

# 日中韓の輸出企業のダイナミクスの比較

2021 年 3 月

乾 友彦 (学習院大学)

張 紅詠 (経済産業研究所)

金 榮慤 (専修大学)

\* 本稿は、学習院大学東洋文化研究所の「アジア諸国における生産性動向の比較研究」プロジェクトの成果報告である。研究を支援していただいた学習院大学東洋文化研究所に感謝の意を表する。なお、報告の中での誤りはすべて筆者達の責任である。

---



## 1. はじめに

本論文では、為替レートの変動が輸出企業の輸出額および雇用、生産性に与える影響について日本、韓国、中国の各企業のデータを使用して分析する。既存の研究（例えば、Berman, Martin and Mayer, 2012）では、為替レートの変動は企業の規模、産業、生産性により参入・退出、成長に与える効果が異なることが知られている。本研究では、企業の様々な特性（生産性、研究開発、アウトソーシング、海外生産）を考慮に入れながら、為替レートの変動による影響がどのように企業や国によって異なるかを検証する。近年、急速にグローバルサプライチェーンの深化が進展しているなか、為替レートが企業の国際競争力に与える効果、すなわち、為替レートの減価は価格競争力の向上をもたらすと同時に、海外からの調達コストの上昇をもたらす。このプラスとマイナスの効果を同時に評価することが重要であるため、グローバルチェーンの深化が輸出企業のダイナミクスに与える要因を分析する。

本論文の構成は以下の通りである。2節では日本の輸出企業のダイナミクスに為替レートの変動が与えた効果の分析、3節では為替レートの変動が中国企業の雇用に与えた効果の分析、4節では韓国の輸出産業に属する企業の生産性ダイナミクスについての分析を行う。5節において結論と今後の課題について議論する。

## 2. 為替レートの変動が日本企業の輸出ダイナミクスに与える影響<sup>1</sup>

### 2.1. 問題意識

本節の研究は、為替レートの変動が企業の輸出行動にどのような影響を与えるかを企業レベルで検証することを意図している。グローバル化が急速に進展し、日本企業の海外へのアウトソーシング、海外調達が進んだことにより、為替レートの減価は海外からの調達コストの上昇を意味することから、むしろ輸出競争力にマイナスに影響する可能性もある。ベルギー企業のデータを使用した研究（Amiti, Itskhoki, and Konings, 2014）では、通貨安（通貨高）が中間財輸入企業の限界費用を上げる（下げる）ことによって、当該企業の国際競争力を下げ（上げ）、結果として輸出額の増加（減少）幅は縮小することを指摘している。

### 2.2. データ

企業別貿易額のデータは経済産業省による「企業活動基本調査」の調査票情報より作成、為替レートについては、世界銀行による日本と貿易相手国別の為替レート、消費者物価指数を利用して実質為替レートを求め、さらに日本産業生産性（JIP）データベ

1 本節は、Inui and Kim (2020) の分析結果に基づく。

スの産業別・貿易相手国別輸入及び輸出額を用いて産業ごとに異なる実質実効為替レートを作成した。また、企業の特徴を考慮に入れるため、「企業活動基本調査」から地域別の直接輸入額、生産額、資本、労働のデータを使用し、Good et al. (1997) の方法に従い全要素生産性 (Total Factor Productivity, TFP) をインデックス法により求めた。加えて企業が販売する製品の差別化の度合いを考慮に入れるために、企業ごとの研究開発支出集約度 (研究開発費/売上高) を求めた。

### 2. 3. 1. 為替レートが輸出金額にあたる影響の推定式

為替レートが輸出金額に与える影響を計測するため、次の式を推計した。

$$\begin{aligned} \ln(\text{Export}_{f,t}) = & \alpha_i + \alpha_t + \beta_{RX} \ln(RX_{i,t}) + \gamma_{imp} \ln(RX_{i,t}) \cdot \text{ImportInt}_{f,t-1} \\ & + \beta_{imp} \text{ImportInt}_{f,t-1} + \beta_{R\&D} R\&Dint_{f,t-1} + \beta_{TFP} \ln TFP_{f,t-1} \\ & + \beta_{EMP} \ln(\text{Employee}_{f,t-1}) \\ & + \varepsilon_{f,r,t} \end{aligned}$$

