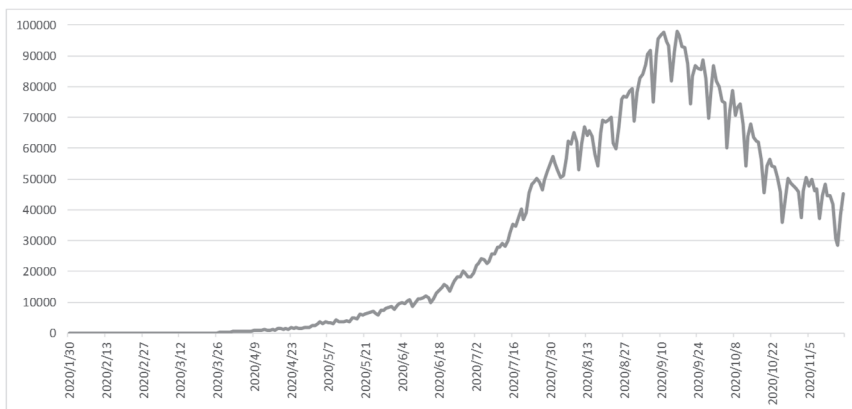
では、本研究のとりまとめを行い、残された研究課題を議論する。

2. 新型コロナ禍のなかのインド経済

本節では、公開されている統計資料を利用して、インドにおける新型コロナ感染拡大とロックダウンの状況を確認し、その後、さまざまな指標を通じてインド経済の景気動向を理解したい。

図表 1 は、1 日当たりの新型コロナ新規陽性者数の推移を示したものである。新規陽性者数は、3 月 25 日からのロックダウンを実施するまでは 2 桁レベルで推移していたが、その後、3 桁から 4 桁になるのにはたった 2 週間ほどしかかからなかった。6 月 6 日に 1 万人を突破して 5 桁に乗ったあとは、下記のグラフが示しているとおおり、9 月後半になるまでに指数関数的な感染爆発が発生した。

図表 1：インドの 1 日当たりの新型コロナ新規陽性者数



資料：COVID19INDIA, Coronavirus Outbreak in India. Retrieved on November 19, 2020 from https://api.covid19india.org/csv/latest/case_time_series.csv.

本稿を執筆している 2020 年 11 月 19 日時点での累積陽性者数は 890 万人弱、累積死亡者数は 13 万人超となっている。前者は世界で第 2 位、後者は世界で第 3 位となっている。とはいえ、欧米諸国と比較すると、インドでは、全人口当たりの陽性者数の比率が低く、致死率も相対的に低いという特徴を持っている²。

インドでは凄まじい感染爆発が起こったことを確認したが、インド政府も決して手をこまねいていたわけではない。3 月 22 日の 1 日だけのロックダウンである「人民外出禁止令」(Janta Curfew)を実施し、3 月 25 日からは本格的なロックダウンを実施した。このロックダウンは、第 1 フェーズが 3 月 25 日から 4 月 14 日、第 2 フェーズが 4 月 15 日から 5 月 3 日、第 3 フェーズが 5 月 4 日から 5 月 17 日、そして第 4 フェーズが 5 月 18 日から 5 月 31 日と内容を修正しながら実施され、6 月 1 日からロックダウンを段階的に解除する方向に舵が切られた。これを、インド政府は「アンロック」(Unlock)と呼称している。アンロックは、全土を無差別に封鎖するという方針を改め、最も感染拡大が進んでいる地域を「封じ込めゾーン」(Containment Zone)として指定して、封じ込めゾーンのみに対してロックダウンを実施するものである。また、アンロックは段階的に各種の活動を解除し、原稿執筆時点では第 6 フェーズに入っている。

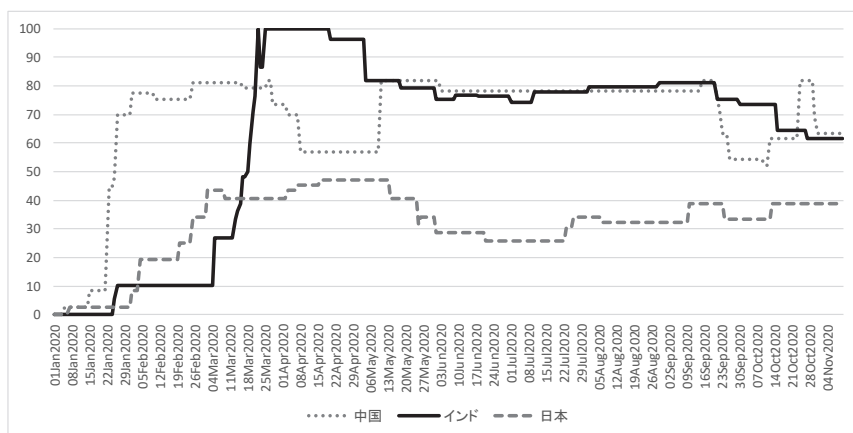
図表 2 は、インドのロックダウンの厳格度をオックスフォード大学の研究チームが数値化したものである。数値は、0 から 100 の値をとり、数値が高くなるとロックダウンの厳格度が高まることを意味している。同図表によれば、ロックダウンの第 1 フェーズは厳格度指数が 100、第 2 フェーズでも 96 以上を

² 前者は 100 万人あたり 6,500 人超、後者は 1.5%程度である(Financial Times, Coronavirus Tracked: See How Your Country Compares. Retrieved on November 19, 2020 from <https://ig.ft.com/coronavirus-chart/?areas=eur&areas=usa&areas=bra&areas=gbr&areasRegional=usny&areasRegional=usca&areasRegional=usfl&areasRegional=ustx&byDate=0&cumulative=0&logScale=1&perMillion=0&values=deaths>).

新型コロナ禍のなかのインド進出日系企業：2020 年アンケート調査の結果を中心として（佐藤）

とっており 1 か月以上にわたって世界で最も厳しいロックダウンを実施していたことが分かる。その後も、中国と同程度の厳格なロックダウンを実施している。

図表 2：インドの新型コロナ対策の厳格度指数

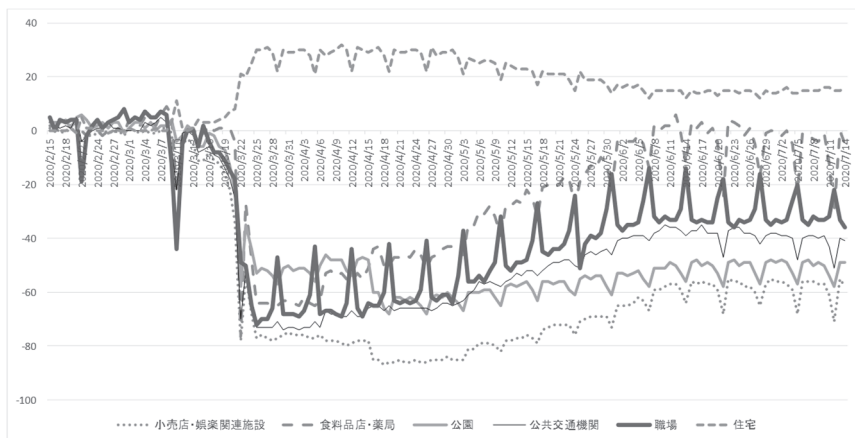


資料：Hale, Thomas, Sam Webster, Anna Petherick, Toby Phillips, and Beatriz Kira (2020). “Oxford COVID-19 Government Response Tracker,” Blavatnik School of Government. Retrieved on November 19, 2020.

それでは、こうしたロックダウンは市民の経済および非経済活動にどの程度の影響を与えたのだろうか。図表 3 は、グーグルが独自に集計した GPS データの資料にもとづき、2020 年 1 月 3 日から 2 月 6 日の 5 週間の曜日別中央値に対して、市民の活動（コミュニティ・モビリティ）に変化があるのかを示している。同図表によれば、ロックダウン実施以降、小売店・娯楽関連施設、食料品店・薬局、公園、公共交通機関や職場などにおけるモビリティが 50 から 80%程度も下落している一方で、住宅のモビリティは 30%程度増加していることが分かる。ロックダウンの緩和に向けたロックダウンのフェーズ 3 が開始

された 5 月 4 日以降、前者の諸分野におけるモビリティが徐々に増加し、後者の住宅のモビリティが徐々に減少するようになってきた。

図表 3：インドにおける市民の活動（コミュニティ・モビリティ）

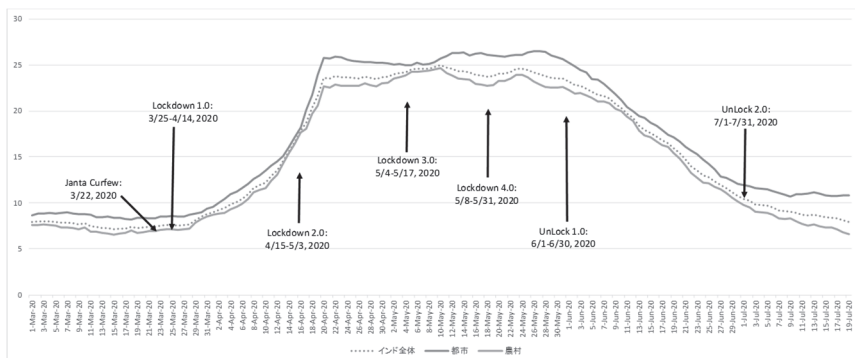


資料：Google, Google Community Mobility Report. Retrieved on July 20, 2020 from <https://www.google.com/covid19/mobility/>.

こうして、ロックダウンがインド国民の活動を強制的に制限した結果、失業率が高まることは極めて自然なことであろう。インド経済監視センター（Centre for Monitoring Indian Economy: CMIE）が公開している日次の失業率の推移を整理したのが、図表 4 である。これによれば、8%程度だった失業率はロックダウンの第 1 フェーズから急上昇し、第 2 フェーズの前半においてはインド全体でみて 25%程度にまで跳ね上がった。その後のアンロック開始以降は、高まった失業率が徐々に下落していることが分かる。

新型コロナ禍のなかのインド進出日系企業：2020 年アンケート調査の結果を中心として（佐藤）

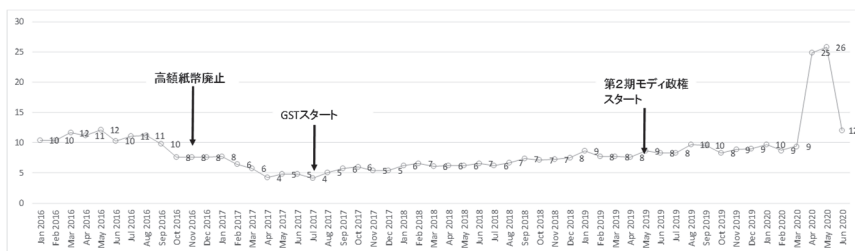
図表 4：日次の失業率（％）



資料：Centre for Monitoring Indian Economy (CMIE), “Unemployment in India,” 20 July 2020.

統計が開始された 2016 年からの推移を示した都市の失業率を図表 5 で確認すると、インド全体でみる限り、失業率のピークは 26%である。2016 年の高額紙幣廃止や 2017 年の物品・サービス税（Goods and Services Tax: GST）の導入と比較しても、今回の失業率の急激な悪化は群を抜いている³。

図表 5：都市の失業率（％）

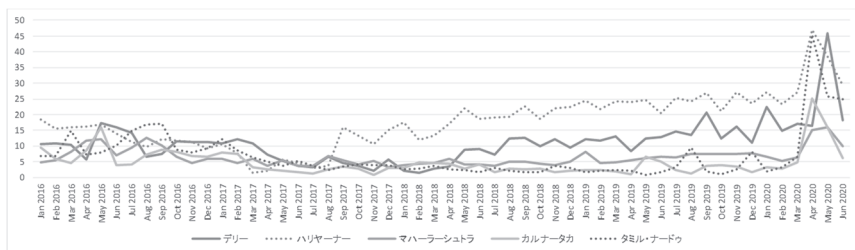


資料：CMIE, “Unemployment in India,” 20 July 2020.

³ 日系企業の経済活動を理解するうえで重要な失業率は農村ではなく都市であり、農村やインド全体の推移を図表にプロットしても水準はともかく動きに大きな相違はないので、以下取り上げる失業率は都市のみに限定した。

図表 6 は、日系企業が集積している大都市（デリー、グルガオン、ムンバイ、バンガロール、チェンナイ）を擁している主要州の失業率を示している。同図表によれば、デリー、ハリヤーナー、タミル・ナードゥの 3 地域では一時的に失業率が 45%にも達していたことも分かる。

図表 6：主要州における都市の失業率（%）



資料：CMIE, “Unemployment in India,” 20 July 2020.

厳格なロックダウンは、失業を悪化させるだけではなく、経済成長にも大きな悪影響を与えた。図表 7 は、IMF が公開している新興アジア諸国の経済成長率の推定値である。2019年度の実績値でみると、インドは4.2%となっており、インドの潜在成長率が一般に 10%近くあると考えられることから、昨年度から深刻な景気後退に突入していたことが分かる。IMF は、2020 年 10 月時点の 2020 年度の予測として、インドの経済成長率をマイナス 10.3%と推定している。その半年前（2020 年 4 月）には、IMF は、インドの世界最強のロックダウンの影響を考慮しておらず、プラス成長を予測していた。しかしながら、図表7で示されている通り、実際のインドの経済成長率はその予測値から 12.2%ポイントも下落する結果となった。すなわち、中国やアセアン5カ国と比較しても、インドにおけるロックダウンが与えた経済へのダメージは著しいことが理解できよう。

図表 7：インドの経済成長率（％）

	実績値	2020年10月時点の予測		2020年4月時点の予測との差	
		2019	2020	2021	2020
新興アジア諸国	5.5	-1.7	8.0	-2.7	-0.5
中国	6.1	1.9	8.2	0.7	-1.0
インド	4.2	-10.3	8.8	-12.2	1.4
アセアン5	4.9	-3.4	6.2	-2.8	-1.5

資料：IMF, *World Economic Outlook*, October 2020.

失業率の大幅な悪化や成長率の著しい低下に対して、インド政府も新型コロナ対策のための財政支援策を打ち出している。IMF は、図表 8 のように、G20 各国による財政支援策の規模を取りまとめている。財政支出・補助金・減税などの経常的な支援策をみると、インドは G20 のなかでは対 GDP 比でみて 1.8% と 18 番目の規模に過ぎない。信用供与や信用保証などの金融的な支援策だと、対 GDP 比 5.2% と G20 のなかでは 10 番目の規模である。両項目の財政支援を合計すると、対 GDP 比 7% となり、G20 のなかでは 14 番目である。すなわち、未曾有の危機に対して、インド政府は新型コロナ対策の財政支援の規模が比較的小さいのである。

図表 8：対 GDP 比でみた新型コロナ対策に対する財政支援（％）

	支出・減 税支援	金融支援	合計
ドイツ	8.3	30.8	39.2
イタリア	4.9	33.0	37.9
日本	11.3	23.7	35.0
英国	9.2	16.6	25.7
フランス	5.2	15.7	21.0
スペイン	3.5	14.2	17.7
カナダ	12.5	4.3	16.7
ブラジル	8.3	6.3	14.6
米国	11.8	2.5	14.2
韓国	3.5	10.3	13.8
トルコ	0.8	13.0	13.8
オーストラリア	11.7	1.8	13.5
南アフリカ	5.3	4.3	9.6
インド	1.8	5.2	7.0
アルゼンチン	3.9	2.1	6.0
中国	4.6	1.3	5.9
インドネシア	2.7	1.2	3.8
ロシア	2.4	1.0	3.4
サウジアラビア	2.3	0.9	3.1
メキシコ	0.6	0.5	1.1

資料：IMF, “Fiscal Monitor Database of Country Fiscal Measures in Response to the COVID-19 Pandemic,” October 2020.

本節の内容をまとめよう。インド政府が 2020 年 3 月末から実施したロックダウンは世界のなかでも最も厳格であったにもかかわらず、新型コロナ感染爆発を防ぐことに失敗したばかりか、経済に著しいダメージを与えるものであった。さらに、インド政府による新型コロナ対策に向けた財政支援策の規模は、G20 のなかでは比較的小さい部類に入っている。したがって、インド進出日系企業は極めて過酷な経済環境に直面していると考えられる。

3. アンケート回答企業の特徴

本研究で利用するアンケート調査は、(1) 在インド日本大使館・ジェトロ『インド進出日系企業リスト（2018 年 10 月現在）』（以下、「進出リスト」と略称）と (2) Zaubacorp が提供しているインド会社省の登記情報（<https://www.zaubacorp.com/>）を利用した。いずれも、インターネット上で、無償で公開されている。「進出リスト」中の「企業名」を利用して、インド会社省の登記情報を「紐づけた」。詳しい調査方法は、アンケート調査に対する回答を集計した結果を示す第 4 節で解説する。この第 3 節では、回答企業がどのような特徴を持っているのかを、インド進出日系企業全体のなかで明らかにする。

本研究の調査対象は企業であるので、企業の拠点（支店・工場・営業所など）がベースになっている「進出リスト」を企業別に整理した。本研究による整理によれば、1,451 社のユニークな企業を識別することができた⁴。この 1451 社中、会社省登記情報と紐づけられたのは 1,391 社であった。したがって、60 社については紐づけられなかった。登記情報から連絡先が分かる 1,391 社（すなわち会社省に登録されている法人）が、アンケート調査の母集団リストになる。

回答企業数は、匿名で回答した企業 2 社を含めると合計 102 社であった。そのため、以下の集計では回答企業数は企業名が分かる 100 社となっている。

以下では、上記 1,391 社を対象に実施されたアンケート調査に回答した企業が母集団のなかでどのような特徴があるのかを検討する。図表 9 は、企業の活動状態をまとめたものである。同図表によれば、96%が活動中となっている。合併の 13 社を除くと、インド市場から撤退している可能性の高い企業が 40～50 社程度存在していることが分かる。

⁴ 在インド日本大使館・ジェトロによる集計では、1,441 社となっており、本研究と比べると 10 社少なくなっている。本研究での集計とは異なっているが、その理由は不明である。

図表 9：企業の活動状態

	回答なし	回答あり	合計	回答なし	回答あり	合計
活動中	1230	99	1329	95%	99%	96%
合併・企業統合	13	1	14	1%	1%	1%
会社法第455節下での休眠中	2	0	2	0%	0%	0%
電子ファイル上に情報なし	16	0	16	1%	0%	1%
登記抹消	14	0	14	1%	0%	1%
清算中	11	0	11	1%	0%	1%
登記抹消手続中	5	0	5	0%	0%	0%
合計	1291	100	1391	100%	100%	100%

さて、会社省に登録されている法人は、会社、駐在員事務所、支店、プロジェクト・オフィス、有限事業組合の 5 種類に大別される⁵。会社は、さらに非公開会社とより高いコンプライアンスが求められる公開会社に 2 区分される。公開会社のうち、証券取引所に上場しているかどうかは、会社に振り当てられている企業識別番号で分かる。

