

コロナ禍における国際企業の輸出と FDI について

氏名	XU LINTING
学籍番号	22GH302
指導教員	小谷田文彦
所属	弘前大学人文社会科学研究科 政策科学コース

目次

目次.....	1
要旨.....	2
1. はじめに.....	3
1.1 コロナ禍について.....	3
1.2 先行研究：国際企業の輸出と海外直接投資.....	4
1.3 先行研究：コロナ禍と国際企業の輸出と海外直接投資.....	6
2. モデルの設定.....	8
3. 開放経済.....	10
3.1 自由貿易.....	10
3.2 国内企業.....	11
3.3 輸出企業.....	12
3.4 海外直接投資（FDI）企業.....	13
4. コロナ禍前後における輸出企業と FDI 企業.....	15
5. 新型コロナウイルスが発生した後、企業の国際モード及び国際モードの 変化について.....	17
6. 実証分析.....	20
6.1 データと分析対象.....	20
6.2 実証分析.....	20
6.3 実証分析.....	21
6.4 実証分析の結果.....	22
7. おわりに.....	29
付録.....	33

要旨

本論の目的は新型コロナウイルスの大規模な公共衛生危機が、企業の貿易投資の動向、選択に与える影響を分析することである。

研究方法は、まず Melitz (2003) に基づき、コロナ禍後の輸出企業と FDI 企業の行動を理論モデルで分析する。コロナ禍後に輸出企業が輸出によって外国に一単位の財を供給するには $(1+\tau)$ 単位の財が必要となり、コロナ禍前より一単位の財を供給するには τ 単位の財が多めに必要と仮定すると、コロナ禍後の輸出企業の利潤関数の傾きが Melitz (2003) での輸出企業の利潤関数の傾きより緩やかになり、コロナ禍に輸出企業が国際市場に参入する生産性閾値がコロナ禍前より大きくなる。FDI 企業については、コロナ禍後に FDI 企業が市場に参入する固定費用がコロナ禍前より高くなると仮定すると、コロナ禍 FDI 企業が市場に参入する生産性閾値はコロナ禍前より大きくなる。

理論分析した上で、1997 年から 2023 年までの日本企業レベルのデータを利用して、実証分析を行った。結果としてはコロナ禍のような大規模な公共衛生危機が発生後、輸出企業及び FDI 企業の中での生産性が最も低い生産性を持つ企業がより大きい影響を受けたことがわかった。新型コロナウイルスのような大規模な公共衛生危機が発生した後、輸出企業及び FDI 企業の中での生産性が最も低い企業への支援政策が重要であると考えられる。

1. はじめに

1.1 コロナ禍について

2019年（令和元年）12月に、中国の武漢市で初めて新型コロナウイルスという感染症を報告され、前例のないスピードで、深刻さで世界中に広がった。現在でも世界中に広がっている新型コロナウイルスは、従来のコロナウイルスに比べ、感染力が強く、世界の人々の健康と安全を脅かすとともに、世界経済の発展に大きな影響を与えており、感染の抑止が、重要な課題になっている。

新型コロナウイルスの流行を抑制するため、多くの国がロックダウンや社会的距離を置く、または海外からの入国禁止などの人や物の流通を制限する政策を出し、世界の経済は急に縮小させた¹。また、国際通貨基金によると、新型コロナウイルスという感染症によって引き起こされた世界経済の後退は、通常の景気後退とは異なっている。新型コロナウイルスと過去の世界的危機に比べ、経済の収縮が急激かつ深刻であった。

世界経済見通しによると、新型コロナウイルスは2020年の世界の実質GDPに大きな影響を与え、新型コロナウイルス発生前年（2019年）と比較して-3.1%という結果になった。一般的に世界経済は成長率が3%を下回ると景気後退といわれるが、2020年の成長率はそれを遥かに下回り、2008-09年のリーマンショック以来の大幅な景気後退となった。

新型コロナウイルスという感染症は、2020年の外国直接投資（FDI）をより劇的に減少させた。国連貿易開発会議（UNCTAD・2021年）によると、世界のFDIフローは2019年の1.5兆ドルから2020年には35%減の1兆ドルとなった。このように、世界の外国直接投資（FDI）は2020年に、世界の貿易や国内総生産よりもかなり減少した。国際通貨基金（2022年）によると、世界の財とサービスの貿易は2021年前半の力強い景気回復していたが、2021年後半には鈍化していた。サービス貿易は、2021年に約6兆米ドルとなり、新型コロナウイルスという感染症前の水準をまだわずかに下回る。

新型コロナウイルス感染症の大流行は、第二次世界大戦以降に直面した最大の危機であり、人々の心理や生活、経済成長や企業の経営、企業の貿易投資動向、雇用などといった面で、世界に大きな影響を与えているため、新型コロナウイルスによる経済危機の影響を社会のどの部門が受けたか、どの部門に受けやすいかを理解することは、日本だけでなく世界各国の政府が規制緩和や新型コロナウイルス後の復興計画を議論し実施する上で極めて重要である²。

本論は新型コロナウイルスという感染症は国際企業の輸出・海外直接投資にどのような影響をもたらしたか、新型コロナウイルスのような大規模な公共衛生危機が発生した後、大規模な公共衛生危機との共生の下で、国際貿易に関しての企業の貿易投資の動向、選択を分析することを目的とする。具体的には、国際企業が輸出貿易か海外直接投資（FDI）か、どの選択するかを明らかにする。次に、新型コロナウイルスとの共生の下で国際企業

¹ 新型コロナ・ショックと with コロナ時代に向けて-連合総研 2020～2021 年度経済情勢報告

² 新型コロナウイルス耐性のある労働者を迅速に特定することは経済活動再開の最優先事項である。
RIETI-2020年3月30日 [世界の視点から]

が輸出貿易か海外直接投資（FDI）かの投資を選択したときに企業の生産性がどのように変動するのかを示す。日本企業のデータを用いた仮説の検証を行い、最後に、国際企業にどのような政策を取るべきか自らの政策提言を行う。

1.2 先行研究：国際企業の輸出と海外直接投資

2000年以降、国際貿易に対する関心は大きく変化し、以前とは異なるアプローチが取られるようになった（若杉隆平(2011)）。国や産業、財といったレベルでの分析が主流だったが、現在では企業レベルの分析が重視されている。この変化は、貿易や海外直接投資を行う企業が均質ではなく、生産性やその他の要素で異なる特性を持っていることが、理論的にも実証的にも明らかにされたことに起因している。この新たなアプローチの背景には、欧米の研究者による多くの企業レベルの実証研究があり、これらの研究の成果は、理論研究を刺激し、理論的な洞察を提供することで、実証研究を牽引している。この相互作用により、国際貿易と企業に関する研究は急速に深まっている。

Bernard and Jensen (1995) から始まる、アメリカの企業レベルデータを用いた一連の実証研究は、企業規模、生産性、技能集約度、資本集約度、賃金に置いて分析し、輸出企業と非輸出企業の実証研究は、生産性が異なることを指摘している。

その後、Brainard (1997) は米国企業の27国への輸出額と子会社の売上高データを用いて実証分析を行い、総売上高に占める子会社の売上高のシェアは貿易障壁、輸送費用、子会社の規模の経済性と正の関係があり、投資障壁、企業全体の規模の経済性と負の関係があることを指摘した。

Melitz (2003) では国際貿易が行われると生産性の高い外国企業が国内企業に参入するための生産性閾値は上昇する。そのため、閉鎖経済下で参入可能となっている国内企業の一部は撤退を余儀なくされる一方、輸出が可能となるための生産性閾値を上回る生産性を有する企業は輸出を始めることを解明した。

企業の国際化のパターンを実証面から分析するうえで理論的基礎を与えることになったのは Helpman, Melitz, and Yeaple (2004)（以下は HMY モデルと略する）である。HMY モデルは Brainard (1997) モデルに基づき、海外直接投資（FDI）の固定費用を新たに導入した。自国での生産に伴う固定費用よりも輸出する場合の固定費用が高いことに加え、FDI の固定費用は輸出の固定費用よりもさらに高いこと、輸出には輸送費を伴うため、現地生産を行うホスト国との間で要素価格に差異がなかったとしても FDI よりも生産の限界費用が大きいことを仮定している。このため、FDI に必要とされる生産性閾値を超える生産性水準を有する企業は、FDI の固定費用を賄ったうえで、利潤を得ることができるが、生産性閾値に達しない生産性水準を持ち企業は、FDI の固定費用を賄えないので、FDI ではなく、輸出を選択する。ただし、輸出の固定費用すら賄うことができない生産性の低い企業は、自国市場のみに財を供給することになる。

Melitz (2003)、Helpman, Melitz, and Yeaple (2004) によると、企業の操業は生産性によって分類し、FDI 企業は輸出企業よりも生産性が高く、輸出企業は輸出も FDI も行わない非国際企業よりも生産性が高いことを明快に説明していることである。つまり、固定費用、可変費用、市場規模を変化すれば、生産性閾値も変化する。このため、生産性で分類された国際化のモードに必ずしも単調な関係が生じるとは言えない。

Girma, Kneller, and Pisu (2005) によると、基本的 HMY モデルで分析されたように企業が生産性の高い順に従い、海外直接投資、輸出、それから国内を選択するが、同じ生産性

であっても必ず同じ海外進出形態を選択するわけではないことを実証分析した。Kimura and Kiyota (2006) は、日本企業 1990 年から 2000 年までのデータを使用して、生産性と輸出・FDI の間に強い相関関係を見出している。Grossman, Helpman, and Szeidl (2006) は、海外直接投資 (FDI) 、輸出企業の固定費用、輸送費用、可変費用が異なる場合に、生産性の異なる企業の国際化モードが多様に変化することを導き出した。Mayer and Ottaviano (2007) は輸出企業だけでなく、海外直接投資を通じて海外生産を行う企業についても分析している。多くの国で輸出企業の平均値は非国際企業よりも大きな値を示しており、FDI 企業はさらに大きな値を示していることがわかる。

Eaton, Kortum, and Kramarz (2008) は、Melitz (2003) のモデルに企業・国ごとに異なる輸出への参入コストを組み入れることで、同じ生産性であっても市場への参入コストが違うために国際化する企業としない企業があることを示した。Eaton, Kortum, and Kramarz (2008) は、標準的な HMY モデルに、企業・国ごとの特殊な確率的需要ショックと確率的固定貿易費用ショックを追加する必要があると指摘している。

それは、新型コロナウイルスのような偶発的ショックが起これば、企業に対しての市場への参入もしくは退出の生産性閾値の選択水準は、固定費用の値の変動より変わってくる可能性があると言える。また偶発的ショックが起こった後、海外直接投資あるいは輸出を行う際の固定費用及び限界費用は、それを実施する国によって水準が変わってくる可能性もある。

つまり、生産性以外にも通常のデータからは観察できない企業特性が輸出の決定要因となっていることを明らかにした。単純に企業固定の確率的なショックを進出先の市場の需要などに導入することで、国際化モードが多様に変化することが可能である³⁴。