左辺の  $\ln(\text{Export}_{f,t})$  は、企業  $f$  の  $t$  年における輸出額の自然対数である。右辺の  $\alpha_i$  は企業  $f$  が属する産業  $i$  ダミー、 $\alpha_t$  は  $t$  年の年ダミー、 $\ln(RX_{i,t})$  は  $i$  企業が直面する  $t$  年における実質実効為替レートの自然対数、 $\text{ImportInt}_{f,t-1}$  は企業  $f$  の  $t-1$  年における輸入集約度<sup>2</sup>、 $R\&Dint_{f,t-1}$  は企業  $f$  の  $t-1$  年における研究開発集約度、 $\ln TFP_{f,t-1}$  は企業  $f$  の  $t-1$  年における  $TFP$  の自然対数、 $\ln(\text{Employee}_{f,t-1})$  は企業  $f$  の  $t-1$  年における従業員数の自然対数である。

### 2. 3. 2. 推計結果

2. 3. 1. の式を使用して実証分析をするにあたり、表 2-1 にあるように 4 通りの推計を行った。(1) と (2) は最小二乗法 (OLS) による推計であり、(3) と (4) は企業の固定効果を含めた推計である。固定効果モデル (FXE) は観察できない企業固有の特徴をコントロールすることを企図している。またそれぞれの推計方法について、2 通りのサンプルを使用している。(1) と (3) は、輸出企業全てのサンプルを使用した推計、(2) と (4) は輸出も輸入も同時に行っている企業 (two-way trader) にサンプルを限定して実施した推計結果である。

1 行目にある実質実効為替レートの影響について推計結果を比較してみると、OLS、FXE の両者で、日本円の実質実効為替レートの増価が輸出金額にマイナスの影響を与

2 輸入集約度 = 輸入金額 / (貸金総額 + 仕入高)

える効果が確認される。しかしながら、two-way traderではそのマイナスの係数が小さく、輸入を同時に行っている企業への影響が小さいことがわかる。また実質実効為替レートと輸入集約度との交差項は、プラスで有意である<sup>3</sup>。これは、輸入集約度の高い企業は日本円が増価すると、海外からの調達コストが減少することを通じて、輸出にプラスに影響することを意味する。また輸入集約度は単体でもプラスで有意であり、海外からの調達は輸出にプラスの影響を与えることがわかる。企業の特徴をコントロールした研究開発集約度、TFP、企業の規模（従業者数）は、概ねプラスで有意であり、製品の差別化が進み、生産性が上昇し、企業規模が大きくなると輸出が増加することがわかる。

この結果から、日本企業は生産体制のグローバル化を進展させることを通じて、為替レートの増価によるマイナスの影響を緩和させることに成功してきたことがわかる。

表2-1：為替レートが輸出金額に与える効果の推計結果

Dep. Var.: $\ln(\text{Export}_{f,t})$	OLS		FXE	
		two-way trader		two-way trader
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln \text{RX}_{i,t}$	-1.225*** (0.380)	-0.812 (0.586)	-1.125*** (0.291)	-0.807** (0.353)
$\ln \text{RX}_{i,t} \cdot \text{Import intensity}_{f,t-1}$	1.622* (0.839)	1.432 (0.912)	1.097*** (0.356)	1.059*** (0.390)
$\text{Import intensity}_{f,t-1}$	2.620*** (0.202)	2.537*** (0.201)	0.578*** (0.088)	0.604*** (0.098)
$\text{R\&D intensity}_{f,t-1}$	14.982*** (1.381)	14.759*** (1.273)	0.485 (0.664)	0.241 (0.866)
$\ln \text{TFP}_{f,t-1}$	2.802*** (0.182)	2.866*** (0.206)	0.792*** (0.082)	0.925*** (0.102)
$\ln(\# \text{ Employee}_{f,t-1})$	1.215*** (0.039)	1.225*** (0.042)	0.774*** (0.045)	0.801*** (0.054)
Observation	65,899	41,488	65,899	41,488
R-Squared	0.479	0.514	0.088	0.090
Year F.E.	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry F.E.	Yes	Yes	Yes	Yes