図表 10 によれば、インド進出日系企業の 92%が非公開会社である。上場会社（公開会社）と非上場の公開会社を合計すると、113 社となる。公開会社が全体の 8%である。つぎに営業活動に制限がある駐在員事務所が多い（全体の 5%）。回答企業と非回答企業で会社形態に大きな違いはないようである。

⁵ 会社は「現地法人」と呼称されることもあるが、本研究では「会社」という表現を用いる。

図表 10：企業の形態

	回答なし	回答あり	合計	回答なし	回答あり	合計
A 有限事業組合(Limited Liability Partnership)	7	0	7	1%	0%	1%
F 駐在員事務所とその他	63	3	66	5%	3%	5%
不明	20	1	21	2%	1%	2%
支店(Branch Office)	13	1	14	1%	1%	1%
駐在員事務所(Liaison/Representative Office)	29	1	30	2%	1%	2%
プロジェクト・オフィス(Project Office)	1	0	1	0%	0%	0%
L 上場会社(Listed Company)	37	2	39	3%	2%	3%
U 非上場会社(Unlisted Company)	1184	95	1279	92%	95%	92%
公開会社(Public Company)	71	3	74	5%	3%	5%
非公開会社(Private Company)	1113	92	1205	86%	92%	87%
合計	1291	100	1391	100%	100%	100%

注：図表中の A、F、L および U は企業識別番号の第 1 コラムである。

図表 11 は、会社（非公開会社と公開会社）のカテゴリーをみたものであるが、ほとんどが株式有限責任会社である。非営利団体（NPO）の法人格として用いられることがある保証有限責任会社は、日系企業としては 1 社のみである。

図表 11：会社のカテゴリー

	回答なし	回答あり	合計	回答なし	回答あり	合計
保証有限責任会社(Company Limited by Guarantee)	1	0	1	0%	0%	0%
株式有限責任会社(Company Limited by Shares)	1220	97	1317	100%	100%	100%
合計	1221	97	1318	100%	100%	100%

会社のサブカテゴリーを示している図表 12 によれば、民間会社（非政府会社）が 62%、外資の株式持株比率が 50%を超えている外資系子会社も 37%も存在している。政府系会社は 1 社のみであり、これは Delhi Metro Project Office（三菱商事）である。回答企業は、非回答企業と比較すると外資系子会社の比率が高く、民間会社の比率が低いことが分かる。

図表 12：会社のサブカテゴリー

	回答なし	回答あり	合計	回答なし	回答あり	合計
民間会社(Non-Govt. Company)	777	46	823	64%	47%	62%
外資系子会社(Subsidiary of Foreign Company)	443	51	494	36%	53%	37%
政府系会社(Union Govt. Company)	1	0	1	0%	0%	0%
合計	1221	97	1318	100%	100%	100%

本社の立地を州別に整理した図表 13 によると、デリーとハリヤーナー州の北部デリー首都圏が 43%、南部のタミル・ナードゥ州とカルナータカ州が 28%、西部のマハーラーシュトラ州が 18%となっており、デリー・グルガオン・チェンナイ・バンガロール・ムンバイといったインドを代表する大都市を擁する州に日系企業が多数立地していることが理解できる。回答企業では、ハリヤーナー州が非回答企業と比べて 9%ポイント多く、タミル・ナードゥ州が非回答企業と比べると 8%ポイント低くなっている。

図表 13：本社が立地している州・連邦直轄地

	回答なし	回答あり	合計	回答なし	回答あり	合計
AP	11	2	13	1%	2%	1%
ダマン・ディウ	1	0	1	0%	0%	0%
デリー	300	21	321	23%	21%	23%
ダーンドラー・ナガルハヴエーリー	2	0	2	0%	0%	0%
ゴア	0	1	1	0%	1%	0%
グジャラート	26	1	27	2%	1%	2%
ハリヤーナー	248	28	276	19%	28%	20%
カルナータカ	178	16	194	14%	16%	14%
ケーララ	13	0	13	1%	0%	1%
マハーラーシュトラ	228	18	246	18%	18%	18%
オリッサ	2	0	2	0%	0%	0%
パンジャブ	5	0	5	0%	0%	0%
ボンディシェリ	1	0	1	0%	0%	0%
ラージャスターン	26	2	28	2%	2%	2%
テランガーナ	26	1	27	2%	1%	2%
タミル・ナードゥ	188	7	195	15%	7%	14%
UP	12	0	12	1%	0%	1%
ウッタラーカンド	1	0	1	0%	0%	0%
西ベンガル	23	3	26	2%	3%	2%
合計	1291	100	1391	100%	100%	100%

さて、「進出リスト」に記載されている企業の業種には表記揺れや入力ミスが多数存在している。本研究では、それを目視とインターネットから得た企業情報で修正をした。修正を行った上で、「進出リスト」に記載されている全ての企業データを利用して業種別に整理したのが、図表 14 である（そのため、全体のサンプル数は 1,451 社となっている）。日系企業の割合の多い業種をみると、「卸売・小売業」が 16%、「輸送機械器具製造業」が 12%、「宿泊業、飲食サービス業」が 8%、「電気機械器具等製造業」が 7%、「金属製品製造業」と「化学工業」が 6%となっている。製造業全体を合計すると、51%となっている。回答と非回答企業に、業種割合でみて大きな差はないことが図表 14 から読み取れる。

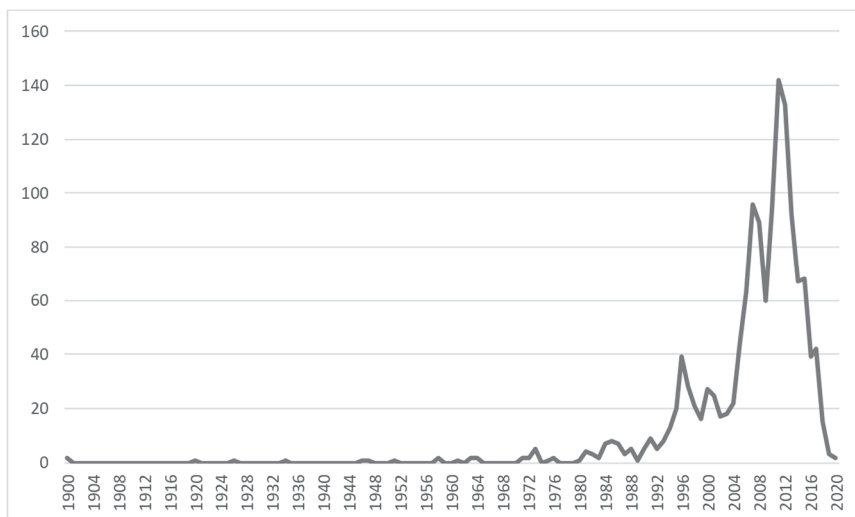
図表 14：企業の業種

	回答なし	回答あり	合計	回答なし	回答あり	合計
01 農業、林業、漁業	5	1	6	0%	1%	0%
03 建設業	27	3	30	2%	3%	2%
04 食料品、飲料・たばこ・飼料製造業	10	2	12	1%	2%	1%
05 繊維工業	14		14	1%	0%	1%
06 木材・木製品、パルプ・紙・紙加工品製造業	9	1	10	1%	1%	1%
07 化学工業	70	11	81	5%	11%	6%
08 石油製品・石炭製品製造業	9		9	1%	0%	1%
09 窯業・土石製品製造業	8		8	1%	0%	1%
10 鉄鋼業	19	1	20	1%	1%	1%
11 非鉄金属製造業	24		24	2%	0%	2%
12 金属製品製造業	72	8	80	5%	8%	6%
13 汎用・生産用・業務用機械器具製造業	65	4	69	5%	4%	5%
16 電気機械器具・情報通信機械器具、電子部品・デバイス・電子回路製造業	95	7	102	7%	7%	7%
18 輸送機械器具製造業	160	10	170	12%	10%	12%
19 その他の製造業	124	11	135	9%	11%	9%
20 電気・ガス・熱供給・水道業	4		4	0%	0%	0%
21 情報通信業	41	1	42	3%	1%	3%
22 運輸業	61	4	65	5%	4%	4%
23 卸売・小売業	209	20	229	15%	20%	16%
26 金融業、保険業	30	1	31	2%	1%	2%
27 不動産業	11	1	12	1%	1%	1%
28 物品賃貸業	9	1	10	1%	1%	1%
29 宿泊業、飲食サービス業	115	6	121	9%	6%	8%
30 教育、学習支援サービス業	14	1	15	1%	1%	1%
33 その他のサービス業	146	6	152	11%	6%	10%
合計	1351	100	1451	100%	100%	100%

注：「進出リスト」に掲載されている企業の業種を利用しているので、合計企業数は 1,451 社となっている。

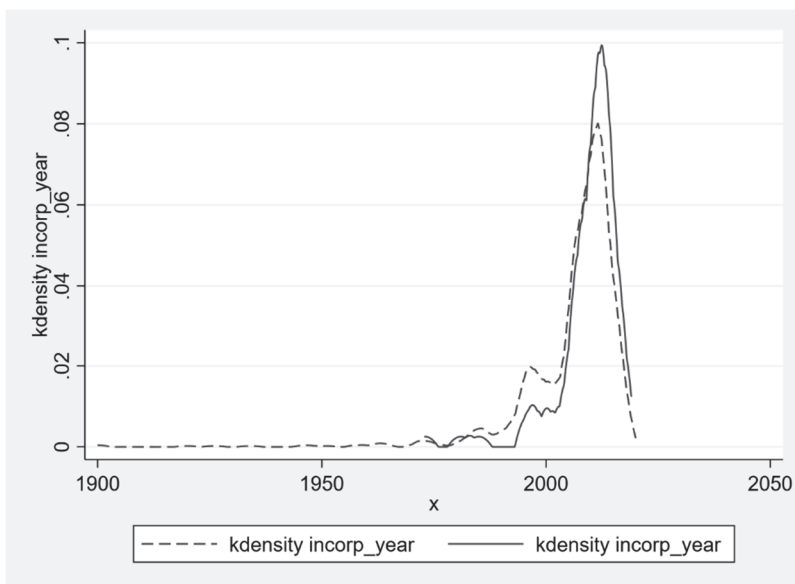
図表 15 は、設立年別の企業数を見たものである（会社省の企業情報と紐付けできた 1,391 社が対象である）。これをみると、企業数は 2000 年代後半から急増し、2008 年の世界同時不況下でいったん減少するが、2011 年までは増加傾向にある。ピークの 2011 年の企業数は、140 社超となっている。もちろん、この数値は、新規進出数そのものではない。退出済み企業はデータには反映されていないし、インド地場企業の買収で進出した企業である可能性もあって、これは設立年だけの情報からでは分からないからである。しかしながら、2000 年代後半から日本企業のインド進出ラッシュが発生したことは間違いのない（佐藤 2011; 佐藤・加藤 2018; Sato 2012）。

図表 15：設立年別の企業数



つぎに、回答企業が設立年から識別できないようにするために、通常の折れ線グラフを作成せずに、回答と非回答企業で設立年に関するカーネル密度関数を推定した。設立年の分布を示している図表 16 によると、両企業の分布に大きな違いがないことが分かる。

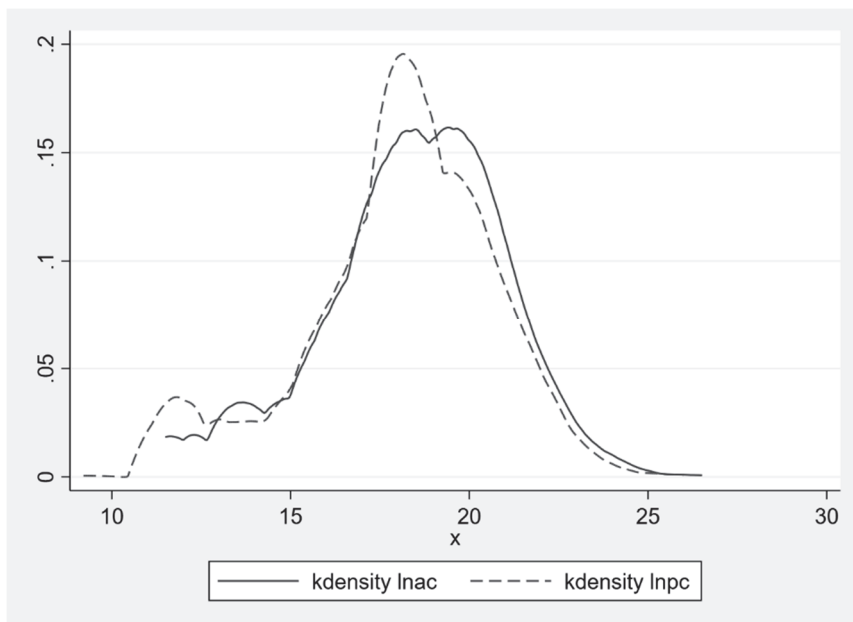
図表 16：回答・非回答企業別の設立年の分布



注：実線は回答企業、破線が非回答企業を表している。

進出企業の授權資本金（Authorised Capital）と払込資本金（Paid-up Capital）のカーネル密度関数を推定したのが、図表 17 である。分布をみると、当然ではあるが、授權資本金額の方が払込資本金額よりも大きくなっている。授權資本金額の中央値は 1.3 億ルピー、平均値は 14 億ルピー、払込資本金額の中央値は 8,000 万ルピー、平均値は約 10 億ルピーとなっている。

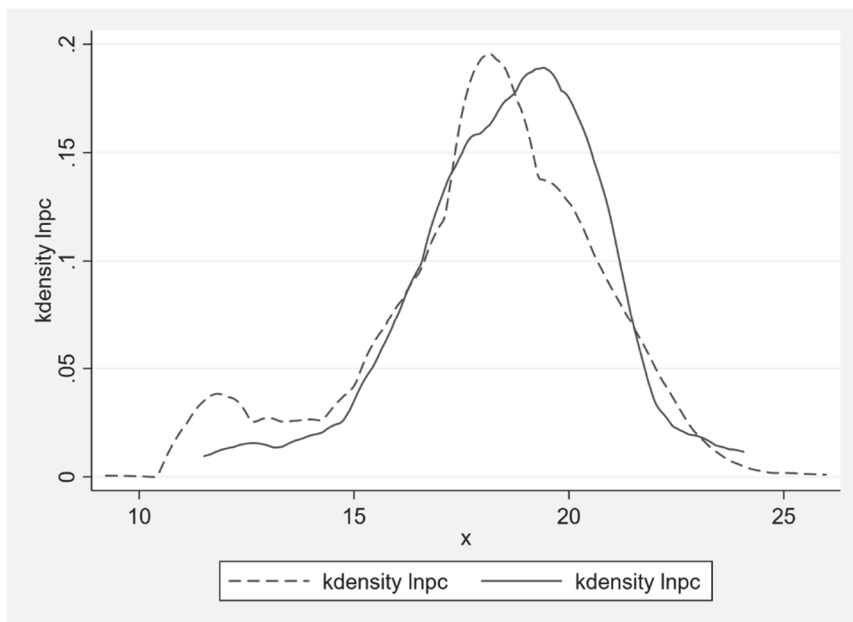
図表 17：授権資本金額と払込資本金額の分布



注：lnac は授権資本金額の自然対数値、lnpc は払込資本金額の自然対数値である。

図表 18 は、回答企業と非回答企業別の払込資本金額のカーネル密度関数を推定したものである。分布そのものの形状は大きく異なることはないが、授権資本金額でみると、回答企業の規模が相対的に大きいという特徴があることが分かる。

図表 18：回答・非回答企業別の払込資本金額の分布



注：実線は回答企業、破線が非回答企業を表している。

第3節で明らかになった回答企業の特徴としては、(1) タミル・ナードゥ州に立地している企業割合が少なく、その代わりにハリヤーナー州に立地している企業割合が多いこと、(2) 資本規模が相対的に大きな企業の割合が多いこと、の2点を指摘しておく。会社の種類・業種・設立年などの面では、母集団との間に大きな差は存在していない。

4. アンケート調査の結果

本研究のアンケート調査の方法を詳しく解説すると、つぎの通りである。

- (1) 会社省の企業情報に記載されている電子メールを宛先にして、1,391 社の母集団リスト中の全企業に対して調査を依頼した。宛先不明でリターンされた企業については別途連絡先を調べて電子メールやホームページ上の企業問い合わせフォームで調査依頼をした。また、SNS での告知や過去 5 年間で調査経験や訪問経験のある企業に電子メールを通じて調査依頼もした。
- (2) 紙媒体を利用せずに、グーグルフォームを利用したオンラインでの回答方式を採用した。
- (3) 調査期間は、2020 年 6 月 8 日～7 月 6 日の 1 カ月とした。
- (4) 調査対象時期は、2020 年 3 月末時点とした。ただし、企業による新型コロナ対応の質問のみ 2020 年 6 月調査時の状況を調べた。
- (5) 調査委託先は、伊勢司氏が代表を務めている株式会社ジャパンディアである。
- (6) 有効回答企業数は、102 社であった。うち匿名企業が 2 社である。

本節の第 1 項では、新型コロナ禍に直面している進出企業の足元の状況を明らかにし、第 2 項では、進出企業の経済活動全般について検討をする。

4.1. コロナ禍のなかの日系企業

図表 19 は、2019 年度の実績を見たものである。第 2 節でも触れたように、インド経済は 2019 年から景気後退に入っている。売上・従業員数・利益でみて「増加」と回答している企業が最大の割合を示しているが、「減少」を回答している割合は売上で 32%、従業員で 11%、利益で 34%となっている。ここから、企業レベルでみる景気後退は、経済実績に大きな企業間格差を伴うもの

であることが分かる。また、景気後退下でも、雇用調整は売上や利益と比べて緩慢であることも分かる。

図表 19：昨年度の実績（2019 年度）

[売上高]	回答数	回答割合
その他	3	3%
増加	57	57%
変化なし	8	8%
減少	32	32%
合計	100	100%
[全従業員数]	回答数	回答割合
その他	1	1%
増加	46	46%
変化なし	42	42%
減少	11	11%
合計	100	100%
[経常利益]	回答数	回答割合
その他	8	8%
増加	46	46%
変化なし	11	11%
減少	34	34%
合計	99	100%

2020 年度の見通しを示している図表 20 によれば、売上で 64%、従業員数で 29%、利益で 70%の企業が「減少」と回答している。調査時はインド政府が経済活動の再開を段階的に実施するアンロックが開始した直後であったが、売上と利益に悪影響を予想している企業が過半数以上になった。また、未曾有の危機にあっても、雇用調整を行う企業の割合は 3 割弱であった。雇用調査が緩慢だった理由の一端は、ロックダウン期間中の企業による労働者への賃金支払いを義務化したインド政府による雇用保護の通達にもあったと考えられる（ジェトロ 2020）。

図表 20：今年度の見通し（2020 年度）

[売上高]	回答数	回答割合
その他	3	3%
増加	24	24%
変化なし	8	8%
減少	63	64%
合計	98	100%
[全従業員数]	回答数	回答割合
その他	1	1%
増加	20	20%
変化なし	49	49%
減少	29	29%
合計	99	100%
[経常利益]	回答数	回答割合
その他	8	8%
増加	14	14%
変化なし	8	8%
減少	69	70%
合計	99	100%