また、Wakasugi and Tanaka (2009) は、生産性と国際化のパターンが市場条件によって左右されることを実証分析によって示している。市場規模や参入に必要な固定費用の大きさ、要素賦存度、市場の競争条件をはじめとする産業特性も輸出や FDI に影響を及ぼすのである。

小坂 (2020) は 2000 年から 2010 年における日本を含む 27 カ国の自動車製造業のデータを使って、貿易コストの変動が自動車輸出にどのような影響を与えるかが構造重力モデルを用いて分析した。日本の自動車製造業における貿易のグローバル化が進んでいたが、2010 年はリーマンショックによって貿易コストが再び高まる影響で距離が貿易額に与える影響が再び大きくなったことが分かった。

つまり、リーマンショック、新型コロナウイルスのような公共衛生危機が国際貿易、世界経済に大きい影響をもたらした、このような公共衛生危機に伴う国際貿易の変化を明らかにすることが重要であり、公共衛生危機に影響を与える出来事の後、どのような公共衛生危機の対策に取り組むかが政策立案者にとっても大きな関心事である。

新型コロナウイルスという感染症は日本での国際企業にどのような影響をもたらしたのか。若杉隆平 (編) (2008) 「国際化する日本企業の実像-企業レベルデータに基づく分析」によると、企業が操業する条件、相関情報の蓄積、企業の規模、人材の教育、経営者のリスク性向、海外の経験の有無、及び市場の特徴を示す要素を考慮することも必要であることを解明し、日本企業の国際化を決定するのは生産性だけでないことも示唆している。つ

³ 若杉隆平, 戸堂康之, 佐藤仁志, 西岡修一郎, 松浦寿幸, 伊藤万里, & 田中鮎夢. (2008). 国際化する日本企業の実像-企業レベルデータに基づく分析. 独立行政法人経済産業研究所, RIETI Discussion Paper Series.

⁴ Chen, M. X., & Moore, M. O. (2010). Location decision of heterogeneous multinational firms. *Journal of International Economics*, 80(2), 188-199.

まり、企業の生産性が国際化の要因となっているが、日本企業にとっては生産性以外にも企業の国際化の要因となるものは多いことがわかった。

特に、経営者のリスク性向及び過去の国際化経験が現在の国際化に大きな影響を与えていることを見出された。これは、国際化に初期投資が必要なことが国際化の大きな障壁になっている。新型コロナウイルスという感染症は前例のない感染症で、過去このような感染症が経験した企業がないはず、だから新型コロナウイルスという感染症日本企業に大きな影響をもたらす可能性がある。

1.3 先行研究：コロナ禍と国際企業の輸出と海外直接投資

新型コロナウイルスのような大規模な公共衛生危機は国際企業の輸出と海外直接投資に大きな影響をもたらした。新型コロナウイルスによって引き起こされた移動制限は、トラック運転手や港湾労働者の不足によって貨物の取扱能力を低下させ、それによって国内外での輸送コストが上昇することがわかった⁵。したがって、国際貿易市場に参入する企業が新型コロナウイルスという感染症のため、輸送コストの上昇をもたらし、企業が操業する固定費用または限界費用の上昇をもたらしたことがわかる。

現在世界にも発生している新型コロナウイルスという感染症は、人々の国境を越えた移動を制限しており、サービス貿易は供給者と消費者が物理的に近接していることが多いため、2023年の初めから渡航政策が終息することがみえるが、この前に致命的な影響をもたらしたと言える⁶。

Ando and Hayakawa (2022) は新型コロナウイルス前の2019年と2020年の146カ国の四半期データを用いて、新型コロナウイルスの被害の深刻さは、感染者数、死亡者数、あるいは行動を制限する政策に関する深刻さ指数で、新型コロナウイルスがサービス貿易に与える影響を実証的に検証した。その結果、新型コロナウイルスの死亡件数が1%増加すると、サービス全体の輸出と輸入がともに0.01%程度減少することがわかった。すなわち、新型コロナウイルスのような公共衛生危機広げやより制限的な措置は、サービスや財全般の輸出入に負の影響を与えることが示唆される。

Friedt and Zhang (2020) は中国税関総署 (GACC) の貿易データを使って「トリプルパンデミック効果」をその3つの要素に区別している：1) 国内供給ショック、2) 国際需要ショック、3) グローバル・バリュー・チェーン (GVC) 伝染の影響という三つの仮設のもとで、コロナ禍が中国の輸出に与えた全体的な影響を推定した。新型コロナウイルスは2020年上半期に中国の輸出を40%から45%も減少させたが、グローバル・バリュー・チェーン GVC 伝染の影響は中国の輸出減少の約75%を説明し、中国国内の供給ショックは約10%から15%、国際需要ショックは約5%から10%しか説明できない。また、新型コロナウイルスには、国際需要ショックが最初の発生から約2ヵ月後に反転し、自国の供給の混乱を緩和するために、感染した目的国への中国の輸出を刺激するというユニークな特徴があることがわかった。感染初期に中国の供給と国際需要のネガティブなショックは覆され、実際には中国の輸出成長を促進したがわかった。つまり、新型コロナウイルスは全体的には悪影響をもたらしたが、ある国ある産業にとってはポジティブなショックをもたらしたかもしれない。

⁵ Hayakawa, K., Lee, H. H., & Park, C. Y. (2022). The effect of COVID-19 on foreign direct investment. Asian Development Bank Economics Working Paper Series, (653).

⁶ コロナショックで激変した世界経済：通商白書2020年版 (METI/経済産業省)

Fernandes and Tang (2020) 新型コロナウイルスのような大規模な公共衛生危機が影響を受けて撤退する可能性が高く、貿易の回復を遅らせるのは小規模な輸出企業であることを指摘した。

Hayakawa and Mukunoki (2021) は 2019 年と 2020 年の 1 月から 8 月までの 34 カ国の 173 カ国への輸出が含まれている世界貿易の月次データを用いて新型コロナウイルスという感染症が国際貿易に及ぼす影響と、その影響が時間の経過とともにどのように変化するかを分析した。結果としては、新型コロナウイルスという感染症が輸出国・輸入国双方の国際貿易に負の影響を与え、特に新型コロナウイルスという感染症の初期に鉱物製品、皮革製品、輸送機器の輸入を減少させることにつながった。非必需品である耐久消費財の輸入への悪影響は持続する傾向にある（「先送り可能」なため）。消耗品、耐久消費財に対するマイナスな影響は長期に渡って続くが、医療品を提供する産業ではプラスの影響が観察された。つまり、新型コロナウイルスという感染症は産業によって異質な影響があることがわかった。

また、海外直接投資（FDI）は経済的なショックやその他の様々な種類のショックに対してかなり脆弱である。過去の研究では、金融危機自然災害が引き起こす災害が FDI にマイナス影響を及ぼすと指摘された⁷⁸。金融危機や自然災害などのショックと比較して、新型コロナウイルスという感染症の最も特徴的な点は、社会的距離を置くや外出禁止といった感染症の予防政策である。新型コロナウイルスの抑制対策は、企業が海外投資への事前調査コスト、立地や労働者の雇用コスト、FDI の操業コストなどを上昇させる。さらに、国際貿易とバリューチェーンが外的ショックに対して脆弱であることを改めて示している。グローバル・バリュー・チェーン上のある国で新型コロナウイルスの大流行が発生し、工場の操業停止に至った場合、グローバル・サプライ・チェーン全体が混乱する可能性がある。混乱のリスクを最小化し分散させるために、多くの企業は外国での集中生産への依存を減らすように誘惑されてきた⁹。

Hayakawa, Lee, and Park (2022) は 2019 年第 1 四半期から 2021 年第 2 四半期までの自国 173 カ国からホスト国 192 カ国への二国間 FDI の四半期データを用いて海外直接投資（FDI）にどのような影響を与えたかを実証分析した。その結果、新型コロナウイルスが海外直接投資に及ぼす影響は、産業分野や参入形態によって異質であることがわかった。製造業では、参入形態にかかわらず、ホスト国の新型コロナウイルスの深刻度が FDI 企業にマイナス影響を与えたが、自国の新型コロナウイルスの状況が FDI 企業に及ぼす影響は重要ではなかった。一方、サービス業では、ホスト国、自国ともに新型コロナウイルスの深刻度は、クロスボーダー M&A ではなく、グリーンフィールド FDI に有意に負の影響を与えたことがわかった。

Hayakawa, Lee, and Park (2022) によると、ホスト国は事業拠点であると同時に消費市場でもあるため、ホスト国の被害が大きければ、FDI が阻害される可能性が高いことを指摘した。新型コロナウイルスの被害は経済活動を低下させ、市場の需要を減衰させ、ホスト国を投資先としての魅力も無くなる。新型コロナウイルス被害が深刻な国では、FDI の固定費用（場所や労働者の雇用費用など）もかなり高くなる可能性が高いも指摘した。

⁷ Poulsen, L., & Hufbauer, G. (2011). Foreign direct investment in times of crisis. *Transnational Corporations*, 20(1), 19-38.

⁸ Escaleras, M., & Register, C. A. (2011). Natural disasters and foreign direct investment. *Land Economics*, 87(2), 346-363.

⁹ Hayakawa, K., Lee, H. H., & Park, C. Y. (2022). The effect of COVID-19 on foreign direct investment. *Asian Development Bank Economics Working Paper Series*, (653).

他には、Fu, Alleyne, and Mu (2021) は 2019 年 1 月から 2020 年 6 月までの二国間 FDI データを用いて、新型コロナウイルスという感染症の影響状況を測るのに、感染者数と死亡者数を用い、新型コロナウイルスがホスト国の FDI に負の影響を与えることを発見した。Fang, Collins, and Yao (2021) は、2009 年第 1 四半期から 2020 年第 3 四半期までの 43 カ国の四半期データを採用することで、新型コロナウイルス感染者の数が総 FDI に有意な負の影響を与えたことを発見した。また、新型コロナウイルスという感染症が FDI に対する負の影響は、北南米で最も深刻であり、次いで欧州であることも示している。Camino-Mogro and Armijos (2020) は、エクアドルの FDI に対するロックダウン政策の週次データを用いて検証している。彼らは、新型コロナウイルスが FDI、特に北米・南米諸国からの FDI にマイナスの影響を与えることを指摘している。

2. モデルの設定

まず、市場における需要者が需要する差別化された財に関する CES 型の効用関数を Melitz (2003) のように表す。

$$U = \left[\int_{\omega \in \Omega} q(\omega)^\alpha d\omega \right]^{\frac{1}{\alpha}}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

ここで、 $q(\omega)$ は差別化された財 ω の需要、 Ω はある国において消費可能な差別化された財の集合である。 α は差別化された財の代替の弾力性 $\sigma = 1/(1-\alpha) > 1$ を定めるパラメーターである。