(注) 全ての推計に関しては産業レベルでクラスター内の相関を許容したクラスター頑強標準誤差が使用されている。

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

3 OLS推計によるtwo-way traderを使用した分析では符号はプラスであるが、有意ではない。

### 2.4.1. 為替レートが輸出開始にあたる影響の推定式

為替レートが輸出開始に与える影響を計測するため、次の式を推計した。

$$\begin{aligned} \text{Entry}_{f,t} = & \alpha_i + \alpha_t + \beta_{XR} \ln(RX_{i,t}) + \beta_{imp} \text{ImportInt}_{f,t-1} + \beta_{exp} 1(\text{exp}_{f,t-1}) \\ & + \beta_{TFP} \ln TFP_{f,t-1} + \beta_{R\&D} R\&Dint_{f,t-1} + \beta_{EMP} \ln(\text{Employee}_{f,t-1}) \\ & + \gamma_{imp} \ln(RX_{i,t}) \cdot \text{ImportInt}_{f,t-1} + \varepsilon_{f,r,t} \end{aligned}$$

左辺の  $\text{Entry}_{f,t}$  は、ダミー変数で企業  $f$  が  $t-1$  年に輸出していなくて、 $t$  年に輸出していれば 1、企業  $f$  が  $t-1$  年に輸出していなくて、 $t$  年にも輸出していない場合は 0 である。右辺の  $\alpha_i$  は企業  $f$  が属する産業  $i$  ダミー、 $\alpha_t$  は  $t$  年の年ダミー、 $\ln(RX_{i,t})$  は企業  $i$  が直面する  $t$  年における実質実効為替レートの自然対数、 $\text{ImportInt}_{f,t-1}$  は企業  $f$  の  $t-1$  年における輸入集約度、 $1(\text{exp}_{f,t-1})$  は企業  $f$  が  $t-1$  年において過去に輸出経験がなければ 1、そうでない場合は 0 を取るダミー変数、 $\ln TFP_{f,t-1}$  は企業  $f$  の  $t-1$  年における  $TFP$  の自然対数、 $R\&Dint_{f,t-1}$  は企業  $f$  の  $t-1$  年における研究開発集約度、 $\ln(\text{Employee}_{f,t-1})$  は企業  $f$  の  $t-1$  年における従業者数の自然対数である。

### 2.4.2. 推計結果

2.4.1 の式を 3 つのケースに分けて推計している。表 2-2 の (1) と (2) の推計は、 $t-1$  年に輸出しておらず  $t$  年に輸出を開始したケース、(3) と (4) は過去 3 年間輸出しておらず  $t$  年に輸出を開始したケース、(5) と (6) は過去全く輸出がなく  $t$  年に輸出を開始したケースである。推計手法は、(1)・(3)・(5) はプロビットモデル、(2)・(4)・(6) はパネルプロビットモデルで変量効果モデルにより推計されている。

日本円の増価の影響は、(1) から (6) の全ての推計において、1 行目の係数にみられるようにプラスであるものの、統計的に有意な結果は得られなかった。また実質実効為替レートと輸入集約度のクロス項の係数も、プラスであるものの統計的に有意な結果が得られなかった。他の変数に関しては、輸入集約度、過去の輸出経験、研究開発集約度、 $TFP$ 、従業者数は全てプラスでかつ統計的に有意であり、過去の研究結果と整合的である。このように実質実効為替レートは、輸出開始に何ら影響を与えないことが示唆された。