図表 21 では、2020 年度の利益が増加すると回答した企業に対して、その理由を聞いている（複数回答）。最も多い回答は「インド市場での売り上げ増加」で、全体の 52%であった。ロックダウンで経済活動に厳しい制限が課されているなかでも、国内市場で利益を稼ぐことを見込んでいる企業が少数ながら一定割合存在している。具体的にどのような属性の企業が利益増を見込んでいるのかを調べてみたが、業種が ICT や E コマースに必ずしも集中しているわけでもないし、立地に他の企業との大きな相違を見出すことができなかった。企業業績を決める要因としては、業種や立地などの属性よりも、外部の観察者には容易には補足しえない企業レベルの能力などが重要なかもしれない。

図表 21：今年度（2020 年度）の経常利益（見込み）が増加する理由（複数回答可）

	回答数	回答割合
1 輸出拡大による売上増加	4	16%
2 インド市場での売上増加	13	52%
4 調達コストの削減	2	8%
5 人件費の削減	1	4%
6 その他支出（管理費、光熱燃料等）削減	1	4%
7 生産効率の改善	2	8%
8 販売効率の改善	2	8%
合計	25	100%

注：回答企業数は、14 社である。

図表 22 では、2020 年度の利益が減少すると回答した企業に対して、その理由を聞いている（複数回答）。理由の最大のものは、「インド市場での売上減少」で 40%、つぎに多いのが「新型コロナ」の 12%となっている。ロックダウンは、企業が提供する財・サービスの需要を減退させるだけではなく、たとえば、物流がストップすることによるサプライチェーンの寸断など、企業の供給能力をも低下させる。こうした供給面に対する悪影響が、コスト増や効率悪化として顕在化するのであろう。

図表 22：今年度（2020 年度）の経常利益（見込み）が減少する理由（複数回答可）

	回答数	回答割合
1 輸出低迷による売上減少	8	6%
2 インド市場での売上減少	50	40%
3 為替変動	14	11%
4 調達コストの上昇	10	8%
5 人件費の上昇	8	6%
6 その他支出（管理費、光熱燃料等）増加	10	8%
7 生産効率の悪化	5	4%
8 販売効率の悪化	5	4%
新型コロナ	15	12%
合計	125	100%

注：回答企業数は、68 社である。

図表 23 は、新型コロナ禍に対する企業の対応を調べたものである（複数回答）。同図表によると、「リモートワークの維持・促進」が 27%と最大で、つぎが「3 密を避けるための諸措置」で 18%となっている。さらに、番号 2 から 5 が雇用に関わるものであるが、日本人駐在員の規模縮小を中心とした雇用調整全体があわせて 29%となっている。「休業あるいは撤退」を検討しているとの回答も少ないが 2 件存在している。

図表 23：今後の新型コロナ対策（複数回答可）

	回答数	回答割合
1 政府による指針を遵守するが特段の対応はしない	16	8%
2 非正規雇用の削減	12	6%
3 正規雇用の削減	8	4%
4 日本人駐在員の規模縮小	23	11%
5 賞金や諸手当の減額	18	8%
6 リモートワークの維持・促進	57	27%
7 3 密を避けるためのオフィス・工場レイアウト変更やそのための設備投資	39	18%
8 サプライチェーンの再構築	11	5%
9 既存事業分野への事業や投資の規模縮小（延期も含む）	8	4%
10 新規事業分野への進出	17	8%
11 休業あるいは撤退	2	1%
12 その他	2	1%
合計	213	100%

注 1：回答企業数は 100 社である。

注 2：1 を回答したにも関わらず、他の項目も選択している場合がある。1 については、1 のみを選択した場合のみにカウントした。

図表 24 では、進出企業が 16 項目に関する事業上の障害を 5 段階評価したものを整理した。16 項目は、「資金調達」、「不動産の取得」、「許認可制度」、「汚職」、「裁判制度」、「犯罪・窃盗・治安」、「関税と貿易規制」、「電力」、「質の高い労働者の確保」、「労働規制」、「政治不安」、「競合企業の行動（模造品や低品質の類似品との競争など）」、「税務行政」、「税率」、「物流」および「知的財産権」の保護となっており、それぞれについて「問題ない」から「極めて深刻」

までの 5 段階での評価となっている。これらの質問は、世界銀行が各国で実施している Business Enterprise Surveys で行っているものと同一である。

図表 24：事業上の障害（5 段階評価）

		極めて深刻	かなり問題	問題	すこし問題	問題ない	その他	合計
資金調達	回答数	4	11	17	19	46	3	100
	回答割合	4%	11%	17%	19%	46%	3%	100%
不動産の取得	回答数	3	1	3	11	64	15	97
	回答割合	3%	1%	3%	11%	66%	15%	100%
許認可制度	回答数	3	9	14	27	41	4	98
	回答割合	3%	9%	14%	28%	42%	4%	100%
汚職	回答数	5	8	16	21	41	6	97
	回答割合	5%	8%	16%	22%	42%	6%	100%
裁判制度	回答数	5	10	12	19	41	10	97
	回答割合	5%	10%	12%	20%	42%	10%	100%
犯罪・窃盗・治安	回答数	2	5	8	32	45	4	96
	回答割合	2%	5%	8%	33%	47%	4%	100%
関税と貿易規制	回答数	6	10	26	24	31	2	99
	回答割合	6%	10%	26%	24%	31%	2%	100%
電力	回答数	4	7	12	27	44	4	98
	回答割合	4%	7%	12%	28%	45%	4%	100%
質の高い労働者の確保	回答数	5	11	18	31	31	1	97
	回答割合	5%	11%	19%	32%	32%	1%	100%
労働規制	回答数	1	6	23	35	26	5	96
	回答割合	1%	6%	24%	36%	27%	5%	100%
政治不安	回答数	1	12	8	38	33	5	97
	回答割合	1%	12%	8%	39%	34%	5%	100%
競合企業の行動 (模倣品や低品質な類似品との競争など)	回答数	4	13	21	25	30	4	97
	回答割合	4%	13%	22%	26%	31%	4%	100%
税務行政	回答数	6	15	23	28	22	4	98
	回答割合	6%	15%	23%	29%	22%	4%	100%
税率	回答数	5	15	25	28	23	2	98
	回答割合	5%	15%	26%	29%	23%	2%	100%
物流	回答数	2	15	23	27	27	3	97
	回答割合	2%	15%	24%	28%	28%	3%	100%
知的財産権の保護	回答数	2	11	22	11	43	9	98
	回答割合	2%	11%	22%	11%	44%	9%	100%

図表 24 のすべての質問項目を逐一説明するのは煩雑になるので、図表 25 において、5 段階評価を 1 から 5 までに得点化して平均値を計算した。さらに、図表 25 では、企業にとって 16 項目のなかで最大の事業上の障壁が何かを調べている。同図表によれば、事業上の障壁が高いのは、「税務行政」の 2.52 点、「税率」の 2.49 点、「関税と貿易規制」、「物流」と「知的財産権の保護」の 2.34 点となっている。すなわち、税務関連の項目の平均点が高いことが分かる。

これに対して、最大の事業障壁で最も回答が多かったのが、「資金調達」の 18%となっている⁶。すなわち、進出企業は、新型コロナ禍で通常の経済活動ができず、資金繰りに相当苦慮しているものと思われる。その次が、「質の高い労働者の確保」の 15%、「競合企業の行動」の 14%、「関税と貿易規制」の 12%となっている。

図表 25：最大の事業上の障壁

	回答数	回答割合	平均点
不動産の取得	1	1%	1.39
労働規制	5	5%	2.13
政治不安	3	3%	2.02
汚職	4	4%	2.07
物流	5	5%	2.34
知的財産権の保護	2	2%	2.34
税務行政	6	7%	2.52
競合企業の行動	13	14%	2.31
裁判制度	2	2%	2.07
許認可制度	5	5%	2.00
資金調達	17	18%	2.05
質の高い労働者の確保	14	15%	2.25
関税と貿易規制	11	12%	2.34
電力	4	4%	1.94
犯罪・窃盗・治安	0	0%	1.77
税率	0	0%	2.49
合計	92	100%	-

注：図表 24 の「極めて深刻」を 5 点、「かなり問題」を 4 点、「問題」を 3 点、「すこし問題」を 2 点、「問題なし」を 1 点として、平均点を計算した。

⁶ 前回の 2013-14 年調査では、「質の高い労働者の確保」が最大の障壁であった。

4.2. 日系企業の経済活動全般

この節では、さまざまな視点から進出企業の経済活動を把握したい。図表 26 は、雇用面の情報を整理したものである。同図表によれば、平均の従業員数は 385 人、派遣社員数は 302 人となっている。合計の雇用者総数は平均で 669 人となっている。日系企業のみならず、インドの企業は、社会保険料の負担軽減や雇用のバッファーとして人材派遣会社や請負業者（Contractor）から大量の派遣社員や請負労働者（Contract Labour）を雇用している。平均と中央値には雇用規模に大きな差がある。

中央値でみると、従業員は 50 人、派遣社員は 5 人、雇用者総数は 65 人である。すなわち、一部の大企業が相当規模の雇用を生み出しており、さらに、そうした企業は派遣社員も大量に雇用している⁷。日本人現地採用者は平均値で 2 名、中央値で 0 名となっており少数に留まっている。

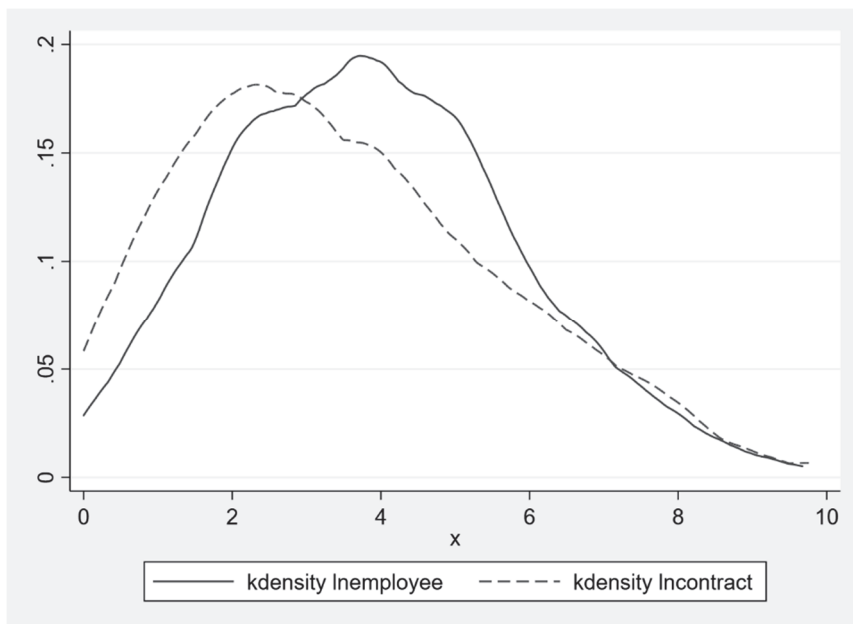
図表 26：雇用

	観測数	平均	中央値
1従業員	101	385	50
2派遣社員	95	302	5
3退職者(過去1年間)	90	27	2
4日本人現地採用	98	2	0
5雇用者数(1+2)	101	669	65

図表 27 は、従業員と派遣社員のカーネル密度関数を描いたものである（いずれもその自然対数値）。派遣社員の右側裾側が従業員と比較すると膨らんでおり、大企業が派遣社員をより多く雇用する傾向にあることが確認できる。

⁷ 企業が特定化できないように、通常、記述統計では明記する最大値を図表 26 では示していない。

図表 27：従業員数と派遣社員の分布



注：lnemployee は従業員数の自然対数値、lncontract は派遣社員の自然対数値である。

図表 28 では、企業のインド進出の理由を調べている。インド国内市場と周辺国市場を理由に挙げている番号 4 と 5 を合計すると、企業の 6 割に達する。そのつぎに多い理由が、親会社や取引先に伴って進出するという随伴立地となっている（回答比率は 18%）。すなわち、インドを世界市場向けの生産・輸出拠点として積極的に位置づけて、インドに進出している企業が少ないことが理解できる。

図表 28：インド進出の理由

	回答数	回答割合
1 労働力コストが低い	5	5%
2 高度な能力を持つ人材の確保が容易	6	6%
3 資材・原材料、製造工程、物流、土地・建物等のコストが低い	3	3%
4 インド周辺国の需要が旺盛、今後の拡大が見込まれる	21	22%
5 インドの市場ニーズへの対応が容易	36	38%
6 インドに部品、原材料を安定供給するサプライヤーがある	5	5%
7 親会社や取引先等に伴って進出	17	18%
9 進出の足かせとなっていたインドのインフラが向上したことによって	2	2%
10 その他	1	1%
合計	96	100%

つぎに、企業の輸入および輸出活動を検討したい。図表 29 によれば、73%の企業が海外からの購買や海外への外注を行っている。

図表 29：海外からの購買・海外への外注の有無

	回答数	回答割合
1 有り	74	73%
2 無し	26	26%
その他	1	1%
合計	101	100%

図表 30 を見ると、海外調達・外注率を 20%未満と回答した企業が 29%となっているが、海外調達・外注率を 80%以上と回答している企業も 14%と無視できない割合を占めている。このことは、海外、とくに日系企業の生産ネットワークが張り巡らされた東アジアから製品を輸入し、インド国内市場で販売するという事業活動が相当程度存在することを示唆している。

図表 30：海外調達・外注率（金額ベース）

	回答数	回答割合
20%未満	20	29%
20～40%	11	16%
40～60%	13	19%
60～80%	16	23%
80%以上	10	14%
合計	70	100%

実際、図表 31 で海外調達・外注先の上位 3 カ国を調べた。調達先の第 1 位として、回答企業の 71%が日本と回答している。(1) 2011 年から、日本とインドは貿易総額の 90%以上の関税率を漸次撤廃するという包括的経済連携協定（CEPA）を施行していること、(2) 日本の親会社や協力会社でしか入手できない高機能製品を輸入して事業活動を行っている企業が一定数存在していることなどから、日本が調達先の第 1 位となっていることは自然な結果である。2 位と 3 位の調達先の国を見ると、中国がランキング 1 位となっている。2013－14 年調査では第 2 位の輸入国ではタイがランキング 1 位であったので、インド進出日系企業による中国からの調達が増加している。すなわち、日系企業も、部品・半製品・最終製品などの調達で以前よりも中国に依存するようになっている。

図表 31：海外調達・外注先の上位 3 カ国（金額ベース）

[1位の国名]	回答数	回答割合	[2位の国名]	回答数	回答割合	[3位の国名]	回答数	回答割合
日本	52	71%	中国	13	24%	中国	12	30%
タイ	7	10%	日本	11	20%	タイ	8	20%
中国	4	5%	タイ	7	13%	インドネシア	5	13%
アメリカ	3	4%	アメリカ	5	9%	ドイツ	3	8%
韓国	3	4%	マレーシア	4	7%	ベルギー	2	5%
ベトナム	2	3%	シンガポール	3	5%	マレーシア	2	5%
シンガポール	1	1%	ドイツ	2	4%	イギリス	1	3%
ノルウェー	1	1%	ベトナム	2	4%	イタリア	1	3%
合計	73	100%	台湾	2	4%	バングラデシュ	1	3%
			アフリカ諸国	1	2%	台湾	1	3%
			インドネシア	1	2%	日本	1	3%
			フィリピン	1	2%	東南アジア諸国	1	3%
			ブラジル	1	2%	アメリカ	1	3%
			南アフリカ	1	2%	韓国	1	3%
			韓国	1	2%	合計	40	100%
			合計	55	100%			

図表 32 で、製品やサービスの輸出活動を確認すると、44%の企業が輸出していると回答している。前回調査では、輸出企業比率は 28%であった。経済産業省の『海外活動基本調査』の企業データを利用した佐藤・加藤（2017）でも、インド進出日系企業の輸出比率が趨勢的に上昇していることを確認している。

図表 32：製品やサービスの輸出の有無

	回答数	回答割合
1 有り	44	44%
2 無し	54	53%
3 その他	3	3%
合計	101	100%

図表 33 は、売上高に対する輸出比率を調べている。40%未満と回答している企業が 76%となっている。平均的な進出企業は、インド国内市場を補完するものとして海外市場を活用しているようである。とはいえ、輸出比率が 60%以上と回答している企業も 16%存在している。

図表 33：輸出比率（対売上高比）

	回答数	回答割合
2 0 %未満	23	53%
2 0 ～ 4 0 %	10	23%
4 0 ～ 6 0 %	3	7%
6 0 ～ 8 0 %	3	7%
8 0 %以上	4	9%
合計	43	100%

図表 34 では、輸出先上位 3 カ国を調べている。輸出先第 1 位で回答比率が最も高いのは日本で、48%であった。輸出先第 2 位ではタイと日本、第 3 位で

はタイが最大の回答比率である。輸入先上位 3 カ国と比較すると、輸出先上位 3 カ国は世界のさまざまな国名が挙げられているのが注目される。すなわち、インド進出日系企業の輸入は東アジアを中心とした特定国に集中しているのに対して、輸出先はアジア・欧米・アフリカ・中東と多様である。

図表 34：輸出先の上位 3 カ国（金額ベース）

[1位の国名]	回答数	回答割合	[2位の国名]	回答数	回答割合	[3位の国名]	回答数	回答割合
日本	20	48%	タイ	4	14%	タイ	3	18%
シンガポール	3	7%	日本	4	14%	アメリカ	2	12%
スリランカ	3	7%	アメリカ	3	10%	インドネシア	2	12%
アメリカ	2	5%	インドネシア	2	7%	アラブ首長国連邦	1	6%
タイ	2	5%	トルコ	2	7%	イギリス	1	6%
中国	2	5%	バングラデシュ	2	7%	オーストラリア	1	6%
アフリカ	1	2%	アイルランド	1	3%	ハンガリー	1	6%
イギリス	1	2%	イギリス	1	3%	ブータン	1	6%
イタリア	1	2%	オーストラリア	1	3%	ベトナム	1	6%
インドネシア	1	2%	ケニア	1	3%	マレーシア	1	6%
カタール	1	2%	シンガポール	1	3%	ラテンアメリカ	1	6%
コートジボワール	1	2%	チリ	1	3%	中国	1	6%
トルコ	1	2%	ドイツ	1	3%	日本	1	6%
ネパール	1	2%	フィリピン	1	3%	合計	17	100%
フィリピン	1	2%	ベルギー	1	3%			
南アフリカ	1	2%	マレーシア	1	3%			
合計	42	100%	メキシコ	1	3%			
			中国	1	3%			
			合計	29	100%			

図表 35 は、進出日系企業にとっての競合企業を調べている。現地地場企業を最大の競合相手と回答している割合が 45%となっている。前回調査では、その他外資系企業と答えた割合が最多であったため、この結果は、インド地場企業が相当力を付けてきたことを示唆している。

図表 35：インド市場における競合企業

	回答数	回答割合
1 現地日系企業	23	24%
2 現地地場企業	43	45%
3 現地に進出したその他外資系企業	28	29%
4 2 および 3	1	1%
合計	95	100%