自国での差別化された財 i を生産している各企業直面している需要関数は Helpman, Melitz and Yeaple (2004) に従い、次のように表される。

$$q_i = A_i p_i^{-\sigma} \quad (2)$$

また、外国での差別化された財 i を生産している各企業直面している需要関数は次のように表される。Lileeva and Trefler (2010) に従い、外国の値はアスタリスクで示す。

$$q_i^* = A_i^* p_i^{*-\sigma} \quad (3)$$

q_i は、各企業の財 i に対する需要量である； p_i は財 i の価格で、 A_i 、 A_i^* は需要の大きさを表す変数で、これは自国市場規模と外国市場規模の市場規模を示すことを考えよう。 $(A_i = (1-\alpha)\alpha^{\sigma-1} R_i p_i^{-1})$ 、 α は代替弾力性 $\sigma = 1/(1-\alpha) > 1$ を定めるパラメーターである。 R_i は財 i への支出額、 p_i は財 i の価格指数である。)

次に、閉鎖経済—国際貿易をしないとき収入関数は以下のように表す。収入関数に需要関数を代入する。この σ は：需要の価格弾力性で、通常1より大きいと定義されている。需要の価格弾力性は価格が1%下落した時に需要は何%上昇するかを表している。

$$R_i = Ap_i^{1-\sigma} \quad (4)$$

費用関数：

$$C_i = c_i q_i + f = c_i A p_i^{-\sigma} + f \quad (5)$$

利潤関数：

$$\pi_i(p_i) = R_i - C_i = Ap_i^{1-\sigma} - [c_i A p_i^{-\sigma} + f] = Ap_i^{1-\sigma} - c_i A p_i^{-\sigma} - f \quad (6)$$

利潤関数の導関数がゼロのとき、利潤最大化する価格を求める。

$$\frac{d\pi}{dp_i} = (1 - \sigma) A p_i^{-\sigma} + \sigma c_i A p_i^{-\sigma-1} = 0 \quad (7)$$

$$p_i = \frac{\sigma}{\sigma - 1} c_i$$

最適価格を代入すると企業の生産量を求める。

$$q_i = A p_i^{-\sigma} = A \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} c_i \right)^{-\sigma} \quad (8)$$

企業の収入：

$$R_i = p_i q_i = \frac{\sigma}{\sigma - 1} c_i A \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} c_i \right)^{-\sigma} = A \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} c_i \right)^{1-\sigma} \quad (9)$$

企業の利潤：

$$\pi_i(p_i) = R_i - C_i = A \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} c_i \right)^{1-\sigma} - \left\{ c_i A p_i^{-\sigma} + f \right\} = \frac{R_i}{\sigma} - f \quad (10)$$

また、企業の生産技術は生産性 z_i によって表示される。差別化された財を生産している各企業 i の限界費用は、 $c_i = 1/z_i$ と定義する。（労働賃金を1として基準化した。）。

したがって、企業の利潤関数は下式で表される。

$$\pi_i(p_i) = R_i - C_i = \left(\frac{1}{\sigma} \right) A \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} c_i \right)^{1-\sigma} - f = A \sigma^{-\sigma} (\sigma - 1)^{\sigma-1} z_i^{\sigma-1} - f \quad (11)$$

$z_0 = \sigma^{-\sigma} (\sigma - 1)^{\sigma-1} z_i^{\sigma-1}$ とする。代替弾力性 $\sigma = 1/1 - \alpha > 1$ を定めるパラメータであるため、 z_0 と $z_i^{\sigma-1}$ の間に正の関係があることがわかる。したがって、企業の利潤関数は以下のように書ける。

$$\pi_0 = A z_0 - f \quad (12)$$

労働賃金を基準化しないとき、差別化された財を生産している各企業 i の限界費用は、 $c_i = \omega_i/z_i$ となる。これを企業の利潤関数に代入すると、 $\pi_i(p_i) = A \sigma^{-\sigma} (\sigma - 1)^{\sigma-1} z_i^{\sigma-1} \omega_i^{1-\sigma} - f$ となる。

したがって、労働賃金を1として基準化しないとき企業の利潤関数は以下と書ける。

$$\pi_0 = Az_0 \omega_i^{1-\sigma} - f \quad (13)$$

国際貿易を行わない企業がもらえる利潤は、 $z_0 = \sigma^{-\sigma}(\sigma - 1)^{\sigma-1} z_i^{\sigma-1}$ と正相関関係で、労働賃金と固定費用と負の相関関係であることがわかる。

3. 開放経済

本論文では、Melitz (2003)、Helpman, Melitz and Yeaple (2004) に基づき、新型コロナウイルスのような大規模な公共衛生危機が輸出・投資に与える影響を分析する。自国は j 、外国は i とする。自国 j の企業が輸出によって一単位財を外国 i に供給するには τ_i 単位財が必要となると仮定する。自国と同一の規模の国が n 国存在する。また、輸出企業が輸出によって外国に一単位の財を供給するには $\tau_i + \iota$ 単位の財が必要であると仮定する。この ι はコロナ禍のような大規模な公共衛生危機が起こった後の変動費用である。(例えば、運河の通行料及びコロナ禍の殺菌に関する費用、運賃の上昇など(2021年12月ジェトロの海外ニュース))。こちらの $\tau_i + \iota$ 単位がコロナ禍のような大規模な公共衛生危機以前より大きいと仮定する。

また、海外直接投資は、経済的なショックやその他の様々な種類のショックに対して脆弱である。過去の研究では、金融危機や自然災害が引き起こす災害がFDIにマイナスな影響を及ぼすと指摘されている。これらのショックと比較して、コロナ禍の最も特徴的な点は、外出禁止や社会的距離を置くといった感染予防政策の採用を余儀なくされたことである。これらの対策は、企業の投資事前調査コスト、立地や労働者の雇用コスト、FDIの操業コストなどを上昇させる。このため、コロナ禍のFDI企業の固定費用がコロナ禍前より大きいと仮定することがありうる。

自国 j の企業が市場に参入するとき、自国 j の企業が外国 i へ輸出するとき、自国 j の企業が外国 i にFDIをするときの限界費用を特定化すると以下となる。(ω_j は自国 j における労働賃金； ω_i は外国 i における労働賃金である。)

$$c(z) = \begin{cases} \omega_j/z & : \text{企業が自国}j\text{へ財を供給するときの限界費用} \\ \frac{(\tau+\iota)\omega_j}{z} & : \text{企業が外国}i\text{へ財を供給するときの輸出限界費用} \\ \omega_i/z & : \text{企業が外国}i\text{へ財を供給するときの限界費用} \end{cases}$$

3.1 自由貿易

国際貿易される時、貿易によって企業の競争相手が増える。市場規模(需要の大きさ)が A から A^* に変化する。

Tanaka (2015) では日系多国籍企業、外資系企業、輸出企業が国内企業に比べて平均的に16%、62%、89%高い賃金を支払っていることが分かる。また、諸外国では、国際市場に参加する企業ほど労働者に高い賃金を支払う傾向があるとの実証研究があり、FDIの固

定費用が輸出企業より高い（企業が海外に子会社を設立する必要があるため。）、自国企業より外国の方が賃金高いと考えられる¹⁰。

しかしコロナ禍の輸出企業が輸出によって外国に一単位の財を供給するには τ_i+l 単位の財が必要で、 l はコロナ禍のような大規模な公共衛生危機が起こった後の変動費用である。こちらの τ_i+l 単位がコロナ禍のような大規模な公共衛生危機以前より大きいと仮定する。コロナ禍後に企業の変動費用は主に、運河の通行料及びコロナ禍の殺菌に関する費用、運賃の上昇などである¹¹。日本貿易振興機構によると、コロナ禍後に輸出入にかかる輸送費がコロナ禍前より約3倍に上昇した。また、コロナ禍にFDI企業の固定費用がコロナ禍前より大きいと仮定する。

仮定より、以下の関係が得られる。

$$f_{FDI}^{covid} > f_{FDI} > f_x > f_d; \quad \omega_i > \omega_j; \quad \omega_i^{\sigma-1} < ((1+\tau_i)\omega_j)^{\sigma-1};$$

$$\Rightarrow \left(\frac{\omega_i}{\omega_j}\right)^{\sigma-1} f_{FDI}^{covid} > ((1+\tau_i)^{\sigma-1})f_x > \left(\frac{\omega_i}{\omega_j}\right)^{\sigma-1} f_{FDI} > f_d \quad (14)$$

3.2 国内企業

$$\pi_d = A^* \omega_j^{1-\sigma} z^{\sigma-1} - f_d \quad (15)$$

国内市場に参入する企業の利潤がゼロとなると、国内市場に参入する企業の生産性閾値が得られる。

$$\pi_d = 0, \quad Z_d^{\sigma-1} = \frac{f_d}{A^* \omega_j^{1-\sigma}} \quad (16)$$

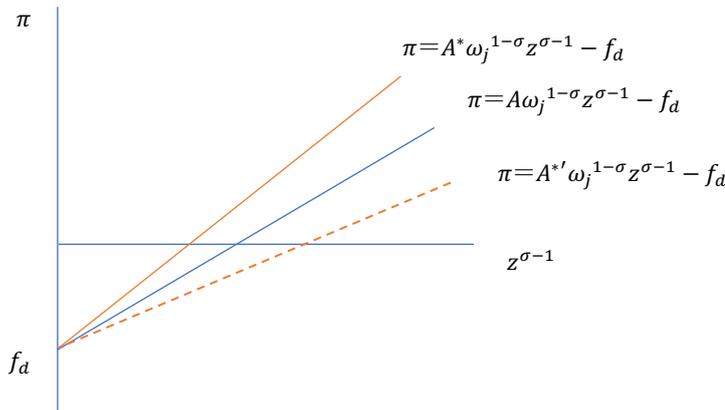


図1 開放経済における国内企業利潤

国際貿易されるとき、市場規模（需要の大きさ）が A から A^* に変化し、国内市場に参入可能となる企業が国際貿易をしないときより利潤がもらえ、企業の生産性閾値が低下す

¹⁰ Schank, T., Schnabel, C., & Wagner, J. (2007). Do exporters really pay higher wages? First evidence from German linked employer–employee data. *Journal of international Economics*, 72(1), 52-74.