表 2 - 2 : 為替レートが輸出開始に与える効果の推計結果

Dep. Var.: Start(Export <sub><i>f,t</i></sub> )	New Entry to Export		New Entry to Export after 3-year- non-export		New Entry to Export w/o export experience	
	Probit	Panel Probit	Probit	Panel Probit	Probit	Panel Probit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnRX <sub><i>f,t-1</i></sub>	0.15 (0.346)	0.044 (0.317)	0.255 (0.371)	0.215 (0.399)	0.608 (0.432)	0.574 (0.472)
lnRX <sub><i>f,t-1</i></sub> ·Import intensity <sub><i>f,t-1</i></sub>	1.007 (0.715)	0.957 (0.701)	1.608 (1.046)	1.553* (0.868)	0.742 (0.975)	0.738 (0.996)
Import intensity <sub><i>f,t-1</i></sub>	1.001*** (0.167)	1.185*** (0.101)	1.052*** (0.194)	1.144*** (0.121)	1.190*** (0.159)	1.310*** (0.143)
Export experience <sub><i>f,t-1</i></sub>	0.828*** (0.021)	0.762*** (0.025)	0.505*** (0.021)	0.485*** (0.030)		
R&D intensity <sub><i>f,t-1</i></sub>	6.750*** (0.591)	8.222*** (0.661)	7.018*** (0.754)	7.567*** (0.760)	8.186*** (0.775)	9.024*** (0.888)
lnTFP <sub><i>f,t-1</i></sub>	0.287*** (0.104)	0.342*** (0.085)	0.459*** (0.120)	0.486*** (0.102)	0.471*** (0.122)	0.514*** (0.116)
ln(# Employee <sub><i>f,t-1</i></sub> )	0.105*** (0.013)	0.141*** (0.011)	0.120*** (0.014)	0.135*** (0.013)	0.130*** (0.016)	0.151*** (0.017)
Observation	127.888	127.888	90.809	90.809	83.761	83.761
R-Squared	0.122		0.075		0.055	
Log-likelihood	-17.587	-17.485	-10.063	-10.056	-8.114	-8.111
Year F.E.	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry F.E.	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