図表 36 では、進出企業の事業上の強みを調べている（複数回答可）。同図表によれば、回答の割合の大きなものは、「顧客ニーズ対応」の 30%、「日本から移転した技術やノウハウ」の 28%、「経営管理能力」の 14%となっている。これに対して、「インドで構築した技術やノウハウ」と「低コスト」の回答が 10%となっており、進出日系企業が必ずしも現地の適正技術・ノウハウやコスト競争力については優位を持っていないようである。

図表 36：インド事業の強みと競争の武器（複数回答可）

	回答数	回答割合
1 顧客ニーズ対応	67	30%
2 低コスト	23	10%
3 インドで構築した技術やノウハウ	22	10%
4 日本から移転した技術やノウハウ	64	28%
5 他の海外子会社から移転した技術やノウハウ	16	7%
6 経営管理能力	31	14%
7 強みはない	3	1%
8 物流ネットワーク	1	0%
合計	227	100%

注：回答企業数は、101 社である。

図表 37 で、包括的経済連携協定（CEPA）の特恵関税制度の利用を調べると、30%の企業が利用したことがあると回答している。前回調査では、わずかに 13%だった。この間、CEPA の特恵関税制度の利用が浸透しているようである。

図表 37：日印包括的連携協定（CEPA）の特恵関税制度（関税の減免）の利用有無

	回答数	回答割合
1 有り	30	30%
2 無し	63	62%
3 その他	8	8%
合計	101	100%

図表 38 では、北部のデリーと西部のムンバイを結ぶ地域の産業開発を進めるインド最大のインフラプロジェクトであるデリー・ムンバイ間産業大動脈構想（DMIC）への参加を調べると、回答企業のわずか 6%しか参加経験がないことが分かった。前回調査では参加率が 8%だったので、参加率にはほとんど変化がないと考えてよい。DMIC は、日本政府がインド政府と共同で行うインフラプロジェクトであるものの、企業レベルでみた DMIC への参加は停滞していることが伺われる。

図表 38：デリー・ムンバイ間産業大動脈構想（DMIC）関連事業の参加有無

	回答数	回答割合
1 有り	6	6%
2 無し	92	91%
3 その他	3	3%
合計	101	100%

図表 39 では、運転資金と設備投資についてその資金調達先を調べている。いずれも、「自社の資金」と「親会社の資金（親子ローン）」のいずれかを回答している企業が 70%となっている。すなわち、進出企業の資金調達に関しては、企業内金融が圧倒的な割合を占めている。これに対して、地場銀行を活用している企業が非常に少ないことも分かった。インド政府の中小企業向けの各種の融資スキームの利用を含めて、新型コロナ禍のなかの資金繰り問題の背景となっているかもしれない。今後、詳細に検討すべき課題である。

図表 39：資金調達源

【運転資金】	回答数	回答割合
1 自社の資金（内部留保）	31	32%
1 自社の資金＋5 外国銀行	1	1%
2 親会社の資金（親子ローン）	36	37%
3 邦銀（インド内）	16	16%
4 邦銀（インド外）	1	1%
5 外国銀行（インド内）	1	1%
7 地場銀行	1	1%
8 増資	11	11%
合計	98	100%
【設備投資】	回答数	回答割合
1 自社の資金（内部留保）	25	27%
2 親会社の資金（親子ローン）	39	43%
3 邦銀（インド内）	8	9%
4 邦銀（インド外）	2	2%
7 地場銀行	3	3%
8 増資	12	13%
9 設備を持たない事業形態	1	1%
10 今後検討	1	1%
合計	91	100%

図表 40 では、2017 年 7 月から導入された GST（物品・サービス税）の評価を 3 点について調べている。インドの間接税は、中央政府のみならず州政府にも課税権限が与えられており、州政府の間接税体系も各州独自のものであった。さらに、州境を移動する取引についても低率ではあるが、内国関税が課せられていた。中央政府と州政府の関税体系を統合して全国共通にし、あわせて内国関税を撤廃したのが、GST である。

税務関連業務では、その負担が軽くなったと回答しているのが 43%となっている。また、税率については以前と変わらないと回答している企業が 63%と多数であるが、22%が高くなったと回答している。低くなったと回答している企業は 13%となっている。GST では内国関税が撤廃されたことによって、

それまで州に最低 1 つ設けられていた物流拠点が集約され、物流の効率化が期待されている。すでに、集約化を進めた割合が 16%、検討しているのが 15% となっている。すなわち、GST の施行から 3 年が経ち、税務関連業務負担が低下したものの、一部企業では税率が高くなったことに負担が生じている状況にあることがわかった。また、物流拠点の集約化が進展しつつあることもわかった。

図表 40：物品・サービス税（GST）に対する評価

[税務関連業務]	回答数	回答割合
1 税務関連業務の負担が重くなった	15	16%
2 税務関連業務の負担が軽くなった	39	43%
3 税務関連業務の負担は以前と変わらない	37	41%
合計	91	100%
[自社が販売する商品やサービスに対する税率]	回答数	回答割合
1 税率が高くなった	19	22%
2 税率が低くなった	11	13%
3 税率は以前と変わらない	55	63%
4 その他	3	3%
合計	88	100%
[州境税撤廃に伴う物流拠点の集約化]	回答数	回答割合
1 集約化を進めた	12	16%
2 集約化を検討している	11	15%
3 集約化を考えていない	52	69%
合計	75	100%

5. おわりに

インド政府が行ったロックダウンは世界のなかでも最も厳格であり、インド経済に著しい打撃を与えた。経済成長への影響という点でみる限り、1966 年と 1991 年の経済危機をはるかに超えている。独立後、最大の景気後退を生み出した、と言って良い。

インドのロックダウンは、失職にもかかわらず都市に滞留せざるをえない膨

大な出稼ぎ労働者群を生み出した。その家族を含めて 1,000 万人規模になると思われる。生存ぎりぎりにまで追い詰められたこうした層が「栄養不良→免疫力低下→新型コロナ感染・発症」というメカニズムを通じて感染源の温床になっているのみならず、徒歩あるいは 3 密のなか特別に編成されたバスで集団帰村することによって大都市から地方都市、さらには農村へと感染拡大の原因になっている可能すらある。実際、世界で最も厳しいロックダウンのなか、新規陽性者が指数関数的に爆発的に増加した。こうした感染爆発は、9 月下旬まで継続した。

こうした未曾有の新型コロナ禍のなか、70%のインド進出日系企業が今年度の経常利益の減少を見込んでいる。資金繰りに苦しみ、解雇を含む人件費カットをせざるを得なくなっている様子が、調査結果から浮き彫りになった。

日本の親会社からの支援を当てにできず、自己資金も限られているような企業が生存していくためには、資金繰りが決定的に重要である。しかし、現状、どのような対応をしているのか、本調査では十分に明らかにできなかった。

また、世界で最も強力なロックダウンの最大の被害者は、本研究では全く触れることができなかったが、都市に滞留せざるを得なかった膨大な出稼ぎ労働者群であった。日系企業の製造業分野に従事している非正規労働者の多くは、彼らだ。われわれが知る限り、インド政府が公開している出稼ぎ労働者に関する包括的なデータは 2007 年の「全国標本調査」と 2011 年の「国勢調査」しか存在しないと思われる。今後、その他の統計資料や調査などを利用して、彼らの実態を明らかにする必要もあるだろう。

われわれは、上記の諸課題を今後検討したい。

<参考文献>

上野正樹・佐藤隆広（2019）「インドにおけるスズキの競争力：製品特性分析による企業戦略と競争力の探索」RIEB Discussion Paper Series、DP2019-J06、30 頁。

佐藤隆広（2012）「インドと日本」西島章次・久保広正（共編）『現代の世界経済と日本』ミネルヴァ書房、第 6 章。

佐藤隆広（2017a）「インド進出日系企業からみた日印経済関係」堀本武功編『現代日印関係入門』東京大学出版会、167-194 頁。

佐藤隆広（2017b）「中小企業のインド進出：2013～14 年アンケート調査に基づく考察」『商工金融』67(11)、5-27 頁。

佐藤隆広（編）（2017）『インドの産業発展と日系企業』（研究叢書 77）神戸大学経済経営研究所。

佐藤隆広・上野正樹（編）（2021）『図解インド経済大全』白桃書房。

佐藤隆広・加藤篤行（2018）「インドにおける日系企業の事業活動：経済産業省『海外事業活動基本調査』個票データを利用して」『経済志林』85(4)、155-196 頁。

ジェトロ（2020）『インドビジネス関連法令等アップデート（2020 年度第 1 四半期）』ジェトロ・ニューデリー事務所。

Nishiyama, Hiroyuki, Azusa Fujimori and Takahiro Sato (2019) “Firm Heterogeneity and the Activity of Japanese Manufacturing Multinationals in India,” RIEB Discussion Paper Series, DP2019-06, 1-45pp.

Sato, Takahiro (2012) “Economic Relations between India and Japan,” *Eurasian Geography and Economics*, 53(4), pp. 457-478.

先進国株式市場における国際的分断¹

早 木 祥 夏²

論文要旨

本論文では、Bekaert and Harvey (1995) の手法を再構成し、先進国の株式市場における国際的統合の有無を分析した。彼らとは異なり、一般化積率法(GMM)を用いることで、誤差項の分布を仮定しない緩やかな条件の下で検証を行った。その結果、株式市場が高度に成長した先進国株式市場においてさえ、依然として各国の株式市場が国際的に統合されていないことが示唆された。この傾向は、2008年の世界的な金融危機の影響を除いた期間で特に顕著であった。

¹ 本論文は、令和元年度兼松賞を受賞した論文に加筆、修正を加えたものです。受賞にあたり開催していただいたセミナーでは、研究所所長の神谷和也先生、講評をいただき、かつ司会進行の労をお取いただいた柴本昌彦先生をはじめ、多くの先生方に貴重なコメントを頂戴しました。また、指導教官の畠田敬先生には本研究の実施の機会を与えて戴き、終始、ご指導ご鞭撻を賜りました。ここに深謝の意を表します。大阪大学大学院経済学研究科の大屋幸輔先生、広島大学大学院社会科学研究科の山根明子先生、神戸大学大学院経営学研究科の森直哉先生、並びに同研究科の山崎尚志先生には貴重なご助言を戴くとともに本論文の細部にわたりご指導を戴きました。ここに深謝の意を表します。また、畠田敬研究室の各位には、研究遂行にあたり日頃より有益なご討論およびご助言を戴き、感謝の意を表します。財団法人兼松貿易研究基金及び兼松株式会社から研究奨励金を交付していただいたことについても心よりお礼申し上げます。なお、本論文中にありうべき誤りはすべて筆者に帰するものです。

² 神戸大学経済経営研究所・ジュニアリサーチフェロー、神戸大学経営学研究科博士課程後期課程

1. はじめに

近年のグローバル化の進展は著しく、それは株式市場においても例外ではない。Lewis (2011) は、株式市場が国際的に統合されていることが支持される根拠として、2008 年の米国における金融危機の影響が全世界へ波及したことを挙げた。また、Bekaert and Harvey (1995) や De Jong and de Roon (2005) は、いくつかの新興国株式市場が、外国人投資規制などの自由化が進むことによって、より国際的に統合されるという実証結果を報告した。Alexander, Eun and Janakiramanan (1987) は、二元上場証券を介して、複数の分断された市場が互いに影響しあうことを理論的に示した。この理論をもとに、Karolyi and Wu (2018) は、新興国株式市場であっても、二元上場証券を通じて他国の株式市場の影響を受けることを実証的に示した。

これらの実証研究は、共通して、先進国における成熟した株式市場が国際的に統合されていることを暗黙裡に仮定してきた。例えば、Bekaert and Harvey (1995) は、先進国株式市場が完全に統合されていることを推定モデルの中で明示的に仮定した。また、De Jong and de Roon (2005) は、IFC (International Finance Corporation) が提供する外国人投資可能資産指数と外国人投資不可資産指数によって新興国の株式を選別し、両資産の合計に占める投資不可資産の割合を分断度として定義した。彼らのモデル設定では、先進国の株式はすべて投資可能資産として扱われることになる。これは先進国株式市場の統合を暗黙裡に仮定していることに他ならない。Karolyi and Wu (2018) は、外国人投資家に対する投資障壁がほとんどないような株式市場で取引される株式を「グローバルにアクセス可能な株式」として定義した。なお、彼らはこのような株式として、Sarkissian and Schill (2016) が挙げる「外国投資の制限が少なく、合理的に活発な取引が行われる市場」に上場された株式を用いた。彼らの定義では、米国や欧州の主要株式市場がこのような市場に該当する。すなわち、これらの市場が互いに完全に統合していることを仮定していることになる。

株式市場の統合を阻害する要因が、外国人投資家規制に代表されるような「株式市場の未成熟さに基づくコスト」に限定されるならば、先進国株式市場が統合されているという仮定は確かに正しい。しかしながら、統合の阻害要因が「株式市場の未成熟さに基づくコスト」のみであるとは限らない。例えば、為替リスクあるいはそのヘッジコストは、たとえ投資対象の国の株式市場が成熟しているとしても、その国の株式への投資を妨げる要因になる。また、自国株に対する親密性などの心理的なバイアスも国際投資に関する潜在的なコストとなり、統合を阻害する要因となる可能性もある。

先進国株式市場の国際的統合を否定する論拠として、株式ホームバイアスの存在が挙げられる。Fidora, Fratzscher and Thimann (2006) の実証研究によると、先進国株式市場においても株式ホームバイアスは観測されるⁱ。一般的に、株式ホームバイアスとは、世界 CAPM (International Capital Asset Pricing Model)ⁱⁱ が示唆する自国株の最適投資比率（自国の株式市場時価総額が世界市場時価総額に占める割合）に対して、自国株を超過保有することをいう。一方で、通常の CAPM のように国ごとに独立な経済を想定したモデル（世界 CAPM に対応して、国内 CAPM という）では、接点ポートフォリオは世界市場ポートフォリオではなく、国内市場ポートフォリオである。国内 CAPM の上では合理的な「バイアスのない」ポートフォリオ選択を行っていても、国内市場ポートフォリオと世界市場ポートフォリオが一致していない場合、国内 CAPM に基づく接点ポートフォリオと世界 CAPM に基づく接点ポートフォリオは一致せず、外国株よ

ⁱ Fidora, Fratzscher and Thimann (2006) は IMF (International Money Fund) が提供する Cordinated Portfolio Investment Survey (以下, CPIS) の 1997 年, 2001 年, 2002 年, 2003 年のデータ（最大 70 ヶ国の先進国および新興国を含む）をもとに、株式ホームバイアスと債券ホームバイアスについての広範な研究を行った。CPIS のデータに基づくと、各国の株式保有セクターが保有する自国株式の割合は、先進国においても非常に大きく、世界市場時価総額に占める自国株式の時価総額の割合を大幅に上回る。

ⁱⁱ 世界 CAPM は、Solnik (1974) や Grauer, Litzenberger and Stehle (1976) によって提案されたモデルであり、すべての国の株式あるいは資産が投資機会集合に含まれる。

りも自国株を（世界 CAPM が示唆する水準よりも）超過保有することになる。このように、株式ホームバイアスの存在は、世界 CAPM よりもむしろ国内 CAPM の成立を支持し、先進国株式市場の統合が不十分である可能性を示唆しているⁱⁱⁱ。ただし、二元上場証券を通して外国株式市場の影響を受ける株式や、海外資産を多く保有するような企業の株式の存在によって、自国株だけを保有しているとしても実質的に外国市場の影響を受けるため、株式ホームバイアスの存在は必ずしも世界 CAPM の成立を否定するわけではない。

本論文の目的は、先進国株式市場の統合を仮定する先行研究の主張と、先進国株式市場の分断を示唆する株式ホームバイアスの存在との間に矛盾があるという問題を解明することである。株式ホームバイアスの存在は、国際投資に関する包括的なコストが存在している可能性を示唆するが、従来の新興国を対象とした研究では、そのような包括的なコストに含まれている「株式市場の未成熟さに基づくコスト」と為替リスクや心理的バイアスに基づくコストを分離することができなかった。本論文は、先進国を分析対象とすることで「株式市場の未成熟さに基づくコスト」の影響を取り除き、為替リスクや心理的バイアスに基づくコストによって株式市場の分断が引き起こされるか否かを分析する。

本論文の分析では、Bekaert and Harvey (1995) が新興国株式市場に対して適用した「統合と分断の複合化モデル」を下地に計量経済学的手法を一部変更したモデルを用いる。彼らのモデルは、世界 CAPM を基礎とした市場の統合を想定したモデル（統合市場モデル）と国内 CAPM を基礎とした市場の分断を想定したモデル（分断市場モデル）を、「次期の価格付けに統合市場モデルが適用される確率」（次期統合確率）を用いて混合したモデルである。彼らは二つのモデル

ⁱⁱⁱ 世界 CAPM が成立するならば、各国の株式市場が国際的に統合されていると言える。一方で、株式市場が完全に統合されているからと言って、世界 CAPM が成立するとは限らない。したがって、世界 CAPM が成立しないことは必ずしも市場の分断を意味するわけではないことには注意が必要である。

を混合する際に、レジーム転換モデル（Hamilton, 1988; Hamilton, 1989; Hamilton, 1990）を用いて、統合レジームと分断レジームの二つのレジームが時間を通して切り替わる状況を検討した^{iv}。すなわち、統合市場モデルが示唆する市場収益率の条件付分布と、分断市場モデルが示唆する市場収益率の条件付分布との混合分布から実際の市場収益率が生成されると仮定した。彼らは、現在の情報で条件付けた、次期のレジームが統合レジームになる条件付確率（以下、次期統合確率）を国際的統合の程度として解釈した^v。

統合と分断の複合化モデルを構成する統合市場モデルと分断市場モデルは、それぞれ世界 CAPM と国内 CAPM を下地にして構築される。これらは、Sharpe (1964) や Lintner (1965) が提案した一期間型の CAPM ではなく、株価収益率の分散共分散構造が過去の情報をもとに時間を通じて変動することを考慮した多期間型の CAPM である条件付 CAPM である。株価収益率の分散共分散構造の特定化のために、Bekaert and Harvey (1995) や De Santis and Gerard (1997) は、ARCH-M (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in Mean) モデル、あるいは GARCH-M (Generalized ARCH-M) モデルを用いた。一方で、Harvey (1989) や Harvey (1991) は、GMM (Generalized Method of Moments) アプローチを用いて分散共分散構造をモデル化した。彼の用いた GMM アプローチとは、Hansen (1982) の GMM 推定と過剰識別制約検定を用いて、条件付 CAPM の推定と検定を行うというものである。GMM アプローチの利点は、最尤法を用いる GARCH タイプのモデルとは異なり、誤差項が従う分布を特定化しないため、各国の市場収益率のデータ生成過程が各レジームにおいて正規分布に従わないようなケースも含めて、分布に関する恣意性を排除した包括的な分析が可能で

^{iv} レジームとは、観測できない状態のことをいう。この議論においては、ある国の株式市場収益率が世界 CAPM に基づくのか、国内 CAPM に基づくのかを観測できないため、これらの状態がそれぞれ統合レジーム及び分断レジームに対応する。