¹¹ 2021年12月日本貿易振興機構ジェトロの海外ニュース

る。しかし、Hayakawa and Mukunoki (2021c) で議論されているようにコロナ禍のパンデミックは自宅待機による消費機会の減少をもたらす。この減少はさらに業績を悪化させるため、収入・所得を低下させる。こうした消費機会や所得の減少は、結果的に需要規模を縮小させる。また、感染対策で在宅勤務などのため、工場での生産を減少させる。したがって、企業収入が減少する。つまり、国際貿易されるとき大きくなるはずの市場規模 A^* (需要の大きさ $A = (1 - \alpha)\alpha^{\sigma-1}RP^{-1}$) が国際貿易されないときの市場規模 A より小さい可能性もあり、ここでは論じない。

3.3 輸出企業

コロナ禍に輸出企業が輸出によって外国に一単位の財を供給するには $\tau_i + l$ 単位の財が必要となり、 l はコロナ禍のような大規模な公共衛生危機が起こった後の変動費用である。(例えば、運河の通行料及びコロナ禍の殺菌に関する費用、運賃の上昇など (2021年12月ジェトロの海外ニュース))、こちらの $\tau_i + l$ 単位がコロナ禍のような大規模な公共衛生危機以前より大きいと仮定する。

企業が外国へ財を供給するときの輸出限界費用は $c(z) = \frac{(\tau_i + l)\omega_j}{z}$ と書ける。また、企業が輸出企業になる固定費用 f_x と輸出企業の限界費用を企業の利潤関数に代入すると、輸出企業の利潤関数が得られる。

$$\pi_x = A^* \left((l + \tau_i)\omega_j \right)^{1-\sigma} z^{\sigma-1} - f_x \quad (17)$$

輸出企業の生産性閾値は、輸出企業の利潤が0とすると得られる。

$$\pi_x = 0, \quad Z_x^{\sigma-1} = \frac{f_x}{A^* \left((l + \tau_i)\omega_j \right)^{1-\sigma}} = \frac{f_x \left((l + \tau_i)\omega_j \right)^{\sigma-1}}{A^*} \quad (\text{両辺同時に指数 } 1/\sigma - 1 \text{ を掛け})$$

$$Z_x = \left(\frac{f_x}{A^*} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \left((l + \tau_i)\omega_j \right) \quad (18)$$

輸出企業の生産性閾値は以上のように表すことができる。

また、輸出企業の利潤関数は (Melitz (2003)) : $\pi_{xMelitz} = A^* (\tau_i \omega_j)^{1-\sigma} z^{\sigma-1} - f_x$ であり、 $\pi_x = 0$ となる時輸出企業の生産性閾値は : $Z_x^{\sigma-1} = \frac{f_x}{A^* (\tau_i \omega_j)^{1-\sigma}} = \frac{f_x (\tau_i \omega_j)^{\sigma-1}}{A^*}$ であり、両辺同時に指数 $1/\sigma - 1$ を掛け、輸出企業の生産性閾値は $Z_x = \left(\frac{f_x}{A^*} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} (\tau_i \omega_j)$ である。

$Z_x = \left(\frac{f_x}{A^*} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \left((l + \tau_i)\omega_j \right)$ と $Z_{xMelitz} = \left(\frac{f_x}{A^*} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} (\tau_i \omega_j)$ 比較すると : $l + \tau_i > \tau_i$ から、 $(\tau_i \omega_j) < ((l + \tau_i)\omega_j)$ があり、コロナ禍輸出企業の生産性閾値がコロナ禍前より大きくなったことがわかる。

$$Z_x = \left(\frac{f_x}{A^*} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \left((l + \tau_i)\omega_j \right) > Z_{xMelitz} = \left(\frac{f_x}{A^*} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} (\tau_i \omega_j) \quad (19)$$

輸出企業の生産性が輸送費用及び変動的な費用に関して正の関係がある。さらに、輸出企業の利潤が輸送費用及び変動的な費用に関して負の関係を示している。

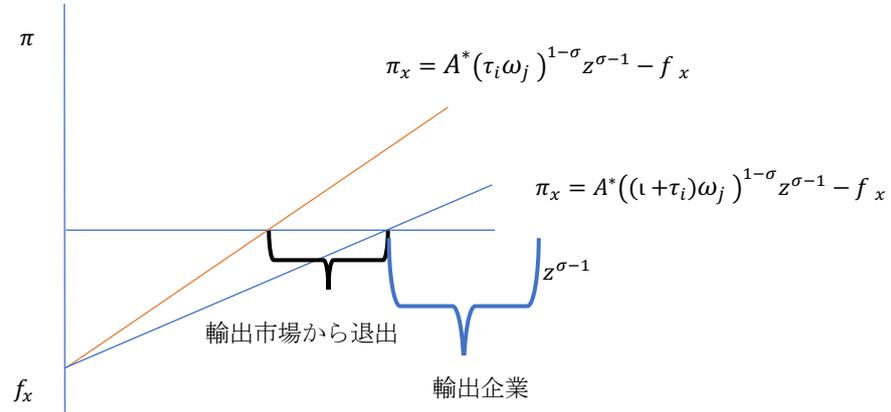


図2 コロナ禍前後の輸出企業

大規模な公共衛生危機が発生した後の輸出企業の利潤関数の傾きがMelitz (2003) 輸出企業の利潤関数の傾きより緩やかになり、したがって、コロナ禍に輸出企業の生産性閾値がコロナ禍前より大きくなったことがわかる。生産性閾値 Z_x と Melitz (2003) の生産性閾値 $Z_{xMelitz}$ 間の輸出企業が国際市場から利益をもらえない、輸出市場から退出する。

3.4 海外直接投資 (FDI) 企業

国際貿易によって、海外市場に財を供給する方法は輸出だけではない。ここは、海外に子会社を設立する水平的海外直接投資 (FDI) を論じる。

海外直接投資 (FDI) 企業は財を販売する相手国に子会社を設立する。財の生産及び供給も子会社で行う。したがって、海外直接投資 (FDI) 企業の限界費用は国際市場に参入する自国企業と同じだと考えられる。つまり、生産性 z を持つ海外直接投資 (FDI) 企業の限界費用は現地企業と同じで、 $c = \omega/z$ となる。ここで、自国企業での労働賃金は ω_i で、外国での労働者賃金は ω_j で表す。

Tanaka (2015)、Schank et al (2007) により、国際市場に参加する企業ほど労働者に高い賃金を支払う傾向があり、自国の賃金より外国での賃金が高い ($\omega_i > \omega_j$) という関係が得られる。 $\omega_i > \omega_j$, $\omega_i < (1+\tau_i)\omega_j$ を仮定する。この仮定は国際貿易をするとき国内企業、輸出企業及びFDI企業が国際市場に参入できるかできないかの生産性閾値の大小関係を保証するためのものである¹²。

$$f_{FDI}^{covid} > f_{FDI} > f_x > f_d; \quad \omega_i > \omega_j; \quad \omega_i^{\sigma-1} < ((1+\tau_i)\omega_j)^{\sigma-1};$$

$$\Leftrightarrow \left(\frac{\omega_i}{\omega_j}\right)^{\sigma-1} f_{FDI}^{covid} > ((1+\tau_i)^{\sigma-1})f_x > f_d \quad (20)$$

以上から、海外直接投資 (FDI) 企業の利潤関数は以下のように表すことができる：

$$\pi_{FDI} = A^* \omega_i^{1-\sigma} z^{\sigma-1} - f_{FDI}^{covid} \quad (21)$$

¹² 若杉隆平編、『現代日本企業の国際化：パネルデータ分析』, 岩波書店, 2011年。(第二章国際貿易と企業-研究の潮流)

コロナ禍に海外直接投資（FDI）企業の生産性閾値では、FDI企業と輸出企業の利潤が一致する($\pi_{FDI} = \pi_x$)。

$$A^* \omega_i^{1-\sigma} z_{FDI}^{\sigma-1} - f_{FDI}^{covid} = A^* \left((1+\tau_i)\omega_j \right)^{1-\sigma} z_x^{\sigma-1} - f_x \quad (22)$$

$$z_{FDI}^{\sigma-1} = \frac{f_{FDI}^{covid} - f_x}{A^* \omega_i^{1-\sigma} \left[1 - \left(\frac{(1+\tau_i)\omega_j}{\omega_i} \right)^{1-\sigma} \right]} \quad (23)$$

大規模な公共衛生危機が発生した後、FDI企業の固定費用 f_{FDI} は大規模な公共衛生危機が発生する前より大きいと考えられる。

すなわち： $f_{FDI}^{covid} > f_{FDI}$ という関係がもたらされる。

仮定により、大規模な公共衛生危機が発生前後、海外直接投資（FDI）企業の利潤関数の傾けの変化がないが、 $f_{FDI}^{covid} > f_{FDI}$ という関係から、切片が変化する。FDI企業が国際市場に参入できる生産性閾値 z_{FDI} は固定費用に関して正の関係であり、FDI企業の固定費用が増加すると、企業がFDI市場に参入できる生産性閾値も増加する(図3の点線は輸出企業の利潤関数である)。

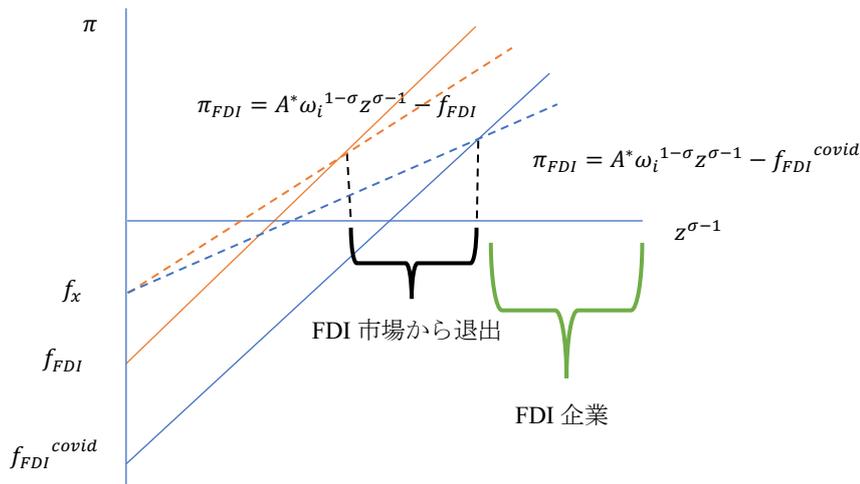


図3 コロナ禍前後のFDI企業利潤

図3に示すように、コロナ禍のような大規模な公共衛生危機が発生した後、海外直接投資（FDI）企業の利潤関数が下にシフトし、切片が f_{FDI} から f_{FDI}^{covid} に変わる。コロナ禍前に企業の生産性がFDI市場に参入できる閾値に至る企業はコロナ禍にFDI企業に参入できなくなる。

また、コロナ禍前にすでにFDI市場に参入できた企業の一部はコロナ禍にFDI市場に参入できる生産性閾値を持っていないため、FDI市場から利益がもえられなくなり、FDI市場から退出する危機にあう。この一部の企業は、FDI企業の中での生産性が最も低い企業である。この前例のないコロナ禍のような大規模な公共衛生危機の収束が不透明のため、FDI企業の中での生産性が最も低い企業がFDI市場から退出し、輸出企業になる。また、倒産する可能性もあり得る。

4. コロナ禍前後における輸出企業と FDI 企業

仮定より、以下の関係がある：

$$f_{FDI}^{covid} > f_{FDI} > f_x > f_d; \quad \omega_i > \omega_j; \quad \omega_i^{\sigma-1} < ((1+\tau_i)\omega_j)^{\sigma-1};$$

$$\Leftrightarrow \left(\frac{\omega_i}{\omega_j}\right)^{\sigma-1} f_{FDI}^{covid} > ((1+\tau_i)\omega_j)^{\sigma-1} f_x > f_d \quad (24)$$