(注) 全ての推計に関しては産業レベルでクラスター内の相関許容したクラスター頑強標準誤差が使用されている。

\* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

### 3. 中間財貿易、為替レートの変動と中国輸出企業の雇用調整<sup>4</sup>

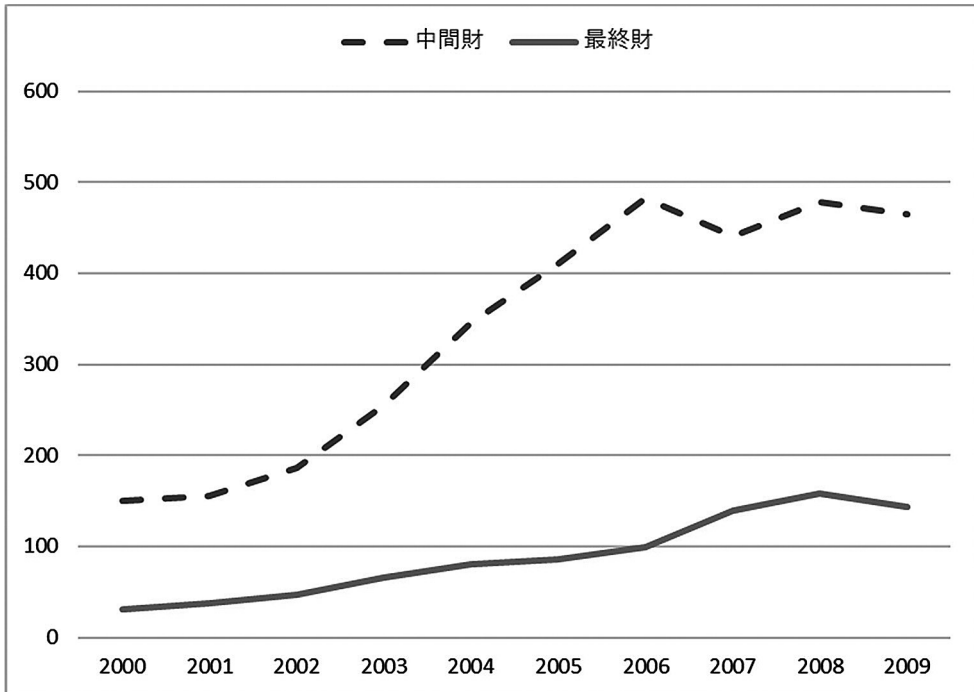
#### 3.1. 問題意識

中国が2001年世界貿易機構(WTO)に加盟して以降、貿易自由化と生産性の上昇によって中国企業の国際競争力が高まってきている。伊藤・乾・権・戸堂(2018)は、中国の工業統計2000年~2007年のパネルデータを用いて中国企業の輸出市場への参入・退出、生産性向上のダイナミクスを明らかにした。近年、中間財の世界貿易に占めるシェアは、最終財に比べて増加する傾向にある。図3-1は2000年~2009年にかけて中国の輸入量の推移を中間財と最終財に分けて示したものであるが、中間財貿易は最終財貿易よりも高いシェアを占め、両者の差は急速に広がっていることが分かる。一方、図3-2は同じ期間における中国の輸出量の推移を中間財と最終財に分けて示したものであるが、最終財の輸出だけでなく、中間財の輸出も急速に拡大したことが分かる。中間財貿易の増加は中国に限ったことではなく、世界中での関税削減による貿易自由化およびオフショアリングやアウトソーシングを伴った生産工程の細分化などにより、中間財貿易は最終

4 本節は、乾・張・楊(2020)の分析結果に基づく。

財貿易に比べて、急速に伸びていることが多くの国で観察されている。これらの事実は中間財貿易を最終財貿易から明確に区分して分析することの重要性を示唆するが、先行研究では中間財貿易に関する分析は理論的にも実証的にも十分になされていない。