^v 次期統合確率が 1 ならば世界 CAPM が、0 ならば国内 CAPM が成立する。

あることである。ただし、分布を特定化しないために効率的なパラメータを得られない可能性が残ることには注意が必要である。また、GMM アプローチでは過去の情報の特定化に際し、様々な外生変数を操作変数として容易かつ直感的に導入することができることも重要な利点である。過去の株価以外の外生変数を組み込むことで、Fama (1970) による市場効率性の類型でいうところのセミストロング型の市場効率性にモデルを対応させることができる。本論文では、条件付分散共分散への外生的な情報を直感的にモデルに反映し、なおかつ正規分布に限らない分布の下での国際的統合の有無を分析する目的で、GMM アプローチを採用し、統合と分断の複合化モデルを推定する。

本論文では、モデルの推定にあたり、MSCI (Morgan Stanley Capital International) が提供する 23 の先進国株式市場^{vi}の市場指数の収益率を各国の国内市場ポートフォリオの収益率の代理として用いる。また、各国の国内市場ポートフォリオに加え、各国の MSCI 市場指数の時価加重平均である MSCI 世界市場指数の収益率を世界市場ポートフォリオの代理として用い、統合市場モデルを推定する。分析期間は、2003 年 7 月から 2018 年 8 月までの 15 年間（180 期）である。これは、株価決定に関わると考えられる情報変数を 23 ヶ国すべてで取得できること、先行研究における分析期間と同程度の長さ（概ね 15 年～20 年程度）を確保できること、2008 年の世界的金融危機の影響が統合市場モデルと分断市場モデルの成立に与える影響を分析できることの三つの観点から定めた。

本論文における結果を要約すると次のとおりである。まず、統合と分断の複

^{vi} 本論文における「先進国株式市場」は、MSCI が提供する国別指数の分類において、“Developed Market”に分類される国と地域の株式市場を指す。先行研究においても、MSCI の Developed Market を株式市場の成熟度が高い国と地域の市場として定めることが多い。この分類は、いわゆる「先進国」に分類される国々とほぼ一致する。しかしながら、あくまで株式市場の先進性を分類したものであるため、経済規模や一人当たり GDP などよりも、むしろ株式市場の開放度、市場内が競争的であること、取引の歴史の長さ、強制接收リスクが無いことなどが重要な要素である。

合化モデルを分析する前に、市場が国際的に統合されていることを想定するモデル（統合市場モデル）と株式市場が各国で国際的に分断されていることを想定するモデル（分断市場モデル）を、それぞれ GMM アプローチを用いて分析した。世界市場の分散リスクの価格を表すパラメータが一定であるという制約（これは、ホームバイアスのない代表的投資家の相対的リスク回避度が一定であると解釈される）の下では、ほとんどの国々で統合市場モデルの成立条件が統計的に棄却された。ただし、世界的金融危機の影響を除く期間で分析すると、多くの国々で統合市場モデルの成立条件が棄却されなかった。加えて、全標本期間の分析で推定された世界市場の分散リスクの価格は、金融危機の影響を除く期間で推定された世界市場の分散リスクの価格よりも小さい値を示した。これらの結果は、世界市場の分散リスクの価格が金融危機のような国際的なショックによって一時的な変動を伴うものの、総じて統合市場モデルが成立しており、世界市場の分散リスクの価格が時間的に変動することを許容すれば、市場が統合されていることを示唆する。

他方、国内市場の分散リスクの価格を表すパラメータが一定であるという制約（これは、ホームバイアスを持つ代表的投資家の相対的リスク回避度が一定であると解釈される）の下で、ほとんどの国で分断市場モデルの成立条件は統計的に棄却されなかった。金融危機の影響を除く期間で分析しても同様の結果が得られた。これらの結果は、国内市場の分散リスクの価格が金融危機のような国際的なショックの影響をほとんど受けず、総じて分断市場モデルが成立しており、市場が分断されていることを示唆する。ここまでで得られた結果によると、統合市場モデルと分断市場モデルが共存していることが示唆されるため、市場が統合されているか否かを判断することはできない。

そこで、より精緻な分析を行うため、統合市場モデルと分断市場モデルを包括的に組み入れた「統合と分断の複合化モデル」を導入して分析を行った。先にも述べた通り、統合と分断の複合化モデルを、GMM アプローチによって推

定した次期統合確率を分析することで、各国の国際的統合の程度を考察できる。次期統合確率の分析にあたり、次の二つの方法を用いた。一つ目は次期統合確率をパラメータとして推定する従来型の方法（以下、PI 法）である。PI 法では、ほぼすべての国で、分析期間の違いに関係なく、統合と分断の複合化モデルの成立条件が統計的に棄却されなかった。全標本期間において次期統合確率の推定値の世界平均は 1 や 0 に近い値を示さず、中程度の値を示した。金融危機の影響を除く期間における次期統合確率の推定値の世界平均は全標本期間と比べて低下しており、金融危機の影響がない平時において市場の分断が進行することが示唆される。なお、いずれの分析期間においても、その国の市場の統合や分断のいずれかを排除するような結果を示した国はごくわずかであり、先進国全体としては、やはり統合市場モデルと分断市場モデルが共存していることが示唆される。

二つ目は本論文固有の方法であり、次期統合確率を所与として複数のモデルを推定し、モデルと期待超過収益率との誤差の絶対値の期間平均（以下、平均絶対誤差）が最も小さいモデルにおける次期統合確率を最適な次期統合確率とする（以下、GI 法）。GI 法では、全標本期間において次期統合確率の世界平均は 1 や 0 に近い値を示さず、中程度の値を示した。金融危機の影響を除く期間において、GI 法が示す次期統合確率の世界平均は、全標本期間で示された値よりも 0 に近い値を示した。個別の国々で見ても、すべての国々で高い次期統合確率を所与とするモデルは平均絶対誤差の観点で相対的にあてはまりが悪かった。この結果は、金融危機の影響がない平時の経済環境下において市場の分断が進行することを示唆している。

PI 法と GI 法の結果から、少なくとも世界的金融危機のような大規模な経済環境の変化が無いような時期においては、先進国株式市場が互いに分断され、世界的な金融危機の影響を考慮しても、それらが完全に統合されているとは言えないと結論付ける。

本論文の構成は次のとおりである．第 2 節では、用いる理論モデルを提示し、その実証モデルを構築する．第 3 節では分析に用いるデータについて説明する．第 4 節では実証結果を示す．第 5 節で結論を述べる．

2. 方法論

本節では、まず、条件付 CAPM を基礎として統合と分断の複合化モデルの理論モデルを構築する．次に、理論モデルに対応する実証モデルを構築する．

2.1 理論モデルの構築

Sharpe (1964) と Lintner (1965) が提案した CAPM は 1 期間モデルである．本論文では、これを多期間に拡張した条件付 CAPM を基礎として理論モデルを構築していく．条件付 CAPM が成立するとき、時点 t における任意の資産 i の無リスク資産収益率からの超過収益率 r_{it} の条件付期待値は以下のように表される．

$$E[r_{it}|\Omega_{t-1}] = \lambda_{M,t-1} \text{Cov}[r_{it}, r_{Mt}|\Omega_{t-1}], \quad \forall i, \quad \text{where } \lambda_{M,t-1} \equiv \frac{E[r_{Mt}|\Omega_{t-1}]}{\text{Var}[r_{Mt}|\Omega_{t-1}]}$$

ただし、 Ω_{t-1} は投資家が価格付けのために用いる $t-1$ 期において利用可能な情報集合であり、 $E[\cdot|\Omega_{t-1}]$, $\text{Var}[\cdot|\Omega_{t-1}]$, $\text{Cov}[\cdot|\Omega_{t-1}]$ はそれぞれ条件付期待値、条件付分散、条件付共分散を意味する．また、 r_{Mt} は時点 t における市場ポートフォリオの無リスク資産収益率からの超過収益率である．なお、 $\lambda_{M,t-1}$ は時点 $t-1$ において既知の値になると仮定している．

次に、世界 CAPM を導入する．すべての国の投資機会集合が同一であり、なおかつすべての国の消費機会集合が同一であるような状況を考える^{vii}．世界

^{vii} すべての国の投資機会集合が同一であるとは、株式市場において国際投資の障壁が存在しないことを意味する．また、モデルの簡略化のため、先行研究では消費機会集合の同一性も仮定することが多い（Karolyi and Stulz, 2003）．本論文でもそれに従う．

CAPM とは、このような仮定の下で株式の均衡価格が決定する市場の下で成立する CAPM のことであり、その接点ポートフォリオは、世界市場ポートフォリオに一致する。時点 t における国 j の市場ポートフォリオの超過収益率を r_{jt} とすると、条件付世界 CAPM が成立するならば、その条件付期待値は以下で表される。

$$E[r_{jt}|\Omega_{t-1}] = \lambda_{w,t-1} \text{Cov}[r_{jt}, r_{wt}|\Omega_{t-1}], \quad \forall j, \quad \text{where } \lambda_{w,t-1} \equiv \frac{E[r_{wt}|\Omega_{t-1}]}{\text{Var}[r_{wt}|\Omega_{t-1}]} \quad (1)$$

ただし、 r_{wt} は時点 t における世界市場ポートフォリオの超過収益率である。このとき、 r_{wt} はプライシング・ファクターとしてふるまう^{viii}。また、 $\lambda_{w,t-1}$ は世界市場の分散リスクの価格を示しており、時点 $t-1$ において既知の値になる。また、この値は世界共通の値になる。ただし、(1) は各個別資産 i についての条件は課されていないため、純粋な世界 CAPM ではないことには注意が必要である^{ix}。本論文では、厳密な意味での CAPM ではないことを強調するため、(1) を世界 CAPM ではなく、単に「統合市場モデル」と呼称する。

世界 CAPM は、すべての国で投資機会集合と消費機会集合のいずれもが同一になることを仮定しているが、従来の CAPM は外国株式の存在を排除し、1 国の株式市場のみで完結したモデルである。各国で市場が独立しているから、投資機会集合の同一性と消費機会集合の同一性を仮定する必要はない。このようなモデルを世界 CAPM と対比させて国内 CAPM と称する。国内 CAPM が成立

^{viii} 離散時間の設定では、以下を満たす確率過程 $\alpha = (\alpha_t)_{t=0,1,2,\dots}$, $\eta = (\eta_t)_{t=0,1,2,\dots}$ が存在するとき、確率過程 $\mathbf{x} = (\mathbf{x}_t)_{t=0,1,2,\dots}$ をプライシング・ファクターという（詳細は Munk (2013) を参照のこと）。

$$E[R_{it}|\Omega_{t-1}] = \alpha_{t-1} + ((\text{Var}[\mathbf{x}_t|\Omega_{t-1}])^{-1} \text{Cov}[R_{it}, \mathbf{x}_t|\Omega_{t-1}])^\top \eta_t, \quad \forall i$$

ただし、 $\mathbf{x}$ と η の次元は同一であり、分散共分散行列 $\text{Var}[\mathbf{x}_t|\Omega_{t-1}]$ はすべての時点と状態について非特異行列である。また、 R_{it} は資産 i のグロス収益率である。

^{ix} 厳密には、条件付世界 CAPM が成立するとき、「任意の」資産 i の期待超過収益率について以下が成立する。

$$E[r_{it}|\Omega_{t-1}] = \lambda_{w,t-1} \text{Cov}[r_{it}, r_{wt}|\Omega_{t-1}]$$

するならば、時点 t における国 j の市場ポートフォリオの超過収益率 r_{jt} は、それ自身がプライシング・ファクターになるから、(1) における r_{wt} を r_{jt} に置き換えると、 r_{jt} の条件付期待値について以下が成り立つ。

$$E[r_{jt}|\Omega_{t-1}] = \lambda_{j,t-1}\text{Var}[r_{jt}|\Omega_{t-1}], \quad \text{for each } j, \quad \text{where } \lambda_{j,t-1} \equiv \frac{E[r_{jt}|\Omega_{t-1}]}{\text{Var}[r_{jt}|\Omega_{t-1}]} \quad (2)$$

$\lambda_{j,t-1}$ は国 j の国内市場の分散リスクの価格を示しており、時点 $t-1$ において既知の値になる。ただし、 $\lambda_{w,t-1}$ とは異なり、 $\lambda_{j,t-1}$ の値は国ごとに異なっている。また、(1) と同様に、(2) は各個別資産についての条件が課されていないため、国内 CAPM と区別して、単に「分断市場モデル」と称する。

先進国株式市場が従来の仮定どおりに完全に統合されているか否かを調べるため、Bekaert and Harvey (1995) が提案した統合と分断の複合化モデルによるアプローチを採用する。統合と分断の複合化モデルは、レジーム転換モデル (Hamilton, 1988; Hamilton, 1989; Hamilton, 1990) を用いて、統合レジームと分断レジームが切り替わることを許容したモデルである。統合と分断の複合化モデルが示す国 j の市場ポートフォリオの条件付期待超過収益率は、統合市場モデルと分断市場モデルの線型結合として以下のように表される。

$$E[r_{jt}|\Omega_{t-1}] = \phi_{jt}E[r_{jt}|\Omega_{t-1}, \phi_{jt} = 1] + (1 - \phi_{jt})E[r_{jt}|\Omega_{t-1}, \phi_{jt} = 0] \quad (3)$$

ただし、 $\phi_{jt} \in [0,1]$ は、時点 t において国 j の市場ポートフォリオの期待超過収益率の価格付けに統合市場モデルが適用される確率である。以降では、これを次期統合確率とよぶ。 $\phi_{jt} = 1$ のとき、統合市場モデルが適用されるため、 $E[r_{jt}|\Omega_{t-1}, \phi_{jt} = 1]$ は (1) の結果に一致する。 $\phi_{jt} = 0$ のとき、分断市場モデルが適用されるため、 $E[r_{jt}|\Omega_{t-1}, \phi_{jt} = 0]$ は (2) の結果に一致する。すなわち、(1),(2) を (3) に代入することで、統合と分断の複合化モデルは以下のように表現される。

$$E[r_{jt}|\mathbf{\Omega}_{t-1}] = \phi_j \lambda_{w,t-1} \text{Cov}[r_{jt}, r_{wt}|\mathbf{\Omega}_{t-1}, \phi_j = 1] + (1 - \phi_j) \lambda_{j,t-1} \text{Var}[r_{jt}|\mathbf{\Omega}_{t-1}, \phi_j = 0] \quad (6)$$

ただし、本論文では、先進国における大きな制度変更は無いと考え、次期統合確率は時間を通して一定 ($\phi_{jt} = \phi_j \forall t$) であると仮定する。

2.2 条件付期待値の推定モデルと情報変数

Harvey (1991) は条件付世界 CAPM の検証にあたり、GMM を用いてパラメータを推定し、過剰識別制約検定によってモデルの検定を行うことを提案している (GMM アプローチ)。本小節以降では、(6) で示したモデルを GMM 推定に適したモデルへと書き換えていく。本小節では、実証モデルを構築する下準備として、条件付期待値の推定モデルを情報変数に基づいて構築する。

国別市場ポートフォリオの条件付期待超過収益率 $E[r_{jt}|\mathbf{\Omega}_{t-1}]$ および世界市場ポートフォリオの条件付期待超過収益率 $E[r_{wt}|\mathbf{\Omega}_{t-1}]$ における過去の情報 $\mathbf{\Omega}_{t-1}$ には、原理的には株価の決定に関わるすべての情報が含まれている。しかし、実証分析において過去のすべての情報を考慮することは不可能である。そこで、本論文では過去の情報 $\mathbf{\Omega}_{t-1}$ を、特に重要と考えられる利用可能な情報に限定し、条件付期待値、条件付分散、条件付共分散を以下のように近似する。

$$\begin{aligned} E[r_{jt}|\mathbf{\Omega}_{t-1}] &\approx E[r_{jt}|\mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{GL}}], & j = 1, 2, \dots, N \\ E[r_{wt}|\mathbf{\Omega}_{t-1}] &\approx E[r_{wt}|\mathbf{Z}_{t-1}^{\text{G}}] \\ \text{Cov}[r_{jt}, r_{wt}|\mathbf{\Omega}_{t-1}] &\approx \text{Cov}[r_{jt}, r_{wt}|\mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{GL}}], & j = 1, 2, \dots, N \\ \text{Var}[r_{wt}|\mathbf{\Omega}_{t-1}] &\approx \text{Var}[r_{wt}|\mathbf{Z}_{t-1}^{\text{G}}] \end{aligned}$$

ただし、 N は国の数であり、 $\mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{GL}} \in \mathbb{R}^p$ は、時点 $t-1$ における情報を反映した $p-1$ 個の変数と 1 個の定数 (識別のため、1 に基準化される) で構成されたベクトルである。また、 $\mathbf{Z}_{t-1}^{\text{G}} \in \mathbb{R}^q$ は、時点 $t-1$ における情報を反映した $q-1$ 個の変数と基準化された定数で構成されたベクトルである。ベクトル $\mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{GL}}$ を構成する情報変数は、世界共通の情報を反映した変数 (以下、グローバル情報変数) と、国 j 固有の情報を反映した変数 (以下、ローカル情報変数)

の両方を含む変数（以下、グローバル＋ローカル情報変数）であると定める．一方、ベクトル $\mathbf{Z}_{t-1}^G$ はグローバル情報変数のみで構成されると定める^{*}．したがって、両変数の包含関係は、 $\mathbf{Z}_{t-1}^G \subset \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}$ である．具体的な情報変数の内容については、第 3 節で詳述する．

次に、近似した条件付期待値 $E[r_{jt}|\mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}], E[r_{wt}|\mathbf{Z}_{t-1}^G]$ の推定モデルを構築する．本論文では、投資家が線型フィルターを用いて情報を処理すると仮定し、線型関数によって推定モデルを以下のように構築する．

$$\begin{aligned} E[r_{jt}|\mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}] &= \boldsymbol{\delta}_j^\top \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}, & j = 1, 2, \dots, N \\ E[r_{wt}|\mathbf{Z}_{t-1}^G] &= \boldsymbol{\delta}_w^\top \mathbf{Z}_{t-1}^G \end{aligned} \quad (7)$$

ただし、 $\boldsymbol{\delta}_j \in \mathbb{R}^p$ は国 j におけるグローバル＋ローカル情報変数 $\mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}$ に対する係数ベクトルであり、 $\boldsymbol{\delta}_w \in \mathbb{R}^q$ はグローバル情報変数に対する係数ベクトルである．

条件付期待値の推定モデルを用いて、国 j の時点 t における超過収益率についての投資家の予測誤差 u_{jt}, u_{wt} は以下のように求められる．

$$\begin{aligned} u_{jt} &= r_{jt} - \boldsymbol{\delta}_j^\top \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL} \\ u_{wt} &= r_{wt} - \boldsymbol{\delta}_w^\top \mathbf{Z}_{t-1}^G \end{aligned} \quad (8)$$