コロナ禍前の輸出企業：

$$\pi_x = A^*(\tau_i\omega_j)^{1-\sigma} z^{\sigma-1} - f_x \quad (25)$$

コロナ禍の輸出企業：

$$\pi_x = A^*((1+\tau_i)\omega_j)^{1-\sigma} z^{\sigma-1} - f_x \quad (26)$$

コロナ禍前の FDI 企業：

$$\pi_{FDI} = A^*\omega_i^{1-\sigma} z^{\sigma-1} - f_{FDI} \quad (27)$$

コロナ禍の FDI 企業：

$$\pi_{FDI} = A^*\omega_i^{1-\sigma} z^{\sigma-1} - f_{FDI}^{covid} \quad (28)$$

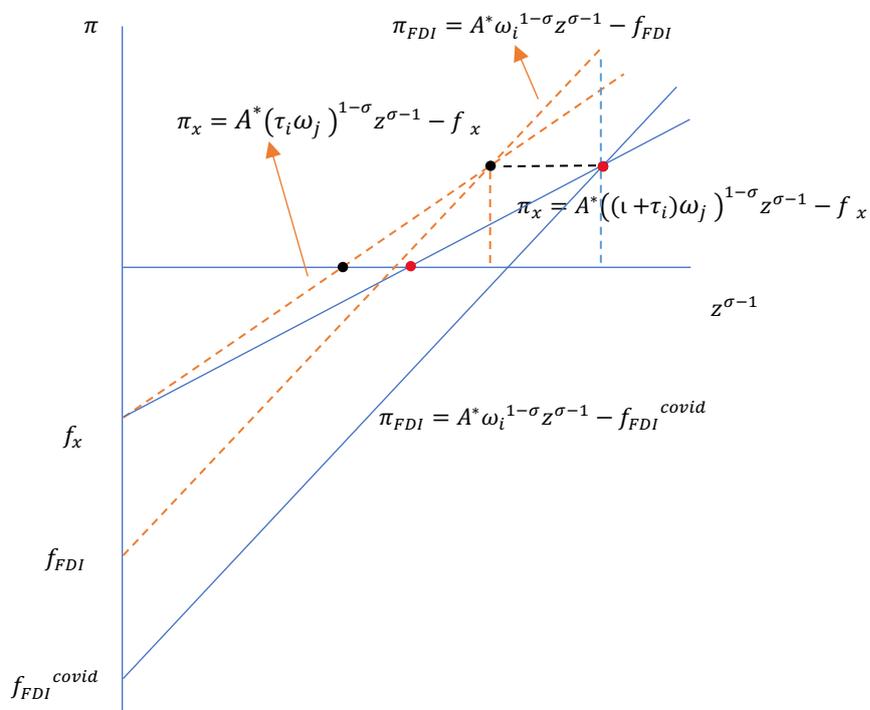


図4 コロナ禍前後の国際企業

図 4 で示すように、コロナ禍のような大規模な公共衛生危機が発生した後に輸出企業が輸出によって外国に一単位の財を供給するには τ_i+l 単位の財が必要となり、コロナ禍前より一単位の財を供給するには l 単位の財が多く必要になるため、コロナ禍に輸出企業が国際市場に参入する生産性閾値が高くなる。横軸（図 4）での黒い点から赤い点に変わる

FDI 企業については、コロナ禍の対策により、企業の投資事前調査コスト、立地や労働者の雇用コスト、FDI の操業コストなどを上昇させ、コロナ禍が発生した後 FDI 企業が市場に参入する固定費用がコロナ禍前より高くなるため、コロナ禍 FDI 企業が市場に参入する生産性閾値はコロナ禍前より大きいことがわかる。

したがって、コロナ禍に輸出企業及び FDI 企業両方とも国際市場に参入できる生産性閾値が高くなり、輸出企業の一部が輸出市場から退出し、FDI 企業の一部が FDI 市場から退出し輸出企業になる。

5. 新型コロナウイルスが発生した後、企業の国際モード及び国際モードの変化について

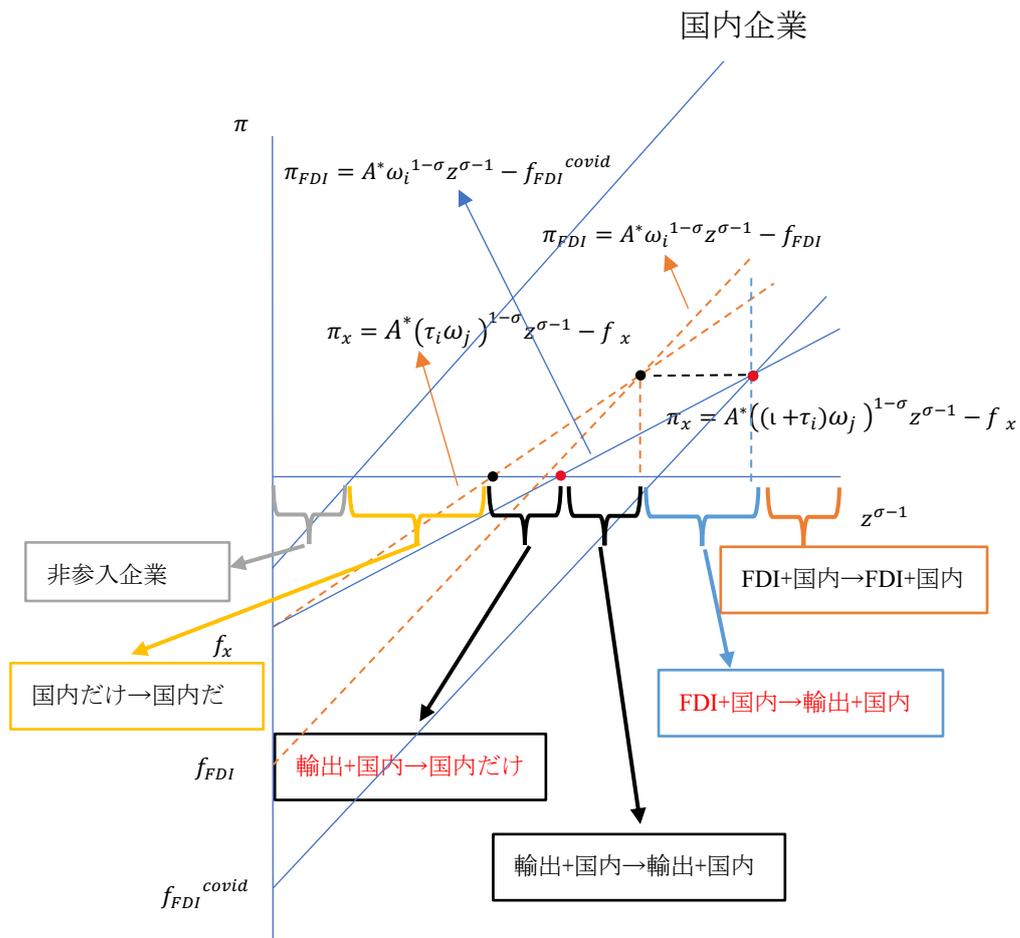


図5 コロナ禍後企業の国際モード
(図1~4を合わせた図である)

若杉隆平(編) [現代日本企業の国際化—パネルデータ分析]第二章の4節「輸出・直接投資と企業」に、企業の生産性の差異によって国際化企業と非国際化企業を4つの国際化モードに区分した。

- ① 市場に参入しない「非参入企業」
- ② 国内市場に参入するが輸出・FDI両方も行っていない「非国際化企業」
- ③ FDIを行っていないが輸出を行っている「輸出企業」
- ④ 輸出を行っていないがFDIを行っている「FDI企業」

コロナ禍のような大規模な公共衛生危機が発生した後、国際化モードどのように変化するかを分析する。図5で示すように、コロナ禍のような大規模な公共衛生危機が発生した後、輸出企業の変動費用及びFDI企業の創業するための固定費用の変化により、輸出企業・FDI企業が国際市場に参入できる生産性の閾値も変化する。

つまり、コロナ禍のような大規模な公共衛生危機が発生した後企業の生産性の差異によって区別した4つの国際化モードの範囲も変化していく。

1) 非参入企業：

まず、市場から利益をもらえない企業は市場に参入しない「非参入企業」のままである。これはコロナ禍のような大規模な公共衛生危機が発生前後とも同じである。

2) 国内だけ⇔国内だけ：

コロナ禍前に輸出市場に参入できる生産性閾値より低い生産性を持つ企業は、輸出・FDI両方も行うことができないため、国内企業になる。コロナ禍後に、国際市場に参入できる閾値が上昇したが、元々国際市場に参入していない、国内企業だけを操業する企業にとっては、無関係であるため、コロナ禍後も国内企業である。

3) 輸出+国内⇔国内だけ：

コロナ禍に輸出企業の変動費用の増加により、輸出企業の利潤関数の傾きが緩やかになり、企業が輸出市場に参入できる生産性閾値が高くなる。コロナ禍前に輸出企業が生産性閾値とコロナ禍の間の企業が輸出市場から退出し、国内企業になる。この部分の企業の国際化モードは「輸出企業」から「非国際化企業」に変わる。

4) 輸出+国内⇔輸出+国内：

コロナ禍が起こった後、輸出企業が生産性閾値とコロナ禍前のFDI企業との間の企業の生産性がコロナ禍のFDI企業が生産性閾値より小さいが、コロナ禍の輸出企業が生産性閾値より大きいため、「輸出企業」のままである。

5) FDI+国内⇔輸出+国内：

コロナ禍のような大規模な公共衛生危機が発生した後、FDI企業の固定費用 f_{FDI} は大規模な公共衛生危機が発生する前より大きいため、FDI企業の利潤関数は下にシフトする。つまり、コロナ禍のような大規模な公共衛生危機が発生した後FDI市場に参入できる生産性閾値も増加する。コロナ禍前にFDI企業が生産性閾値とコロナ禍にFDI企業が生産性閾値の間の企業がFDI市場から退出し、輸出企業になる。国際化モードは「FDI企業」から「輸出企業」に変わる。

6) FDI+国内⇔FDI+国内：

コロナ禍後にFDI市場に参入できる生産性閾値より大きい生産性を持つ企業はFDI企業のままである。

以上の議論は次のようにまとめられる。

新型コロナウイルスのような大規模な公共衛生危機の発生により、企業が輸出市場及び FDI 市場から得る利潤が減少させる。一方で、輸出企業の一部と FDI 企業の一部の国際化モードの変化をもたらし、より大きい影響を受けたことがわかった。

コロナ禍のため、輸出市場から退出し、国内企業になった企業は元々輸出企業の中で最も生産性の低い企業である。

また、コロナ禍のため、FDI 市場から退出し、輸出企業になる企業は、コロナ禍前に FDI 企業の中での最も生産性の低い企業である。

つまり、新型コロナウイルスのような大規模な公共衛生危機が発生した後、輸出企業及び FDI 企業の中での生産性が最も低い企業への支援政策が重要であると考えられる。

6. 実証分析

6.1 データと分析対象

ここでは、実証分析に用いるデータの出所と分析に使用する変数について説明する。本論文では日本の全製造業とした企業レベルのデータを用い分析することにした。日経経済新聞社の Financial Quest の 1997 年から 2023 年のデータを利用して分析する。

また、国際的な企業の輸出と海外直接投資について分析しているので、輸出と海外直接投資に関するデータが必要である。残念ながら、日本企業の海外直接投資に関するデータが手に入らないので、データの入手可能性に基づき、輸出企業を中心に分析する。