以上の予測誤差 (8) を用いると、世界市場収益率の分散および世界市場収益率と国別市場収益率の共分散は以下のように表される．

$$\begin{aligned} \text{Cov}[r_{jt}, r_{wt} | \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}] &= E[(r_{jt} - \boldsymbol{\delta}_j^\top \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL})(r_{wt} - \boldsymbol{\delta}_w^\top \mathbf{Z}_{t-1}^G) | \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}] = E[u_{jt}u_{wt} | \mathbf{Z}_{j,t-1}^{GL}] \\ \text{Var}[r_{wt} | \mathbf{Z}_{t-1}^G] &= E[(r_{wt} - \boldsymbol{\delta}_w^\top \mathbf{Z}_{t-1}^G)^2 | \mathbf{Z}_{t-1}^G] = E[u_{wt}^2 | \mathbf{Z}_{t-1}^G] \end{aligned} \quad (9)$$

^{*} 過去の情報 $\boldsymbol{\Omega}_{t-1}$ を近似するのであれば、原理的にはグローバル情報変数とすべての国のローカル情報変数を含めることが望ましい．しかし、膨大な数の変数をモデルに組み込むことは多重共線性の問題、パラメータの拡散、最適化の数値計算における収束の未達など、多くの実証上の問題を引き起こす．そこで、本論文においては、世界市場ポートフォリオの期待超過収益率に対して各国固有の情報が与える影響を捨象している（ただし、米国の情報の一部はグローバル情報として扱う）．同様に、国別市場ポートフォリオの期待超過収益率に対して他国の固有の情報が与える影響を捨象している．

2.3 モーメント条件

国 j において統合と分断の複合化モデル (6) が正しく、前小節での仮定が満たされるとき、(8), (9) を用いると、以下のモーメント条件が成り立つ。

$$\begin{aligned} & \mathbb{E}[\mathbf{h}_{jt} | \mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{GL}}] = \mathbf{0} \\ \text{s.t. } \mathbf{h}_{jt} = \begin{pmatrix} u_{jt} \\ u_{wt} \\ \alpha_{jt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} r_{jt} - \boldsymbol{\delta}_j^{\text{T}} \mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{GL}} \\ r_{wt} - \boldsymbol{\delta}_w^{\text{T}} \mathbf{Z}_{t-1}^{\text{G}} \\ r_{jt} - (\phi_j \lambda_{w,t-1} u_{jt} u_{wt} + (1 - \phi_j) \lambda_{j,t-1} u_{jt}^2) \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (10)$$

ただし、 $\phi_j \in [0, 1]$ は次期統合確率である。また、 $\lambda_{w,t-1} \in (0, \infty)$ は $t-1$ 期で既知の世界市場の分散リスクの価格であり世界共通のパラメータである。 $\lambda_{j,t-1} \in (0, \infty)$ は $t-1$ 期で既知の国別市場の分散リスクの価格であり、国ごとに異なるパラメータである。分散リスクの価格に関するパラメータが時間を通して変化することを許容する場合、情報変数を用いて以下のように表される。

$$\lambda_{w,t-1} = \exp(\boldsymbol{\theta}^{\text{T}} \mathbf{Z}_{t-1}^{\text{G}}), \quad \lambda_{j,t-1} = \exp(\boldsymbol{\theta}_j^{\text{T}} \mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{GL}}) \quad (11)$$

ただし、 $\boldsymbol{\theta}$ および $\boldsymbol{\theta}_j$ は、それぞれグローバル情報変数、グローバル+ローカル情報変数に関する係数ベクトルであり、その次元の数は対応する情報変数の次元の数と同一である。なお、それぞれの分散リスクの価格は理論上、正值でなければならないため、指数関数によってその制約を明示的に課している。同様に、次期統合確率 $\phi_j \in [0, 1]$ もパラメータの定義域を限定する必要があり、本論文では標準正規分布の累積分布関数 $\Phi(\cdot)$ を用いて以下のように定式化する。

$$\phi_j = \Phi(\gamma_j)$$

なお、パラメータの推定に際し、パラメータを非線形関数によって変換している場合、その標準誤差は通常の方法では求まらない。本論文では、デルタ法を用いてパラメータの標準誤差を近似する。

また、モデル (10) は、 $\phi_j = 1$ のとき統合市場モデルを、 $\phi_j = 0$ のとき分断市場モデルを特殊ケースとして含む。すなわち、国 j の統合市場モデルが成立するとき、以下のモーメント条件が成り立つ。

$$\begin{aligned} E[\mathbf{h}_{jt}^{(I)} | \mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{GL}}] &= \mathbf{0} \\ \text{s. t. } \mathbf{h}_{jt}^{(I)} &= \begin{pmatrix} u_{jt} \\ u_{wt} \\ \alpha_{jt}^{(I)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} r_{jt} - \delta_j^\top \mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{GL}} \\ r_{wt} - \delta_w^\top \mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{G}} \\ r_{jt} - \lambda_{w,t-1} u_{jt} u_{wt} \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (12)$$

また、国 j の分断市場モデルが成立するとき、分断市場モデルは予測誤差 u_{wt} を必要としないことに注意すると、以下のモーメント条件が成り立つ。

$$\begin{aligned} E[\mathbf{h}_{jt}^{(S)} | \mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{GL}}] &= \mathbf{0} \\ \text{s. t. } \mathbf{h}_{jt}^{(S)} &= \begin{pmatrix} u_{jt} \\ \alpha_{jt}^{(S)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} r_{jt} - \delta_j^\top \mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{GL}} \\ r_{jt} - \lambda_{j,t-1} u_{jt}^2 \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (13)$$

また、世界市場の収益率に関して自身をプライシング・ファクターとする CAPM が成立していると仮定する。このとき、以下のモーメント条件が成り立つ。

$$\begin{aligned} E[\mathbf{h}_t^{(W)} | \mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{G}}] &= \mathbf{0} \\ \text{s. t. } \mathbf{h}_t^{(W)} &= \begin{pmatrix} u_{wt} \\ \alpha_t^{(W)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} r_{wt} - \delta_w^\top \mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{G}} \\ r_{wt} - \lambda_{w,t-1} u_{wt}^2 \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (14)$$

なお、世界市場の分散リスクの価格 $\lambda_{w,t-1}$ は世界共通のパラメータであるから、このモーメント条件を用いて得た推定量 $\hat{\lambda}_{w,t-1}$ を (10) に代入して二段階推定を行うことで、この制約を明示的に課することができる。

分析においては、(10), (12), (13), (14) で示したモーメント条件^{xi}に基づき、単位行列をウェイト行列と置いて GMM 推定されたパラメータの推定量をもとにウェイト行列を更新し、更新されたウェイト行列を用いて再度 GMM 推定を行う二段階 GMM によって推定を行う。また、それぞれのモーメント条件の成

^{xi} 実際の推定では、 $E[\mathbf{h}_{jt} \otimes \mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{GL}}] = \mathbf{0}$ の標本対応である $T^{-1} \sum_{t=1}^T \mathbf{h}_{jt} \otimes \mathbf{Z}_{j,t-1}^{\text{GL}} = \mathbf{0}$ をモーメント条件とする。ただし、 $\otimes$ はクロネッカー積を表す記号である。

立を帰無仮説とする過剰識別制約検定も同時に行う。

3. データと記述統計量

前節で構築した実証モデルのパラメータを推定するには、 j 国市場ポートフォリオの超過収益率 r_j 、世界市場ポートフォリオの超過収益率 r_w 、グローバル情報変数 $\mathbf{Z}^G$ 、国 j におけるグローバル+ローカル情報変数 $\mathbf{Z}_j^{GL}$ が必要である。データは、MSCI, Kenneth R. French's Data Library, FRB of St. Louis (Federal Reserve Bank of St. Louis), OECD (Organization for Economic Co-operation and Development), IMF (International Monetary Fund), 日経 NEEDS Financial Quest から取得した。また、データの期間は 2003 年 8 月から 2018 年 7 月までの月次データ 180 期、15 年分である。この分析期間は、各情報変数を 23 ヶ国すべてで取得できること、先行研究における分析期間と同程度の長さ（概ね 15 年～20 年程度）を確保できること、2008 年の世界的金融危機の影響が統合市場モデルと分断市場モデルの成立に与える影響を分析できることの三つの観点から定めた。

国別市場ポートフォリオの収益率には、MSCI が提供する国別市場指数の月次収益率を用いた。また、世界市場ポートフォリオの収益率には、世界市場指数^{xii}の月次収益率を用いた。無リスク資産収益率には、Kenneth R. French の Data Library から取得した米国 1 ヶ月物国庫短期証券の利回りを用いた。国別市場ポートフォリオの超過収益率 r_j および世界市場ポートフォリオの超過収益率 r_w は、無リスク資産の収益率からの超過収益率である。なお、これらのデータはすべて米ドル建てである。

グローバル情報変数 $\mathbf{Z}^G$ 、グローバル+ローカル情報変数 $\mathbf{Z}_j^{GL}$ は、世界全体の景気循環や国ごとの景気循環を反映する変数を用いた。情報変数は、Harvey (1991), Mittoo (1992), Bekaert and Harvey (1995), De Santis and Gerard (1997),

^{xii} 世界市場指数は、MSCI によって Developed Market に分類される 23 の国と地域の国別市場指数を時価加重平均した指数である。

Carrieri, Chaieb, and Errunza (2013) などを参考に、次期の国別市場ポートフォリオの超過収益率や世界市場ポートフォリオの超過収益率に対して説明力を持つものを選んだ^{xiii}。表 1 に各情報変数を列挙している。さらに、それらの本論文における省略表記、定義、出典を併記した。なお、各情報変数の記述統計量は表 2 に、相関係数（Pearson の相関係数）は表 3 に記載した。推定精度を大きく毀損するような異常値や、多重共線性の問題を引き起こすような変数間の相関は概ね無いと考えられる。ただし、世界市場指数と国別市場指数間の相関は同時点では 0.81 を示し、多重共線性の問題を起こしうるため、情報変数として採用するのは世界市場指数のみに限定した。

「グローバル情報変数 $\mathbf{Z}^G$ 」として定めた変数は、世界市場ポートフォリオの超過収益率、米国金利の期間構造の変化、無リスク資産収益率の変化、金先物価格の変化率である。また、「グローバル＋ローカル情報変数 $\mathbf{Z}_j^{GL}$ 」として定めた変数は、世界市場ポートフォリオの超過収益率、米国金利の期間構造、無リスク資産収益率の変化、米国信用スプレッド、米国鉱工業生産指数の変化率、石油先物価格の変化率、金先物価格の変化率、国別市場ポートフォリオの超過配当利回り、消費者物価指数の変化率である。

^{xiii} 具体的には、世界市場指数に対しては最小二乗法による調整済み決定係数が最も大きくなるような変数を選択し、国別市場指数に対しては固定効果モデルによるパネルデータ分析を通して調整済み決定係数が最も大きくなるような変数を選択した。

表 1：情報変数の候補の定義

被説明変数

国別市場の超過収益率／Ret(L) 出典：MSCI, French's Data Library
[国別市場のMSCI gross index の月次収益率] - [1ヶ月物米国国庫短期証券の収益率]

グローバル情報変数

世界市場の超過収益率／Ret(W) 出典：MSCI, French's Data Library
[世界市場のMSCI gross index の月次収益率] - [1ヶ月物米国国庫短期証券の収益率]

米国金利の期間構造の変化／TS(US) 出典：OECD
([当月の10年物米国債利回り] - [当月の90日米国銀行間取引金利])
- ([前月の10年物米国債利回り] - [前月の90日米国銀行間取引金利])

無リスク資産収益率の変化／Rf(US) 出典：French's Data Library
[当月の1ヶ月物米国国庫短期証券の収益率] - [前月の1ヶ月物米国国庫短期証券の収益率]

米国信用スプレッド／CS(US) 出典：FRB of St. Louis
[Moody's の Baa 格付社債利回り] - [Moody's の Aaa 格付社債利回り]

米国鉱工業生産指数の変化率／IPI(US) 出典：FRB of St. Louis
([当月の米国鉱工業生産指数] / [前月の米国鉱工業生産指数]) - 1

石油先物価格の変化率／Oil 出典：Financial Quest
([当月の石油先物価格] / [前月の石油先物価格]) - 1

金先物価格の変化率／Gold 出典：Financial Quest
([当月の金先物価格] / [前月の金先物価格]) - 1

ローカル情報変数

国別市場の超過配当利回り／Div(L) 出典：MSCI
[国別市場のMSCI gross index の月次収益率] - [国別市場のMSCI price index の月次収益率]
- [1ヶ月物米国国庫短期証券の収益率]

国別金利の期間構造の変化／TS(L) 出典：OECD, IMF(IFS)
([当月の10年物国債利回り] - [当月の90日銀行間取引金利])
- ([前月の10年物国債利回り] - [前月の90日銀行間取引金利])
※ 10年物国債利回りの出典は原則としてOECDより、イタリア及びシンガポールはIMFより、
※ 90日銀行間取引金利の出典は原則としてOECDより、香港はIMFの"money market rate (3 month)"
に置き換えた。

消費者物価指数の変化率／CPI(L) 出典：IMF(IFS)
[当月の消費者物価指数] / [前月の消費者物価指数]
※ シンガポールはIMFの生産者物価指数に差し替えた。

表 2：情報変数の記述統計量

結果は2003年8月から2018年7月までのデータ（180期）に基づく。標本サイズ以外の単位はすべて%である。省略記号の詳細は表1に記載している。

	平均	標準偏差	標本 サイズ	最小値	25% 分位値	中央値	75% 分位値	最大値
Ret (L)	0.746	6.071	4163	-37.121	-2.345	1.031	4.269	28.289
Ret (W)	0.701	4.109	181	-19.014	-1.531	1.324	2.769	11.309
CS (US)	1.065	0.474	181	0.550	0.810	0.930	1.170	3.380
TS (US)	-0.009	0.282	181	-1.000	-0.160	-0.020	0.110	1.680
Rf (US)	0.000	0.020	181	-0.100	0.000	0.000	0.010	0.070
IPI (US)	0.078	0.709	181	-4.333	-0.241	0.146	0.490	1.540
Oil	0.851	8.821	181	-32.621	-4.942	1.630	6.939	29.714
Gold	0.837	5.154	181	-18.460	-2.282	0.528	4.345	14.035
Div (L)	0.175	0.496	4163	-0.440	-0.060	0.012	0.257	4.525
TS (L)	-0.002	0.268	4154	-2.170	-0.132	-0.024	0.100	3.094
CPI	0.136	0.420	4163	-2.349	-0.098	0.132	0.343	3.109

表 3：変数間の相関

結果は2003年8月から2018年7月までのデータ（180期）に基づく。F. は1期先の変数であることを表す。省略記号の詳細は表1に記載している。

	将来超過収益率		グローバル変数							ローカル変数		
	F.Ret (L)	F.Ret (W)	Ret (W)	TS (US)	Rf (US)	CS (US)	IPI (US)	Oil	Gold	Ret (L)	Div (L)	TS (L)
F.Ret (W)	0.81											
Ret (W)	0.14	0.16										
TS (US)	0.11	0.11	0.15									
Rf (US)	0.07	0.10	0.12	-0.24								
CS (US)	0.09	0.08	0.02	0.26	-0.10							
IPI (US)	-0.06	-0.05	0.20	-0.32	0.09	-0.48						
Oil	0.10	0.13	0.43	0.23	0.08	0.04	0.08					
Gold	-0.03	-0.09	0.14	0.07	-0.03	0.07	-0.05	0.20				
Ret (L)	0.13	0.16	0.81	0.13	0.09	0.05	0.15	0.39	0.17			
Div (L)	-0.04	-0.01	0.04	0.03	0.04	0.11	-0.06	0.03	-0.08	0.03		
TS (L)	0.03	-0.01	0.01	0.46	-0.10	0.28	-0.23	0.12	0.01	-0.01	0.04	
CPI	-0.01	0.01	0.05	0.02	0.03	-0.06	0.05	0.15	-0.02	0.05	0.03	-0.01

4. 実証結果

本節では、第 3 節で構築した実証モデル群の推定結果を示す。4.1 では統合市場モデルの実証結果を示し、4.2 では分断市場モデルの実証結果を示す。4.3 以降では統合と分断の複合化モデルを検討する。なお、4.3 では標準的な方法として、「次期統合確率をパラメータとして推定する方法」を用いた分析を行う。従来型のこの方法を以降では PI 法 (Parametric Integration method) と呼ぶことにする。一方、4.4 では、PI 法の欠点を補完するため、新たに「次期統合確率を所与とする方法」を検討する。この本論文固有の方法を以降では GI 法 (Given Integration method) と呼ぶことにする。

なお、本論文の実証分析で扱う GMM 推定 (二段階 GMM) と過剰識別制約検定は Stata を用いて行った。また、最適化アルゴリズムとして、BFGS 法 (Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno method) と NR 法 (Newton-Raphson method) を組み合わせたアルゴリズムを採用した。

4.1 統合市場モデルの実証結果

表 4 は、(12) で表された世界市場の分散リスクの価格 $\lambda_{w,t-1}$ が時間を通して一定である ($\lambda_{w,t-1} = \lambda_w, \forall t$) という制約付の統合市場モデルに関する実証結果である。なお、この結果は (14) を用いて λ_w を二段階推定する処置は行っていない。したがって、 λ_w は国ごとに異なる値が推定されることには注意が必要である。表 4 の左半分は全標本期間における結果を示しており、その第一列の「J 統計量」は過剰識別制約検定の結果を示している。たとえば、アイルランドの過剰識別制約検定の結果を確認すると、J 統計量が 29.698 を示しており、この設定での統合市場モデルが正しいという帰無仮説は 1%水準で棄却されていることが分かる。第二列の「世界 λ 」は世界市場の分散リスクの価格 λ_w の推定値を表しており、アイルランドでは 18.645 であった。また、このパラメータ

は 1%水準で統計的に有意であった^{xiv}。しかしながら、先述のとおり、アイルランドのモデルは棄却されているから、アイルランドでは条件付共分散が価格付けされているが、それ以外の要素の影響力が非常に大きく、モーメント条件 $E[h_{jt}|Z_{j,t-1}^{GL}] = 0$ が満たされないと解釈できる。

以上を踏まえて各国の結果を見ていく。まず、23ヶ国のうち、イギリス、ノルウェー、フィンランドの3ヶ国では、パラメータを推定することができなかった。そして、アイルランド、スイス、ニュージーランドの3ヶ国では、統合市場モデルが正しいことを帰無仮説とする過剰識別制約検定が 10%水準で棄却された。残りの 17ヶ国のうち、有意な λ_w を得た国はスウェーデンとスペインの2ヶ国のみであり、その推定値はそれぞれ 3.333, 2.997 であった。これらの平均は 3.165 を示した。最下行には、(14) で示したモーメント条件に基づく世界市場指数における λ_w の推定結果を示した。この推定値は 2.835 であり、先ほどの2ヶ国の (12) で推定された λ_w の平均値に比較的近い値を示している。ゆえに、統合市場モデルにおける「すべての国 j について、 λ_w が等しい」という制約がある程度満たされていることが確認できる。また、Merton (1980) のモデルに則ると、世界市場の分散リスクの価格は、世界経済における代表的投資家の相対的リスク回避度であると解釈される^{xv}。 λ_w に関する各推定値は、

^{xiv} パラメータの有意性に関する検定に際し、デルタ法を用いてパラメータの標準誤差を近似した。

^{xv} Merton (1980) は、連続時間での異時点間 CAPM (Merton, 1973) に基づく条件の下で、市場ポートフォリオの瞬間的な期待超過収益率についての以下の関係式が成立すると述べている。

$$r_{Mt} - r_t^f = \lambda \sigma_{Mt}^2$$

ただし、 r_{Mt} は時点 t における市場ポートフォリオの瞬間的な期待収益率であり、 r_t^f は時点 t における無リスク資産の瞬間的な期待収益率である。また、 λ は市場に参加するすべての投資家の相対的リスク回避度の加重和であり、 σ_{Mt}^2 は時点 t における市場ポートフォリオの瞬間的な分散である。この関係式は、(1) における $\lambda_{w,t-1}$ の定義式や、(2) における $\lambda_{j,t-1}$ の定義式に対応している。つまり、世界市場のリスクの

相対的リスク回避度一定のモデルで一般的に示唆される値と大きく乖離していない。しかしながら、世界市場指数の J 統計量は 11.480 であり、 λ_w が一定である統合市場モデルの成立を帰無仮説とする過剰識別制約検定は 5%水準で棄却された。したがって、統合市場モデルが成立していないか、あるいは世界市場の分散リスクの価格 λ_w が時間を通して変動することが示唆される。

価格 $\lambda_{w,t-1}$ は、世界経済における代表的投資家の相対的リスク回避度を表しており、国内市場のリスクの価格 $\lambda_{j,t-1}$ は国内経済における代表的投資家の相対的リスク回避度を表していると解釈できる。

表 4：統合市場モデルの推定結果

結果は2003年8月から2018年7月までのデータ（180期）に基づく。推定モデルは (12) で示した統合市場モデルである。なお、世界市場のリスクの価格（世界 λ ）が時間を通して一定であることという制約を課している。また、最終行には、(14) で示した世界市場指数に関する統合市場モデルの推定結果を示す。

J統計量はモデルが正しいことを帰無仮説とする過剰識別制約検定に関する統計量を示し、世界 λ は世界市場のリスクの価格の推定値を示す。付記された記号は推定値がゼロに等しいことを帰無仮説とする検定に関する有意水準を示す。なお、検定に用いる標準誤差はデルタ法を用いて求めた。空白行は収束を達成できなかった、あるいはパラメータを推定できなかったことを表す。先進国株式市場平均は結果を得られた国々の等加重平均値を示す。ただし、過剰識別制約検定が10%水準で棄却された国を除いて計算した。

	全標本期間 (2003.8 - 2018.7)		金融危機除く期間 (2003.8 - 2008.8, 2009.9 - 2018.7)	
	J 統計量	世界 λ	J 統計量	世界 λ
アイルランド	29.698 ***	18.645 ***	15.190 -	1.390 -
アメリカ	22.285 *	1.685 -	7.638 -	4.963 **
イギリス			8.235 -	5.079 *
イスラエル	21.518 *	0.760 -	7.386 -	2.826 -
イタリア	15.510 -	0.000 -	19.249 -	1.361 -
オーストラリア	18.787 -	1.913 -	8.255 -	6.162 **
オーストリア	15.784 -	0.776 -	12.121 -	3.203 -
オランダ	19.341 -	0.482 -	12.217 -	7.352 ***
カナダ	6.799 -	1.131 -	6.480 -	6.484 *
シンガポール	23.183 *	1.751 -	14.820 -	8.725 ***
スイス	51.870 ***	24.826 ***	7.526 -	7.963 **
スウェーデン	9.630 -	3.333 **	9.541 -	6.978 **
スペイン	5.125 -	2.997 *	10.562 -	3.338 -
デンマーク	23.596 *	0.924 -	11.583 -	5.183 **
ドイツ	6.181 -	2.519 -	17.834 -	5.163 **
日本	8.542 -	3.390 -	10.360 -	1.744 -
ニュージーランド	36.756 ***	34.149 ***	30.716 ***	25.107 ***
ノルウェー			13.402 -	4.523 -
フィンランド			16.230 -	1.533 -
フランス	13.695 -	1.100 -	4.661 -	5.965 **
ベルギー	21.601 *	0.903 -	10.431 -	6.346 **
ポルトガル	6.282 -	1.096 -	16.420 -	0.910 -
香港	13.045 -	1.869 -	6.258 -	6.251 *
先進国株式市場平均		1.717		4.702
(有意な λ のみ平均)		3.165		6.355
世界市場指数	11.480 **	2.835 -	8.095 *	5.499 **

*, **, *** は、それぞれ10%, 5%, 1%水準で帰無仮説が棄却されることを表す。- は、いずれの水準でも棄却されないことを表す。

表 4 の右半分は、世界的な金融危機の影響によってパラメータの推定量の効率性が落ちる可能性を考慮し、2008 年 9 月から 2009 年 8 月までの期間を除いた標本期間で (12) のモデルを推定した結果である。すべての国でパラメータを推定することができ、モデルが正しいという帰無仮説は、ニュージーランド以外では棄却されなかった。残りの 22 ヶ国のうち、14 ヶ国で有意な λ_w を得ることができ、それらの等加重平均は 6.355 であった。世界市場指数の λ_w が 5.499 であることから、世界的金融危機の影響を除いた場合、これら 14 ヶ国では統合市場モデルにおける「すべての国 j について、 λ_w が等しい」という仮定が、ある程度満たされていることが確認できる。さらに、世界市場指数の J 統計量は 8.095 であり、 λ_w が一定である統合市場モデルの成立を帰無仮説とする過剰識別制約検定は、5%水準では棄却されない^{xvi}。したがって、世界的金融危機の影響を除いた期間では、世界市場の分散リスクの価格を一定とする完全統合市場が成立していることが示唆される。

さらに、全標本期間と金融危機を除く期間における λ_w の平均値（有意なもののみ）を比較すると、それぞれ 3.165、6.355 を示しており、金融危機を除いた期間における世界市場の分散リスクの価格が、全標本期間のものと比べて約 2 倍になっていることが分かる。また、世界市場指数における λ_w の推定値は全標本期間では 2.835、金融危機を除いた期間では 5.499 を示しており、やはり金融危機を除いた期間における世界市場の分散リスクの価格が、全標本期間のものと比べて約 2 倍になっていることが分かる。これは、世界的金融危機の時期において世界市場の分散リスクの価格が平時よりも過小評価されていたことを示唆する。世界市場の分散リスクの価格は、世界市場の期待収益率を、その

^{xvi} 表中にも示されているように、金融危機を除く期間における世界市場の分散リスク一定の制約下での統合市場モデル (14) は、10%水準では棄却されているが、過剰識別制約検定では原則として 5%水準を判断基準とすることが多いため、モデルが正しい可能性は排除しきれない。

分散で除したものであるから、世界的金融危機の時期における各国の期待収益率の急激な低下に由来する世界市場収益率の暴落が、当該時期における世界市場の分散リスクの価格の急落の原因だと考えられる。したがって、期待収益率の急激な低下と比較して、世界市場の分散構造（あるいは先進国株式市場間の共分散構造）の調整が緩慢であることが示唆される。以上の結果から、世界市場の分散リスクの価格は時間変動的である（ $\exists t \text{ s.t. } \lambda_w \neq \lambda_{wt}$ ）と結論付ける^{xvii}。

4.2 分断市場モデルの実証結果

表 5 は、(13) で表された国別市場の分散リスクの価格 $\lambda_{j,t-1}$ が時間を通して一定である ($\lambda_{j,t-1} = \lambda_j, \forall t$) という制約付の分断市場モデルに関する推定結果である。左半分は全標本期間の結果を表す。各国の J 統計量を確認すると、パラメータを得られなかったノルウェーを除く 22 ヶ国において、モデルの成立を帰無仮説とする過剰識別制約検定が 5%水準では棄却されなかったことが分かる（10%水準では 4 ヶ国が棄却される）。国内市場の分散リスクの価格 λ_j （表中では国内 λ ）の推定値は 13 ヶ国で有意な値を示し、これらの国々では分断市場モデルの成立が示唆される。Merton (1980) によると、国内市場の分散リスクの価格は、国内投資家の相対的リスク回避度であると解釈される。 λ_j の先進国市場平均は有意なものに限定すると 3.149 であり、相対的リスク回避度一定の効用関数の下で一般的に示唆される値と大きく乖離していない。

^{xvii} Harvey (1991), Bekaert and Harvey (1995), De Santis and Gerard (1997) では、それぞれ GMM アプローチ、ARCH モデル、GARCH モデルを用いて世界市場のリスクの価格の時間変動性を支持する結果が示されている。なお、世界市場のリスクの価格は Merton (1980) のモデルに従うと、世界経済における代表的投資家の相対的リスク回避度であると解釈される。Chan and Kogan (2002) は連続時間の設定で、代表的投資家の相対的リスク回避度が景気循環と逆の変動性を持つことを理論的に示した。しかしながら、本論文における推定結果は、むしろ景気循環に沿った変動性を持つことを示唆している。

表 5 : 分断市場モデルの推定結果

結果は2003年8月から2018年7月までのデータ（180期）に基づく、推定モデルは(13)で示した分断市場モデルである。なお、国別市場のリスクの価格（国別λ）が時間を通して一定であることという制約を課している。
J統計量はモデルが正しいことを帰無仮説とする過剰識別制約検定に関する統計量を示し、国別λは国別市場のリスクの価格の推定値を示す。付記された記号は推定値がゼロに等しいことを帰無仮説とする検定に関する有意水準を示す。なお、検定に用いる標準誤差はデルタ法を用いて求めた。空白行は収束を達成できなかった、あるいはパラメータを推定できなかったことを表す。先進国株式市場平均は結果を得られた国々の等加重平均値を示す。ただし、過剰識別制約検定が10%水準で棄却された国を除いて計算した。

	全標本期間 (2003.8 - 2018.7)		金融危機除く期間 (2003.8 - 2008.8, 2009.9 - 2018.7)	
	J 統計量	国別λ	J 統計量	国別λ
アイルランド	7.941 -	0.640 -	5.715 -	1.416 -
アメリカ	12.861 -	5.078 **	11.448 -	6.282 **
イギリス	14.633 -	1.538 -	9.160 -	3.664 *
イスラエル	10.275 -	2.176 -	8.128 -	1.763 -
イタリア	12.756 -	2.081 *	12.650 -	1.038 -
オーストラリア	9.706 -	2.463 *	7.521 -	2.772 *
オーストリア	11.932 -	0.615 -	8.051 -	1.781 -
オランダ	10.014 -	2.783 *	12.690 -	2.979 -
カナダ	6.509 -	4.088 ***	7.976 -	3.957 **
シンガポール	15.910 *	3.112 **	29.476 ***	2.785 -
スイス	9.783 -	3.690 *	9.998 -	4.500 *
スウェーデン	6.331 -	2.273 *	11.054 -	2.751 *
スペイン	6.262 -	1.088 -	6.098 -	1.416 -
デンマーク	16.017 *	2.088 -	4.097 -	4.951 ***
ドイツ	14.342 -	3.403 **	14.356 -	2.773 *
日本	16.792 *	5.828 ***	5.833 -	3.953 **
ニュージーランド	11.805 -	2.486 *	7.008 -	2.566 *
ノルウェー			9.980 -	2.421 *
フィンランド	11.209 -	1.628 -	9.800 -	2.089 *
フランス	9.561 -	3.048 **	7.742 -	2.852 *
ベルギー	13.051 -	3.251 **	13.262 -	2.494 -
ポルトガル	15.001 *	1.830 -	13.902 -	1.477 -
香港	8.094 -	2.049 -	5.036 -	3.768 **
先進国株式市場平均 (有意な λ のみ平均)		2.465 3.149		2.894 3.521

*, **, ***は、それぞれ10%, 5%, 1%水準で帰無仮説が棄却されることを表す。- は、いずれの水準でも棄却されないことを表す。

表 5 の右半分は、金融危機の期間を除いた分断市場モデルの推定結果である。J 統計量の結果から、シンガポールにおいてモデルが正しいという帰無仮説が 1%水準で棄却されてしまっていることが分かる。残りの 22 ヶ国のうち、14 ヶ国については国内市場の分散リスクの価格 λ_j が有意な値を示し、分断市場モデルの成立が示唆される。なお、アイルランド、イスラエル、オーストリア、スペイン、ポルトガルの 5 ヶ国を除く 17 ヶ国においては、全標本期間と金融危機の期間を除く期間のいずれかにおいて分断市場モデルが成立していることが示唆される。

さらに、全標本期間と金融危機を除く期間における λ_j の平均値（有意なもののみ）を比較すると、それぞれ 3.149, 3.521 を示しており、金融危機を除いた期間における国別市場の分散リスクの価格は、全標本期間のものとほとんど同じであることが分かる。

これまでの結果を整理すると、世界的金融危機の影響によってパラメータの信頼性をやや損ねる国もあるが、統合市場モデルにおける結果と比較すれば、分断市場モデルは世界的金融危機の影響に対して概ね頑健であることが分かった。したがって、国内市場の分散リスクの価格は世界的金融危機の影響を加味しても時間を通して一定であると結論付ける。

4.3 統合と分断の複合化モデルの実証結果（PI 法）

前小節までの結果は、世界市場の分散リスクの価格 $\lambda_{w,t-1}$ が時間を通して一定ではない一方、国内市場の分散リスクの価格 $\lambda_{j,t-1}$ が時間を通して一定であることを示唆していた。したがって、本小節では、時間変動的な世界市場の分散リスクの価格 $\lambda_{w,t-1}$ と時間を通して一定な国内市場の分散リスクの価格 λ_j を仮定し、(10) で表した統合と分断の複合化モデルの二段階推定を行う。この結果をもとに、次期統合確率 ϕ_j の推定値が示す性質を分析していく。

表 6 は、統合と分断の複合化モデルの推定結果である。左半分は全標本期間

の推定結果である。半数以上の国々でパラメータを得ることができず、パラメータを得られたのは 9 ケ国のみであった。J 統計量の結果から、9 ケ国すべてで、モデルが正しいという帰無仮説は棄却されなかったことが分かる。次期統合確率の列は、中央列が推定値を示し、左列は推定値が 0 に等しいことを、右列は推定値が 1 に等しいことを帰無仮説とする検定に関する有意水準を表す。たとえば、イギリスにおける次期統合確率は 0.977 を示し、この推定値が 0 に等しいと言う帰無仮説も 1 に等しいという帰無仮説も棄却されない。すなわち、推定値そのものは統合を示唆する水準であるが、推定精度の観点から言えば、イギリスの株式市場が統合されているか分断されているか判別がつかない。分断の可能性が明確に排除されたのはイスラエルとデンマークのみであり、逆に日本や香港では統合の可能性が明確に排除されている。

先進国株式市場全体での次期統合確率 ϕ_j の推定値の等加重平均は 0.590 を示しており、先進国株式市場が統合されているのか、分断されているのか判別がつかない。また、結果を得られた国の数が非常に少ないため、この平均値の水準は極めて疑わしい。

表 6：統合と分断の複合化モデルの推定結果

結果は2003年8月から2018年7月までのデータ（180期）に基づく。推定モデルは(10)で示した統合と分断の複合化モデルであり、次期統合確率をパラメータとして推定した。また、世界市場のリスクの価格は時間変動的であり、国内市場のリスクの価格は時間を通して一定である。世界市場のリスクの価格は統合市場モデルにおける世界市場指数から二段階で推定し、国内市場のリスクの価格は同時に推定した。

J統計量はモデルが正しいことを帰無仮説とする過剰識別制約検定に関する統計量を示す。次期統合確率に付記された記号は、左側は推定値が0に等しいことを、右側は推定値が1に等しいことを帰無仮説とする検定に関する有意水準を示す。なお、検定に用いる標準誤差はデルタ法を用いて求めた。空白行は収束を達成できなかった、あるいはパラメータを推定できなかったことを表す。先進国株式市場平均は結果を得られた国々の等加重平均値を示す。ただし、過剰識別制約検定が10%水準で棄却された国を除いて計算した。

	全標本期間 (2003.8 - 2018.7)		金融危機除く期間 (2003.8 - 2008.8, 2009.9 - 2018.7)	
	J 統計量	次期統合確率	J 統計量	次期統合確率
アイルランド				
アメリカ			16.537 -	- 0.329 ***
イギリス	4.498 -	- 0.977 -	10.774 -	- 0.223 -
イスラエル	6.790 -	*** 1.000 -		
イタリア			15.747 -	- 0.098 -
オーストラリア			7.024 -	- 0.000 *
オーストリア				
オランダ			9.948 -	- 0.702 -
カナダ			9.504 -	- 0.000 -
シンガポール			18.910 -	- 0.000 -
スイス	6.427 -	- 0.683 -		
スウェーデン	5.320 -	- 0.440 -	8.521 -	- 0.763 -
スペイン			4.620 -	- 0.383 -
デンマーク	8.747 -	*** 1.000 -		
ドイツ				
日本	12.367 -	- 0.000 ***		
ニュージーランド			4.413 -	*** 1.000 -
ノルウェー	6.662 -	- 0.306 -	13.080 -	- 0.000 -
フィンランド	5.546 -	- 0.900 -		
フランス			7.427 -	- 1.000 -
ベルギー				
ポルトガル			10.088 -	- 0.000 -
香港	2.644 -	- 0.000 **	4.953 -	- 0.639 -
先進国株式市場平均		0.590		0.367
(アメリカ除く)		0.590		0.370

*, **, ***は、それぞれ10%, 5%, 1%水準で帰無仮説が棄却されることを表す。- は、いずれの水準でも棄却されないことを表す。

表 6 の右半分は、世界的金融危機の期間を除いた統合と分断の複合化モデルの推定結果である。14 ヶ国でパラメータを得ることができ、そのすべてにおいて、モデルが正しいという帰無仮説は 10%水準で棄却されなかった。次期統合確率を見ると、ニュージーランドやフランスにおいて非常に高い値が示されているが（いずれも 1.00）、オーストラリア、カナダ、シンガポール、ノルウェー、ポルトガルにおいては非常に低い値が示されている（いずれも 0.00）。市場の分断の可能性が明確に否定されたのはニュージーランドのみであり、アメリカやオーストラリアでは市場の統合の可能性が明確に否定されている。

次期統合確率の推定値の等加重平均は 0.367 であり、これは全標本期間の値（0.590）よりも低い。すなわち、金融危機は市場の統合を促したことが示唆される。ただし、全標本期間における推定結果を得られた国の少なさを考慮すれば、これは信頼のおける結果であるとは言えない。つまり、次期統合確率が時間変動的であるか、あるいは次期統合確率の推定を誤っている可能性がある。