本論文での仮説はコロナ禍に輸出企業が輸出によって外国に一単位の財を供給する変動費用が τ_i 単位から τ_i+1 単位に変わり、コロナ禍前より大きいと仮定している。また、コロナ禍に海外直接投資企業の固定費用がコロナ禍前より大きいと仮定している。

6.2 実証分析

本研究では、回帰分析を用いて、コロナ禍が日本の輸出企業の貿易投資動向に及ぼす影響を推定する。日本は 2020 年の 1 月 15 日に最初の新型コロナウイルス感染者が確認されたので、2020 年をコロナ禍ショックの基準として、コロナ禍を受けた場合 1、コロナ禍を受けなかった場合 0 とする。コロナ禍を受けたかどうかのダミー変数を P で表す。

また、日本の企業レベルのデータを用い、企業の生産性を上位（企業生産性の大きさによる順位）25%、50%、75%順で区分し、ある一定のパーセント以下のとき 1、そうではないとき 0 とする。 D は生産性を表すダミー変数である。

以上により、コロナ禍が日本の国際化企業の輸出・FDI への影響を分析する。FDI 企業のデータが入手できないので、データの入手可能性に基づき、輸出企業の分析を中心に分析する。

回帰分析の枠組みは以下のように定式化できる。

$$Y_{kt} = \beta_0 + \beta_1 D_k + \beta_2 P_t + \beta_3 (D_{kt} * P_t) + \mu_k + \varepsilon_{kt} \quad (29)$$

Y_{kt} : 企業 k が t の時点における輸出企業の輸出額

D_{kt} : 企業 k の t の時点における生産性が（25%か 50%か 75%）以下のとき 1、そうではないと 0

P_t : 企業が t の時点におけるコロナ禍を受けたかどうかを表すダミー変数。コロナ禍を受けた場合 1、コロナ禍を受けなかった場合 0。

DP : $D_{kt} * P_t$

β_3 : 処置効果で、回帰分析で注目される重要な係数である。 $\beta_3 > 0$ コロナ禍が輸出企業に正のインパクトを与えた。 $\beta_3 < 0$ コロナ禍が輸出企業に負のインパクトを与えたことを意味する。

μ_k : 企業 k の固定効果

ε_{kt} : 誤差項

また、上記回帰式での交差項は差分の差分法(DID : Difference In Difference)に基づいて定式化したものである。

差分の差分法とは計量経済学において2時点以上の時点で観測されたデータを利用し、政策ショックの影響を受けた「処理群」と政策ショックの影響を受けていない「対照群」の差を比較し、観測不能な要因や時間的傾向を排除することで、公共政策やプログラムの効果を定量的に評価するために用いられる¹³。政策ショックを受けた「処理群」と受けなかった「対照群」の差を比較することで、非観測変数や時間的傾向を排除し、政策インパクトの正味の効果を分離することができる。さらに、説明変数としての政策に伴う内生性の問題をある程度回避することができる¹⁴。

6.3 実証分析

まず、日本企業の全要素生産性を計算する。日経データ(1997年から2023年)の売上高(Sales)、労働者数(L)、有形固定資産(K)で企業の全要素生産性を計算する。企業の全要素生産性の計算方法については、Levinsohn and Petrin (2003)の生産性の計算方法により計算する。それにより、売上高(Sales)、労働者数(L)、有形固定資産(K)及び原材料(M)と水道光熱費(U)を用いて企業の全要素生産性を計算する。

また、日経(1997年から2023年)のデータでは、2008年以後の輸出企業の売上高額が0となっているのは少なくない、実際にそれが輸出していないかまたはただのデータがないのか疑問が生じる。本論文では、コロナ禍前後輸出している企業を対象としているため、輸出企業の全要素生産性を生産性の大きさで順によって区分する前に、コロナ禍前に確かに輸出している企業を選ばなければいけない。ここでは、輸出額がゼロより大きい、確実に輸出している企業として残し、分析を進めていく。

次に、輸出企業の全要素生産性を生産性の大きさの順によって区分し、Dは生産性を表すダミー変数であり、ある一定のパーセント以下のとき1、そうではないとき0とする。以下は四つのグループにする。具体的には、企業の生産性が25%より小さい時、 $D1=1$ とし、企業の生産性が25%より大きい時 $D1=0$ とする。企業の生産性が50%より小さい25%より大きい時、 $D2=1$ とし、そうではないとき $D2=0$ とする。企業の生産性が75%より小さい50%より大きい時、 $D3=1$ とし、そうではないとき $D3=0$ とする。企業の生産性が75%より大きい時、 $D4=1$ とし、企業の生産性が75%より小さい時、 $D4=0$ とする。また、全要素生産性の分布は表1で示す。

Pはコロナ禍を受けたかどうかを表すダミー変数で、2020年及び2020年以後は1とし、コロナ禍を受けなかったとする。2020年前はコロナ禍を受けてないため、0とする。

以上から、DとPの交差項は $D1*P$ 、 $D2*P$ 、 $D3*P$ 、 $D4*P$ のように書ける。

¹³ <https://www.publichealth.columbia.edu/research/population-health-methods/difference-difference-estimation>

¹⁴ 陈林, 伍海军. 国内双重差分法研究现状与潜在问题 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32(7): 133-148.

表 1
TFP の分布

	Percentiles	Smallest		
1%	3.153	-2.614		
5%	3.664	-0.368		
10%	3.870	-0.303	Obs	15,821
25%	4.220	-0.065	Sum of Wgt.	15,821
50%	4.648		Mean	4.761
		Largest	Std. Dev.	0.856
75%	5.166	12.228		
90%	5.773	12.487	Variance	0.733
95%	6.223	12.488	Skewness	1.240

6.4 実証分析の結果

まず、コロナ禍の発生が日本の輸出企業に与える影響を評価するために回帰モデルを構築し 4 回の実証分析を行い、結果を以下のように示す。

表 2
企業の生産性が 25%より小さい生産性を持つ輸出企業

lnExportS	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
D1	0.034	0.024	1.44	0.150	-0.012	0.081
P	0.155	0.083	1.86	0.063	-0.009	0.318
D1*P	0.298	0.072	4.13	0.000	0.157	0.440

Number of obs = 15,821

Number of groups =1,917

R-sq: overall = 0.4794

表 3
企業の生産性が 50%より小さい 25%より大きい生産性を持つ輸出企業

lnExportS	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
D2	-0.028	0.016	-1.71	0.088	-0.060	0.004
P	0.284	0.081	3.51	0.000	0.125	0.443
D2*P	-0.203	0.090	-2.26	0.024	-0.379	-.0270

Number of obs = 15,821

Number of groups =1,917

R-sq: overall = 0.4788

表 4
企業の生産性が 75%より小さい 50%より大きい生産性を持つ輸出企業

lnExportS	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
D3	0.002	0.017	0.12	0.906	-0.032	0.036
P	0.264	0.080	3.28	0.001	0.106	0.421
D3*P	-0.089	0.100	-0.89	0.376	-0.286	0.108

Number of obs= 15,821

Number of groups = 1,917

R-sq: overall = 0.479

表 5
企業の生産性が 75%より大きい生産性を持つ輸出企業

lnExportS	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
D4	0.038	0.027	1.39	0.165	-0.016	0.092
P	0.310	0.086	3.60	0.000	0.141	0.479
D4*P	-0.138	0.076	-1.80	0.071	-0.287	0.012

Number of obs = 15,821

Number of groups = 1,917

R-sq: overall = 0.479

次は、4つの実証分析の交差項の結果を一つの表にまとめた結果を以下に示す。

表 6

lnexportS	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
D1*P	0.298	0.072	4.13	0.000 ***	0.157	0.440
D2*P	-0.203	0.090	-2.26	0.024 **	-0.379	-0.027
D3*P	-0.089	0.100	-0.89	0.376	-0.285	0.108
D4*P	-0.138	0.076	-1.80	0.071*	-0.287	0.012

有意水準: * p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1

以上の分析により、まず、分析によって推定された生産性が 50%より大きい 75%より小さい生産性を持つ輸出企業が統計上有意ではないが、生産性が 25%より大きい 50%より小さい生産性を持つ輸出企業、または企業が生産性が 75%より大きい生産性を持つ輸出企業のコロナ禍処置効果（係数）が全部統計上有意なマイナスであり、コロナ禍が輸出企業の中での下位 25%より大きい生産性を持つ輸出企業に負のインパクトを与えたことを意味する。

つまり、コロナ禍のため、輸出企業の中での生産性が 25%より大きい生産性を持つ輸出企業の輸出額が減少したことがわかる。この一部の輸出企業はコロナ禍前に輸出市場に参入し、コロナ禍後も輸出市場に参入できる生産性閾値より大きい生産性を持つ企業であり、コロナ禍に輸出市場から退出しないが、輸出市場からもらえる利益がコロナ禍前より少なくなる。図 6 でのコロナ禍に輸出市場に参入できる生産性閾値からコロナ禍に FDI 市場に参入できる生産性閾値の間の企業である。

また、分析によって推定された輸出企業の中での生産性が 25%より小さい生産性を持つ輸出企業の交差項(DI*P)の係数が統計上有意な正であり、コロナ禍は輸出企業の中での生産性下位 25%生産性を持つ輸出企業に正の影響を与えたことがわかる。

理由は、以下のように考える。まず、仮定によりコロナ禍に FDI 企業の固定費用がコロナ禍前より大きい、コロナ禍後 FDI 企業の利潤関数は下にシフトし、FDI 市場に参入できる生産性閾値が増加することがわかる。つまり、コロナ禍後に FDI 企業の一部は FDI 市場から退出し、輸出企業になる。この一部の企業はコロナ禍前に FDI 企業の中での最も生産性の低い企業である。したがって、FDI 市場から退出し輸出企業になる企業が生産性が、元の輸出企業の中での下位 25%生産性を持つ輸出企業になる可能性がある。もしそうであれば、生産性が 25%より小さい生産性を持つ輸出企業の売上高が増えるのは意外もない。図 6 でのコロナ禍前後 FDI 市場への参入生産性閾値の間の企業である。

また、コロナ禍に輸出企業の中での最も小さい生産性を持つ企業が輸出市場から退出するが、輸出市場から退出する企業の輸出額が FDI 市場から退出し輸出企業になる企業の輸出額より少ない、コロナ禍に輸出企業に正のインパクトを与えた可能性もある。

さらに、若杉隆平(編) [現代日本企業の国際化—パネルデータ分析]により、日本企業の中で生産性が高くても国際化しない企業（臥龍企業-国内である程度安定しているため、国際化の必要性を感じていない傾向がある。）及び生産性が市場に参入する閾値より生産性が低い企業でも国際市場へ参入する企業（ゾンビ企業-金融機関が不良債権を顕在化させないため、ゾンビ企業に対して追い貸しを行って救済する。）がたくさん存在していることがわかる。つまり、輸出企業の一部はゾンビ企業で、コロナ禍前にもう輸出市場から利益が得られなくなり、輸出市場から退出すべきにもかかわらず、赤字のまま操業を維持して、コロナ禍後に逆に売上高が増えた可能性がある。

最後は、2013 年から 2023 までの輸出企業の中での生産性が 25% ($TFP_{lp} < 4.220$) より小さい生産性と下位 25%以外 ($TFP_{lp} \geq 4.220$) の生産性を持つ企業の輸出額と生産性の変化をしてみる。

表 6 と表 8 は輸出企業の中での下位 25%生産性を持つ企業の平均輸出額と平均全要素生産性であり、表 8 と表 10 は輸出企業の中での生産性が 25%より大きい生産性を持つ企業の平均輸出額と平均全要素生産性である。表 11 と表 12 は 2013 年から 2023 までの輸出企業の中での生産性が 25% ($TFP_{lp} < 4.220$) より小さい生産性と下位 25%以外 ($TFP_{lp} \geq 4.220$) の平均輸出額と平均全要素生産性を比べ示した表である。

表 7
生産性下位 25%の輸出額 (TFP_lp < 4.220)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
year					
2013	52	6.162	1.626	0.693	8.764
2014	44	6.150	1.607	1.946	8.680
2015	48	6.138	1.703	1.099	9.265
2016	41	6.218	1.686	0.693	8.836
2017	42	6.150	1.654	0.693	8.753
2018	37	6.313	1.348	3.526	8.829
2019	41	6.272	1.383	3.332	8.913
2020	43	6.111	1.463	2.944	9.061
2021	47	6.270	1.445	2.890	9.239
2022	45	6.195	1.718	1.099	9.176
2023	22	6.662	1.363	3.951	9.292

表 8
生産性下位 25%以外の輸出額 (TFP_lp >= 4.220)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
year					
2013	67	9.425	2.459	4.787	15.634
2014	77	9.213	2.388	3.970	15.797
2015	72	8.906	2.538	3.584	15.853
2016	73	9.052	2.470	3.258	15.878
2017	67	8.529	2.613	1.099	15.816
2018	61	8.723	2.421	3.219	15.911
2019	63	8.321	2.446	2.303	15.961
2020	57	8.393	2.402	3.219	15.965
2021	55	8.114	2.181	1.609	14.369
2022	58	8.055	2.375	2.398	14.495
2023	38	8.413	2.319	2.944	14.759

表 9
下位 25%の生産性 (TFP_lp < 4.220)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
year					
2013	52	3.519	0.975	-2.614	4.218
2014	44	3.584	0.661	0.472	4.184
2015	48	3.559	0.730	1.300	4.198
2016	41	3.566	0.668	0.843	4.208
2017	42	3.525	0.798	-0.368	4.211
2018	37	3.726	0.454	2.090	4.212
2019	41	3.671	0.528	1.537	4.204
2020	43	3.510	0.650	1.022	4.208
2021	47	3.593	0.540	1.419	4.169
2022	45	3.639	0.740	-0.065	4.205
2023	22	3.831	0.367	2.527	4.204

表 10
下位 25%以外の生産性 (TFP_lp >= 4.220)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
year					
2013	67	5.565	1.245	4.223	12.487
2014	77	5.520	1.337	4.228	12.488
2015	72	5.311	0.796	4.256	7.904
2016	73	5.523	1.379	4.221	12.228
2017	67	5.416	1.256	4.234	10.237
2018	61	5.283	0.963	4.228	10.527
2019	63	5.304	0.751	4.245	7.443
2020	57	5.199	0.672	4.230	6.640
2021	55	5.064	0.635	4.221	6.569
2022	58	5.207	0.707	4.234	7.009
2023	38	5.351	0.744	4.282	7.767

表 11
平均輸出額の変化

year	TFP_lp < 4.220	TFP_lp >=4.220
2013	6.162	9.425
2014	6.150	9.213
2015	6.138	8.906
2016	6.218	9.052
2017	6.150	8.529
2018	6.313	8.723
2019	6.272	8.321
2020	6.111	8.393
2021	6.270	8.114
2022	6.195	8.055
2023	6.662	8.413

表 12
平均全要素生産性の変化

year	TFP_lp < 4.220	TFP_lp >=4.220
2013	3.519	5.565
2014	3.584	5.52
2015	3.559	5.311
2016	3.566	5.523
2017	3.525	5.416
2018	3.726	5.283
2019	3.671	5.304
2020	3.510	5.199
2021	3.593	5.064
2022	3.639	5.207
2023	3.831	5.351

図6

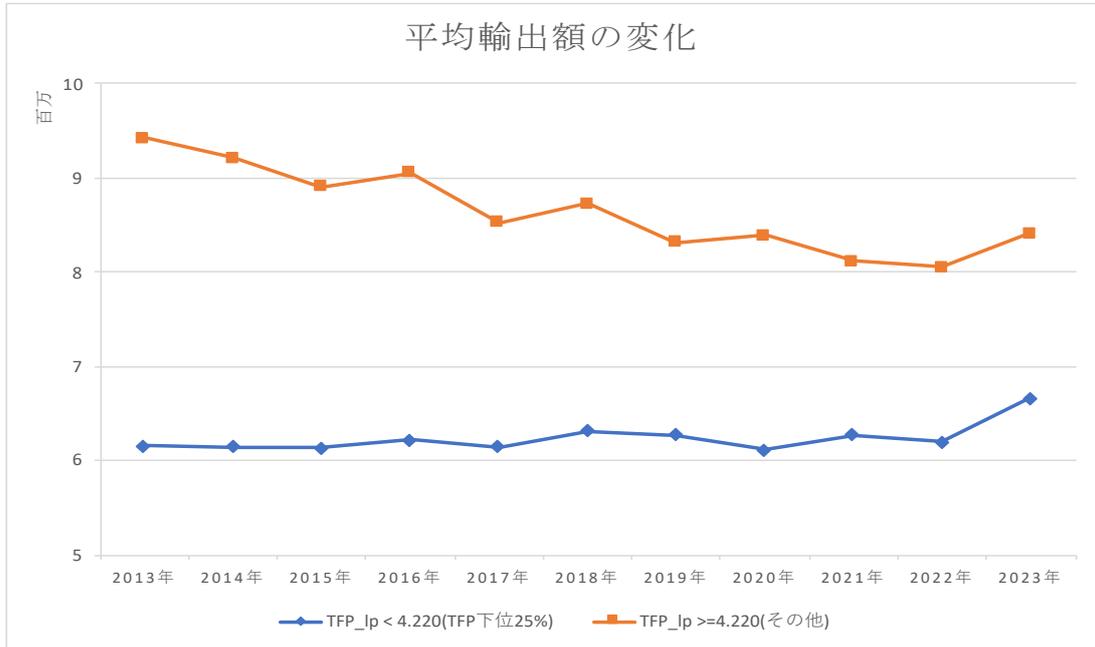
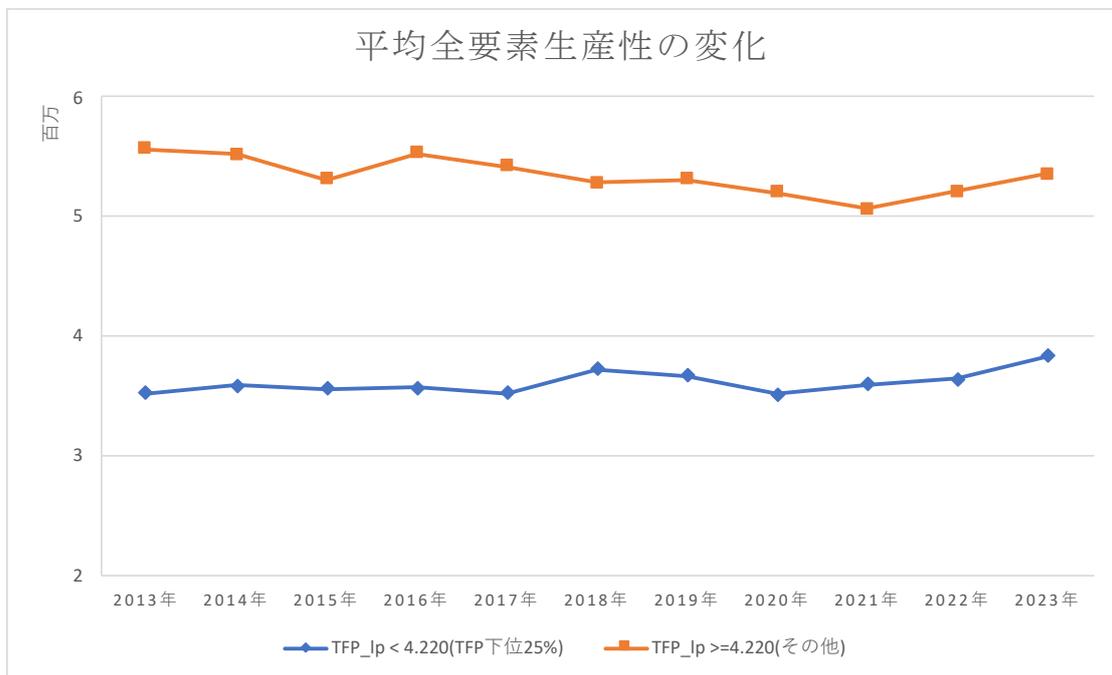


図7



2020 年を日本で新型コロナウイルスの影響を受けたとすると、表 6、表 10 (図 6) で示すように、コロナ禍の 2020 年から生産性が下位 25%より小さい生産性を持つ輸出企業の平均輸出額が増加している。一方で、輸出企業の中での生産性が 25%より大きい生産性を持つ企業の平均輸出額が減少していることがわかった。

また、表 7、表 11 (図 7) で示すように、生産性が下位 25%より小さい生産性を持つ輸出企業の平均生産性が 2020 年時点では減で見える (2017 年前より大きい) が 2021 年に再び増加している。一方で、輸出企業の中での生産性が 25%より大きい生産性を持つ企業の平均生産性が減少し、2013 から 2023 年までの 10 年間で一番低い値となった。

以上から、2020 年からの生産性が下位 25%より小さい生産性を持つ輸出企業の平均輸出額と平均生産性がそれぞれ増加し、生産性が 25%より大きい生産性を持つ企業の平均輸出額と平均生産性がそれぞれ減少したことがわかる。これらは、コロナ禍に一部の輸出企業の輸出額が減少し、市場から利益がもらえなくなる輸出企業は輸出市場から退出したが、FDI 企業の中での生産性が最も低い FDI 企業が FDI 市場から退出し輸出企業 (生産性が下位 25%より小さい生産性を持つ輸出企業) になる証拠と言える。

7. おわりに

2023 年 5 月 5 日に世界保健機関 (WHO) が、新型コロナウイルスの感染拡大を受けて出している「国際的に懸念される公衆衛生上の緊急事態」の宣言を終了したと発表した。日本でも新型コロナウイルスという感染症は感染症法上の位置づけを「5 類」に移行した¹⁵。

現在、新型コロナウイルスが発生してから 4 年目が経過し、世界的に感染者数が少しずつ減り、またなくなる人の数も減り医療の負荷が軽減されてきているが、5 年目を迎えても世界中のコロナ感染者や死亡者は増え続けている。新型コロナウイルスはまだ人の命を奪い続けている。