4.4 統合と分断の複合化モデルの実証結果（GI 法）

前小節で用いた「次期統合確率をパラメータとして推定する方法」（PI 法）では、次期統合確率の推定値を得られた国の数が少なく、その推定精度も低いため、その値が先進国株式市場全体の適切な次期統合確率を示しているかどうか分からないという問題があった。そこで、本小節では「次期統合確率を所与とする方法」（GI 法）を検討する。具体的には、様々な次期統合確率を所与とする複数の「候補モデル」を推定および検定し、それらの平均絶対誤差（MAE）の大きさを比較することで「最も当てはまりの良いモデル」（以下、最適モデル）を抽出する。パラメータの数を減らしていることため、PI 法に比べると多くの国で推定結果を得ることができる可能性が高い。しかしながら、次期統合確率に関する標準誤差を得ることはできないため、推定精度に関する情報を得ることができないことには注意が必要である。

表 7 は、全標本期間において統合と分断の複合化モデルを GI 法で推定した結果である。各列はそれぞれ次期統合確率が 0.01, 0.25, 0.50, 0.75, 0.99 の場合の、(10) で表されるモデルの平均絶対誤差を示している。たとえば、日本の平均絶対誤差はそれぞれのケースにおいて、1.53, 1.60, 1.07, 1.06, 1.15 を示しており、この中で最小のものは 1.06 である。表中では最小の平均絶対誤差に下線を引いて示しており、最小 MAE という列にまとめて並べている。日本の平均絶対誤差が最小値 1.06 を示すのは所与の次期統合確率が 0.75 のときである。このような最適モデルが示す次期統合確率を最適 ϕ という列にまとめて並べている。

GI 法では、スペインを除く 22 ヶ国においてひとつ以上の所与の次期統合確率の下で結果を得ることができた。最適モデルが示す次期統合確率の 23 ヶ国等加重平均は 0.41 を示した。なお、アメリカは市場規模が大きすぎるため、統合と分断の複合化モデルに含まれる世界市場との条件付共分散が国別市場の条件付分散と多重共線性の問題を起し得る。このような特性を持つアメリカを除いても、次期統合確率の先進国平均は 0.42 を示しており、平均的には表 4 で示した全標本期間での PI 法による結果 (0.59) よりも低い水準である。国別で見ると、イギリス、カナダ、ノルウェーにおける次期統合確率は 0.99 を示しており、これらの国々における統合市場モデルの成立が示唆される。一方、アイルランド、オランダ、ニュージーランド、香港における次期統合確率は 0.01 を示しており、これらの国々における分断市場モデルの成立が示唆される。

表 7：GI 法による統合と分断の複合化モデル（全標本期間）の推定結果

結果は2003年8月から2018年7月までのデータ（180期）に基づく。推定モデルは(10)で示した統合と分断の複合化モデルであり、いくつかの所与の次期統合確率の下で推定した。また、世界市場のリスクの価格は時間変動的であり、国内市場のリスクの価格は時間を通して一定である。世界市場のリスクの価格は統合市場モデルにおける世界市場指数から二段階で推定し、国内市場のリスクの価格は同時に推定した。

なお、0.01, 0.25, 0.50, 0.75, 0.99 は、次期統合確率としてそれぞれの値を与えた統合と分断の複合化モデルの平均絶対誤差(%)を表しており、最も小さい値を示したものには下線が引かれている。最小MAEは最も小さい平均絶対誤差(%)である。最適 ϕ は最も小さい平均絶対誤差を示すモデルにおいて与えられた次期統合確率を示している。空白は収束が達成されなかった、あるいはパラメータが推定できなかったことを表し、rejは過剰識別制約検定が10%水準で棄却されていることを表す。先進国株式市場平均は結果を得られた国々の等加重平均値である。

	<u>0.01</u>	<u>0.25</u>	<u>0.50</u>	<u>0.75</u>	<u>0.99</u>	最小MAE	最適 ϕ
アイルランド	<u>1.43</u>			1.51		<u>1.43</u>	0.01
アメリカ		<u>1.45</u>			3.85	<u>1.45</u>	0.25
イギリス				2.85	<u>1.13</u>	<u>1.13</u>	0.99
イスラエル	rej		<u>0.75</u>	2.61	1.07	<u>0.75</u>	0.50
イタリア		<u>1.06</u>		1.46	1.68	<u>1.06</u>	0.25
オーストラリア	7.81		<u>1.20</u>	1.32	1.51	<u>1.20</u>	0.50
オーストリア			<u>1.39</u>	1.92		<u>1.39</u>	0.50
オランダ	<u>1.06</u>		2.19		1.20	<u>1.06</u>	0.01
カナダ			1.41		<u>1.24</u>	<u>1.24</u>	0.99
シンガポール		<u>1.35</u>	1.83	2.80	1.43	<u>1.35</u>	0.25
スイス		<u>0.86</u>	0.86	0.93	1.03	<u>0.86</u>	0.25
スウェーデン	1.22		<u>0.98</u>	1.14	1.30	<u>0.98</u>	0.50
スペイン							
デンマーク	2.28		<u>1.39</u>	1.42	1.47	<u>1.39</u>	0.50
ドイツ	5.59	<u>1.26</u>	1.36			<u>1.26</u>	0.25
日本	1.53	1.60	1.07	<u>1.06</u>	1.15	<u>1.06</u>	0.75
ニュージーランド	<u>1.11</u>	3.26	1.30	1.47	1.65	<u>1.11</u>	0.01
ノルウェー		9.59			<u>1.79</u>	<u>1.79</u>	0.99
フィンランド	1.78	<u>0.80</u>	0.94	1.09	1.26	<u>0.80</u>	0.25
フランス	1.30	<u>0.91</u>	1.03			<u>0.91</u>	0.25
ベルギー				<u>1.31</u>		<u>1.31</u>	0.75
ポルトガル	1.41	<u>1.00</u>	1.29			<u>1.00</u>	0.25
香港	<u>0.79</u>		1.28	1.45		<u>0.79</u>	0.01
先進国株式市場平均	2.28	2.10	<u>1.27</u>	1.62	1.52	1.15	0.41
(アメリカ除く)	2.28	2.17	<u>1.27</u>	1.62	1.35	1.14	0.42

表 8 は、金融危機を除く期間において統合と分断の複合化モデルを GI 法で推定した結果である。すべての国で、ひとつ以上の所与の次期統合確率の下で結果を得ることができた。最適モデルが示す次期統合確率の 23 ヶ国等加重平均は 0.22 を示す。アメリカを除いても、次期統合確率の平均は 0.21 を示しており、全標本期間に比べて低い値を示している。この傾向は PI 法における結果と同様であり、金融危機が市場の統合を促したことが示唆される。個別の国々の結果を見ると、次期統合確率が 0.99 を示した国々は 1 ヶ国もなく、0.01 を示した国は、イギリス、イスラエル、オーストラリア、カナダ、スペイン、デンマーク、ニュージーランド、フィンランド、香港の 9 ヶ国であった。これらの 9 ヶ国では、金融危機を除く期間において統合市場モデルが成立する可能性は極めて低いと考えられる。全体として、統合市場モデルが成立する可能性はほとんどの国で排除される。

表 8 : GI 法による統合と分断の複合化モデル（金融危機を除く期間）の推定結果

結果は2003年8月から2008年8月および2009年9月から2018年7月までのデータ（168期）に基づく。推定モデルは(10)で示した統合と分断の複合化モデルであり、いくつかの所与の次期統合確率の下で推定した。また、世界市場のリスクの価格は時間変動的であり、国内市場のリスクの価格は時間を通して一定である。世界市場のリスクの価格は統合市場モデルにおける世界市場指数から二段階で推定し、国内市場のリスクの価格は同時に推定した。

なお、0.01, 0.25, 0.50, 0.75, 0.99は、次期統合確率としてそれぞれの値を与えた統合と分断の複合化モデルの平均絶対誤差(%)を表しており、最も小さい値を示したのものには下線が引かれている。最小MAEは最も小さい平均絶対誤差(%)である。最適 ϕ は最も小さい平均絶対誤差を示すモデルにおいて与えられた次期統合確率を示している。空白は収束が達成されなかった、あるいはパラメータが推定できなかったことを表し、rejは過剰識別制約検定が10%水準で棄却されていることを表す。先進国株式市場平均は結果を得られた国々の等加重平均値である。

	<u>0.01</u>	<u>0.25</u>	<u>0.50</u>	<u>0.75</u>	<u>0.99</u>	最小MAE	最適 ϕ
アイルランド	1.36	<u>0.37</u>	0.55	0.78	1.00	<u>0.37</u>	0.25
アメリカ		0.74	<u>0.64</u>		rej	<u>0.64</u>	0.50
イギリス	<u>0.49</u>	0.71	1.48		0.93	<u>0.49</u>	0.01
イスラエル	<u>2.13</u>		9.03	7.28		<u>2.13</u>	0.01
イタリア	1.52		<u>0.66</u>	0.95		<u>0.66</u>	0.50
オーストラリア	<u>0.72</u>	1.01	1.23	1.06	1.27	<u>0.72</u>	0.01
オーストリア		<u>0.67</u>	0.92			<u>0.67</u>	0.25
オランダ		1.03	<u>0.95</u>	0.99	1.10	<u>0.95</u>	0.50
カナダ	<u>0.78</u>			2.53	1.10	<u>0.78</u>	0.01
シンガポール		<u>1.12</u>	rej	1.13		<u>1.12</u>	0.25
スイス	0.64	<u>0.61</u>	0.70		0.89	<u>0.61</u>	0.25
スウェーデン		<u>0.92</u>	1.05	1.06	1.22	<u>0.92</u>	0.25
スペイン	<u>0.36</u>	0.41	0.59	0.89	1.21	<u>0.36</u>	0.01
デンマーク	<u>2.81</u>					<u>2.81</u>	0.01
ドイツ		<u>1.20</u>	3.96	4.07		<u>1.20</u>	0.25
日本		2.71	<u>0.49</u>		0.93	<u>0.49</u>	0.50
ニュージーランド	<u>0.87</u>	1.27	1.26	1.34	1.44	<u>0.87</u>	0.01
ノルウェー		1.55	<u>1.31</u>	1.43	1.60	<u>1.31</u>	0.50
フィンランド	<u>0.53</u>	0.67	4.08	0.92	1.05	<u>0.53</u>	0.01
フランス	1.51	<u>0.74</u>	0.74	1.20	0.98	<u>0.74</u>	0.25
ベルギー		<u>0.79</u>	0.92	1.14	2.06	<u>0.79</u>	0.25
ポルトガル	1.34		<u>0.62</u>	0.87		<u>0.62</u>	0.50
香港	<u>0.88</u>	0.91	1.09	1.19	1.33	<u>0.88</u>	0.01
先進国株式市場平均	1.14	<u>0.97</u>	1.61	1.70	1.21	0.90	0.22
(アメリカ除く)	1.14	<u>0.98</u>	1.66	1.70	1.21	0.91	0.21

なお、平均絶対誤差（MAE）ではなく、平均二乗誤差の平方根（RMSE）を基準に GI 法を適用した場合もほぼ同様の結果を示した（表には記載していない）。23 ヶ国の次期統合確率の平均値は全標本期間で 0.43、金融危機を除く期間で 0.21 を示しており、やはり金融危機を除く期間において次期統合確率が減少している。

PI 法と GI 法の結果は、世界的金融危機のような大規模な経済環境の変化が無い時期には統合市場モデルよりも分断市場モデルの成立を支持する。また、そのような経済環境の変化を考慮したとしても、従来の研究で先験的に仮定されてきた「先進国株式市場は完全に統合されている」という仮定は成り立たない。

5. 結論

本論文の重要な含意を要約する。第一に、世界 CAPM に対応する統合市場モデルの分析を通じて、世界市場の分散リスクの価格が時間変動的であるという先行研究と同様の結果を確認した。第二に、国内 CAPM に対応する分断市場モデルの分析を通じて、国内市場の分散リスクの価格が硬直的であることが分かった。第三に、統合と分断の複合化モデルを検証し、次期に統合市場モデルが適用される確率（次期統合確率）を分析した結果、統合市場モデルが成立している可能性は金融危機の影響を除いた期間で極めて低いことが分かった。したがって、先進国株式市場は依然として分断されていると結論づける。

引用文献

- Alexander, G. J., C. S. Eun, and S. Janakiramanan (1987) "Asset Pricing and Dual Listing on Foreign Capital Markets: A Note," *Journal of Finance* 42, 151-158.
- Bekaert, G., and C. R. Harvey (1995) "Time-Varying World Market Integration," *Journal of Finance* 50, 403-44.
- Carrieri, F., I. Chaieb, and V. Errunza (2013) "Do Implicit Barriers Matter for Globalization?" *Review of Financial Studies* 26, 1694-1739.
- Chan, Y. L., and L. Kogan (2002) "Catching Up with the Joneses: Heterogeneous Preferences and the Dynamics of Asset Prices," *Journal of Political Economy* 110, 1255-1285.
- De Jong, F., and F. A. de Roon (2005) "Time-Varying Market Integration and Expected Returns in Emerging Markets," *Journal of Financial Economics* 78, 583-613.
- De Santis, G., and B. Gerard (1997) "International Asset Pricing and Portfolio Diversification with Time-Varying Risk," *Journal of Finance* 52, 1881-1912.
- Fama, E. F. (1970) "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance* 25, 383-417.
- Fidora, M., M. Fratzscher, and C. Thimann (2007) "Home Bias in Global Bond and Equity Markets: The Role of Real Exchange Rate Volatility," *Journal of International Money and Finance* 26, 631-655.
- Grauer, F. L. A., R. H. Litzenberger, and R. E. Stehle (1976) "Sharing Rules and Equilibrium in an International Capital Market under Uncertainty," *Journal of Financial Economics* 3, 233-256.
- Hamilton, J. D. (1988) "Rational Expectations Econometric Analysis of Changes in Regime: An Investigation of the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 385-423.
- Hamilton, J. D. (1989) "A New Approach of the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica* 57, 357-384.

- Hamilton, J. D. (1990) "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime," *Journal of Econometrics* 45, 39-70.
- Hansen, L. P. (1982) "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica* 50, 1029-1054.
- Harvey, C. R. (1989) "Time-Varying Conditional Covariance in Tests of Asset Pricing Model," *Journal of Financial Economics* 24, 289-317.
- Harvey, C. R. (1991) "The World Price of Covariance Risk," *Journal of Finance* 46, 111-157.
- Karolyi, G. A., and R. M. Stulz (2003) "Are Financial Assets Priced Locally or Globally?" *The Handbook of the Economics of Finance*, Vol. 1, G. M. Constantinides, M. Harrisand, and R. Stulz, 975-1020.
- Karolyi, G. A., and Y. Wu (2018) "A New Partial-Segmentation Approach to Modeling International Stock Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 53, 507-546.
- Lewis, K. K. (2011) "Global Asset Pricing," *Annual Review of Financial Economics* 3, 435-466.
- Lintner, J. (1965) "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets," *Review of Economics and Statistics* 47, 13-37.
- Merton, R.C. (1973) "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica* 41, 867-887.
- Merton, R. C. (1980) "On Estimating the Expected Return on the Market," *Journal of Financial Economics* 8, 323-361.
- Mittoo, U. R. (1992) "Additional Evidence on Integration in the Canadian Stock Market," *Journal of Finance* 47, 2035-2054.
- Munk, C. (2013), *Financial Asset Pricing Theory*, Oxford University Press.
- Pukthuanthong, K., and R. Roll (2009) "Global Market Integration: An Alternative Measure and its Application," *Journal of Financial Economics* 94, 214-232.
- Sarkissian, S., and M. J. Schill (2016) "Cross-Listing Waves," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 51, 269-306.
- Sharpe, W. F. (1964) "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of

Risk,” *Journal of Finance* 19, 425-442.

Solnik, B. (1974) “An Equilibrium Model of the International Capital Market,” *Journal of Economic Theory* 8, 500-524.

経済経営研究（既刊）目次

第 69 号 2020 年 3 月刊行

人文社会科学の研究成果の評価について

.....浜口 伸明

インド自動車産業における就業者とその特徴：

インド政府の「定期労働力調査」

(Periodic Labour Force Survey: PLFS) を利用して

.....佐藤 隆広

わが国の高等学校における金融・証券教育の現状と課題

—高等学校教員に対する調査結果に基づく考察—

.....家森 信善・上山 仁恵・柳原 光芳

インド製薬企業のオープンイノベーション

.....上池 あつ子

書評：上池あつ子『模倣と革新のインド製薬産業史

—後発国のグローバル・バリューチェーン戦略』

(ミネルヴァ書房、2019 年刊)

.....絵所 秀紀

ラテンアメリカの国際経済への参入の質を考える：

新構造主義学派の見地から

.....桑山 幹夫

神戸大学
経済経営研究所
所長 神谷 和也

所属教員	研究分野
グローバル経済研究部門 教授 趙 来勲 教授 濱口 伸明 教授 佐藤 隆広 教授 瀨 俊毅 教授 岩佐 和道 准教授 村上 善道	国際経済 経済統合 エマージングマーケット 経済開発戦略 国際経済 経済統合
企業競争力研究部門 教授 下村 研一 教授 伊藤 宗彦 教授 Ralf BEBENROTH 教授 西谷 公孝 准教授 松尾 美和 准教授 江夏幾多郎 准教授 後藤 将史 准教授 加藤 諒	産業組織 競争戦略 経営組織 国際経営 産業組織 経営組織 経営組織 競争戦略
企業情報研究部門 教授 榎本 正博 准教授 藤村 聡 講師 藤山 敬史 特命講師 小代 薫	会計情報分析 企業史料分析 会計情報分析 企業史料分析
グローバル金融研究部門 教授 上東 貴志 教授 北野 重人 教授 家森 信善 教授 神谷 和也 教授 Charles Yuji HORIOKA 特命教授 西村 和雄 准教授 高槻 泰郎 准教授 柴本 昌彦 講師 榎本 大悟 特命講師 田中 克幸	マクロ政策分析 国際金融政策 ミクロ政策分析 ミクロ政策分析 マクロ政策分析 マクロ政策分析 ミクロ政策分析 国際金融政策 マクロ政策分析 マクロ政策分析
附属企業資料総合センター 教授 伊藤 宗彦 教授 瀨 俊毅	
共同研究推進室 教授 北野 重人	

執筆者紹介（執筆順）

浜口 伸明……………教 授 グローバル経済研究部門

Ph.D.（地域科学）ペンシルヴァニア大学

佐藤 隆広……………教 授 グローバル経済研究部門

博士（経済学）大阪市立大学

早木 祥夏……………博士後期課程 神戸大学大学院経営学研究科

令和3年3月19日 印刷
令和3年3月31日 発行

経済経営研究 年報 70

編集兼 神戸市灘区六甲台町
発行者 神戸大学経済経営研究所
印刷所 大阪市西区西本町1丁目3番10号
前田印刷株式会社

Annals of Economics and Business

Vol. 70

2020

CONTENTS

Transfer of Japanese Quality Control System in Brazil:

The Bilateral Economic Relation History Revisited

..... Nobuaki Hamaguchi

The Economic Impact of COVID-19 on Japanese Multinationals in India:

Evidence from Firm Survey Data

..... Takahiro Sato

The Kanematsu Prize Award Article

International Segmentation in Developed Stock Markets

..... Shoka Hayaki



Research Institute for
Economics and Business Administration
Kobe University