今後、新型コロナウイルスの感染が低いレベルに向かっていくことを期待したいが、新型コロナウイルスの感染がいつ終わるか、いつ終息できるかまだわからない状態である。これからも感染者数が急増し、医療がひっ迫する事態になってしまうこともあり得るため、方々がいままでの経験を元に感染リスクの高い行動を控えて行動する可能性が高いである¹⁷。

新型コロナウイルスのような以前と違う新たな日常への変化が生じをもたらす大規模な公共衛生危機が発生後、大規模な公共衛生危機との共生の下で、国際貿易に関する企業の貿易投資の動向、選択も変化していく可能性がある。

本論文は、1997 年から 2023 年までの日本の企業レベルのデータを利用してコロナ禍前後の国際化企業の貿易投資選択、動向の変動を分析した。コロナ禍のような大規模な公共衛生危機が発生後、輸出企業及び FDI 企業の中での生産性が最も低い生産性を持つ企業がより大きい影響を受けたことがわかった。新型コロナウイルスのような大規模な

¹⁵ 新型コロナウイルス感染症の 5 類感染症移行後の対応について (厚生労働省)

¹⁶ 政府広報オンライン「2 類から 5 類へ 新型コロナウイルス感染症」

¹⁷ WHO 新型コロナ「緊急事態宣言」終了を発表 “今後も警戒を” 世界保健機関 (2023 年 5 月 NHK ニュース)

公共衛生危機が発生した後、輸出企業及び FDI 企業の中での生産性が最も低い企業への支援政策が重要であると考えられる。

海外直接投資について、理論分析または輸出企業の実証分析の結果を見るとコロナ禍後に、FDI 企業の中での生産性が最も低い生産性を持つ企業も生産性が高い FDI 企業より大きい影響を受けると考えられる。しかしながら、今回の分析では、FDI に関するデータが入手できなかったため、実証分析を行えず、今後の課題として挙げたい。

参考文献

- Ando, M., & Hayakawa, K. (2022). Impact of COVID-19 on trade in services. *Japan and the World Economy*, 62, 101131.
- Anuchitworawong, C., & Thampanishvong, K. (2015). Determinants of foreign direct investment in Thailand: Does natural disaster matter?. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 14, 312-321.
- Bernard, A. B., Jensen, J. B., & Lawrence, R. Z. (1995). Exporters, jobs, and wages in US manufacturing: 1976-1987. *Brookings papers on economic activity. Microeconomics*, 1995, 67-119.
- Campello, M., & Larrain, M. (2016). Enlarging the contracting space: Collateral menus, access to credit, and economic activity. *The Review of Financial Studies*, 29(2), 349-383.
- Chen, M. X., & Moore, M. O. (2010). Location decision of heterogeneous multinational firms. *Journal of International Economics*, 80(2), 188-199.
- Camino-Mogro, S., & Armijos, M. (2020). The effects of COVID-19 lockdown on Foreign Direct Investment: evidence from Ecuadorian firms.
- Dornean, A., Işan, V., & Oanea, D. C. (2012). The impact of the recent global crisis on foreign direct investment. Evidence from central and eastern European countries. *Procedia Economics and Finance*, 3, 1012-1017.
- Dornean, A., & Oanea, D. C. (2015). Impact of the economic crisis on FDI in Central and Eastern Europe. *Review of Economic & Business Studies*, 8(2), 53-68.
- Eaton, J., Kortum, S., & Kramarz, F. (2011). An anatomy of international trade: Evidence from French firms. *Econometrica*, 79(5), 1453-1498.
- Escaleras, M., & Register, C. A. (2011). Natural disasters and foreign direct investment. *Land Economics*, 87(2), 346-363.
- Friedt, F. L., & Zhang, K. (2020). The triple effect of Covid-19 on Chinese exports: First evidence of the export supply, import demand and GVC contagion effects. *Covid Economics*, 53, 72-109.
- Fang, J., Collins, A., & Yao, S. (2021). On the global COVID-19 pandemic and China's FDI. *Journal of Asian Economics*, 74, 101300.
- Fu, Y., Alleyne, A., & Mu, Y. (2021). Does lockdown bring shutdown? Impact of the COVID-19 pandemic on foreign direct investment. *Emerging Markets Finance and Trade*, 57(10), 2792-2811.
- Grossman, G. M., Helpman, E., & Szeidl, A. (2006). Optimal integration strategies for the multinational firm. *Journal of international economics*, 70(1), 216-238.
- Helpman, E., Melitz, M. J., & Yeaple, S. R. (2004). Export versus FDI with heterogeneous firms. *American economic review*, 94(1), 300-316.
- Hayakawa, K., Lee, H. H., & Park, C. Y. (2022). The effect of COVID-19 on foreign direct investment. *Asian Development Bank Economics Working Paper Series*, (653).
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. (2021). *Regional Economic Outlook, October 2021, Middle East and Central Asia: Trade-Offs Today for Transformation Tomorrow*. International Monetary Fund.
- Kimura, F., & Kiyota, K. (2006). Exports, FDI, and productivity: Dynamic evidence from Japanese firms. *Review of World Economics*, 142, 695-719.
- Lileeva, A., & Trefler, D. (2010). Improved access to foreign markets raises plant-level productivity... for some plants. *The Quarterly journal of economics*, 125(3), 1051-1099.
- Lin, C., & Wu, H. (2015). The Research Status and Potential Problems of Dual Difference Method in China [J]. *Journal of Quantitative and Technical Economics*, 32(7), 133-148.
- Lee, H. H., & Park, D. (2020). *Post-COVID Asia: Deglobalization, fourth industrial revolution, and sustainable development*. World Scientific.
- Melitz, M. J. (2003). The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *econometrica*, 71(6), 1695-1725.
- Poulsen, L., & Hufbauer, G. (2011). Foreign direct investment in times of crisis. *Transnational Corporations*, 20(1), 19-38.

- Stoddard, O., & Noy, I. (2015). Fire-sale FDI? The impact of financial crises on foreign direct investment. *Review of Development Economics*, 19(2), 387-399.
- Schank, T., Schnabel, C., & Wagner, J. (2007). Do exporters really pay higher wages? First evidence from German linked employer–employee data. *Journal of international Economics*, 72(1), 52-74.
- Tanaka, A. (2015). *Wage Premiums for Exporters and Multinational Enterprises: Evidence from Japanese linked employer-employee data*. Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI).
- Ye F, Wang Y. The introduction and application of difference-in-difference model [J]. *Chinese Journal of Health Statistics*, 2013, 30(1): 131-133.
- Yeaple, S. R. (2009). Firm heterogeneity and the structure of US multinational activity. *Journal of International Economics*, 78(2), 206-215.
- Zhang, J. P., & Zhu, Y. X. (2021). The impact of COVID-19 epidemic on China's service economy in post epidemic era—a study based on a multi period double difference model. *Ind. Technol. Econ*, 40, 58-67.
- 岩崎雄也. (2019). 最低賃金の引き上げによって労働生産性は向上するのか. *行動経済学*, 12(Special_issue), S22-S24.
- 李永俊, & 飯島. 人口 80 万人時代の青森を生きる: 経済学者からのメッセージ. (No Title).
- 桑波田浩之. (2018). 東日本大震災が日本の輸出に与えた影響: 貿易の外延と内延の分解による分析. *日本経済研究= JCER economic journal*, (76), 44-67.
- 田中鮎夢. (2009). 輸出及び外国直接投資と企業の異質性に関する研究展望. *経済論叢*, 183(3), 101-112.
- 戸堂康之. (2022). Covid-19 がグローバル・サプライチェーンを通じて経済に及ぼした影響—感染拡大期における研究のサーベイ—. *国際経済*, 73, 99-124.
- 若杉隆平編, 『現代日本企業の国際化: パネルデータ分析』, 岩波書店, 2011年。
- 若杉隆平, 戸堂康之, 佐藤仁志, 西岡修一郎, 松浦寿幸, 伊藤萬里, & 田中鮎夢. (2008). 国際化する日本企業の実像—企業レベルデータに基づく分析. *独立行政法人経済産業研究所, RIETI Discussion Paper Series*.
- 陈林, 伍海军. 国内双重差分法的研究现状与潜在问题 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2015, 32(7): 133-148.
- 叶芳, 王燕. 双重差分模型介绍及应用[J]. *中国卫生统计*, 2013, 30(1): 131-133.
- 阮玉玲. (2019). 輸出の企業生産性に与える影響に関する実証研究 中国広東省の事例. *中国経済経営研究*, 3(2), 17-36.
- 周燕飛. (2021). コロナ禍が賃金に与える影響. *日本労働研究雑誌*, 63(4), 8-14.

付録

表 13

lnexportS	D 1*P	D1	P	lnSales	lnRD	lnL
	0.298***	0.0344	0.155	1.111***	0.00861***	-0.0163
	(-4.13)	(-1.44)	(1.86)	(-48.98)	(-3.4)	(-1.09)

表 14

lnexportS	D 2*P	D2	P	lnSales	lnRD	lnL
	-0.203**	-0.028	0.284***	1.097***	0.00896***	-0.012
	(-2.26)	(-1.71)	(-3.51)	(-50.8)	(-3.53)	(-0.81)

表 15

lnexportS	D 3*P	D3	P	lnSales	lnRD	lnL
	-0.0888	0.00202	0.264**	1.096***	0.00880***	-0.013
	(-0.89)	(-0.12)	(-3.28)	(-50.62)	(-3.47)	(-0.87)

表 16

lnexportS	D 4*P	D4	P	lnSales	lnRD	lnL
	-0.138*	0.0381	0.310***	1.088***	0.00866***	-0.00836
	(-1.80)	(-1.39)	(-3.6)	(-48.84)	(-3.42)	(-0.55)

表 18
基本統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
code	15,821			1	91290
year	15,821			1997	2023
Sales	15,821	178565.800	720431.600	1	1.45E+07
L	15,782	1864.417	5100.138	0	74890
T_L	805	369.097	1265.754	0	11122
K	15,769	37026.470	104260.500	1	1499100
M	13,773	55772.590	274866.500	1	8117642
U	10,225	988.117	2611.161	1	39929
RD	11,522	7129.970	41279.680	1	940900
ExportS	15,821	49956.470	308312.100	1	8578300
exportS	15,821	49957.470	308312.100	2	8578301
lnSales	15,821	10.536	1.628	0	16.487
lnL	15,821	6.481	1.379	0	11.224
lnT_L	800	3.859	1.928	0	9.317
lnK	15,821	9.059	1.835	0	14.220
lnM	15,821	7.953	3.515	0	15.910
lnU	15,821	3.532	2.975	0	10.595
lnRD	15,821	4.754	3.369	0	13.755
lnExportS	15,821	7.935	2.420	0	15.965
lnexportS	15,821	7.943	2.401	0.693	15.965
TFP	15,821	291.623	4456.830	0.073	334555.400
TFP_lp	15,821	4.761	0.856	-2.614	12.721
P	15,821			0	1
D1	15,821			0	1
D2	15,821			0	1
D3	15,821			0	1
D4	15,821			0	1
D 1*P	15,821			0	1
D 2*P	15,821			0	1
D 3*P	15,821			0	1
D 4*P	15,821			0	1