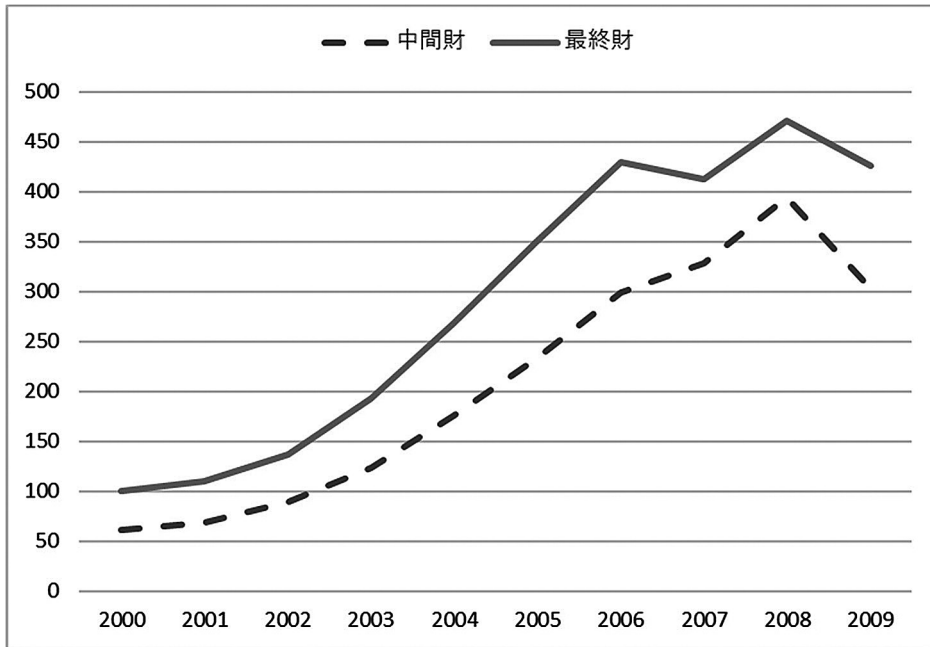
図3-1：中国の輸入の推移（単位：10億ドル）



出所：中国税関統計に基づいて筆者作成。



図3-2：中国の輸出の推移（単位：10億ドル）



出所：中国税関統計に基づいて筆者作成。

一方、為替レートの変動は労働市場に影響を及ぼす重要なショックとなる。Yokoyama, Higa, and Kawaguchi (2020) は企業によって国際貿易への依存度が異なることを識別に用いて、為替レートの変動が正社員と非正社員の雇用調整に与える影響を日本企業のパネルデータを使用して推定した。その結果、円高が輸出企業の正社員雇用・非正社員雇用の双方を減少させ、正社員に比べて非正社員雇用の調整速度は約5倍大きいことが明らかになった。Dai and Xu (2017) は、中国の税関統計と工業統計をリンクして企業レベルの為替レートの変動ショックの指標を構築し、企業の輸出入の集約度と輸出入市場への依存度により、為替レートの変動が産業内企業間雇用の再配分 (reallocation) をもたらしていることを明らかにした。しかし、これらの研究では中間財貿易の役割を分析していない。

為替レートが企業の国際競争力とパフォーマンスに与える効果、すなわち、為替レートの減価は価格競争力の向上をもたらすと同時に、海外からの調達コストの上昇をもたらす一方、為替レートの増価は輸出価格の上昇をもたらすと同時に、海外から良質の中間財を安く調達できる。これらのプラスとマイナスの効果を同時に評価することが重要である。なかでも中間財貿易が最終財貿易よりも世界貿易に占めるシェアが高いため、為替レートの変動が輸出入される財の構成を通して企業の雇用に与える影響を分析する

ことが重要である。特に、中国輸出企業の場合、比較優位に基づいて労働集約的な生産過程に特化し、これまで多くの中間財を輸入し、相対的に安価の労働力を投入して組立て、最終財を輸出している。中間財の組立には多くの人手が必要なため、為替レートの変動が中間財の輸入量を増減させることを通じて雇用に影響を及ぼす可能性がある。

人民元為替レートの変動に関しては、2000年～2004年の間、人民元対米国ドルの名目為替レートは固定相場制だったため実効為替レートの変動は小さかったが、2005年に人民元の切り上げが行われ、2年間で約5%が増価した。一方、同じ期間において、ユーロと韓国ウォンの対人民元が20%増価したことに對して、日本円の対人民元が約15%減価した。従って、為替レートの変動が企業に与える影響は輸出入先によって大きく異なると考えられる。

本研究では、Dai and Xu (2017) の分析手法を拡張し、中間財と最終財の違いを考慮した企業レベルの実効為替レート (effective exchange rates) を計測し、為替レートの変動が雇用に与える影響が企業の中間財貿易の依存度と最終財貿易の依存度によって異なる可能性を検証した。

### 3.2. データ

本研究で利用している企業レベルのデータは中国国家統計局 (National Bureau of Statistics of China) の収集する工業統計 (Annual Survey of Industrial Firms) の2000年～2012年までの個票データである。このデータはすべての国有企業と売上高500万元以上の非国有企業 (2010年に500万元から2000万元まで引き上げた) をカバーしている。2004年の経済センサスと比較して工業統計は72%以上の雇用者数と90%以上の生産高を占めている。このデータは企業のID、所有形態、産業分類、売上高などのバランスシート情報が含まれている。本研究では雇用者数、売上、賃金、利潤などの変数を利用する。

取引レベルの貿易データ (2000年～2012年) は中国税関総署 (China's General Administration of Customs) から入手した。このデータは企業・製品 (HS8桁分類)・国・年レベルの輸出入データであり、中国すべての輸出入企業をカバーしている。本研究の目的に合わせて企業レベルで集計し、工業統計の企業データとのマッチングを行った。貿易データを用いて企業レベルの輸出先 (国) 毎の金額と調達先 (国) 毎の金額を算出し、企業毎の実効為替レートを構築する。さらに、製品の主な最終用途を分類するBEC (Broad Economic Categories) に従って、企業が輸出入している財を中間財と最終財に分類する。最終財は資本財と消費財を含んでいるが、本研究では商社を除いた製造業企業を分析対象としているため、最終財の輸入では生産活動に使用する資本財がほとんどだが、最終財の輸出では資本財と消費財両方が含まれている。

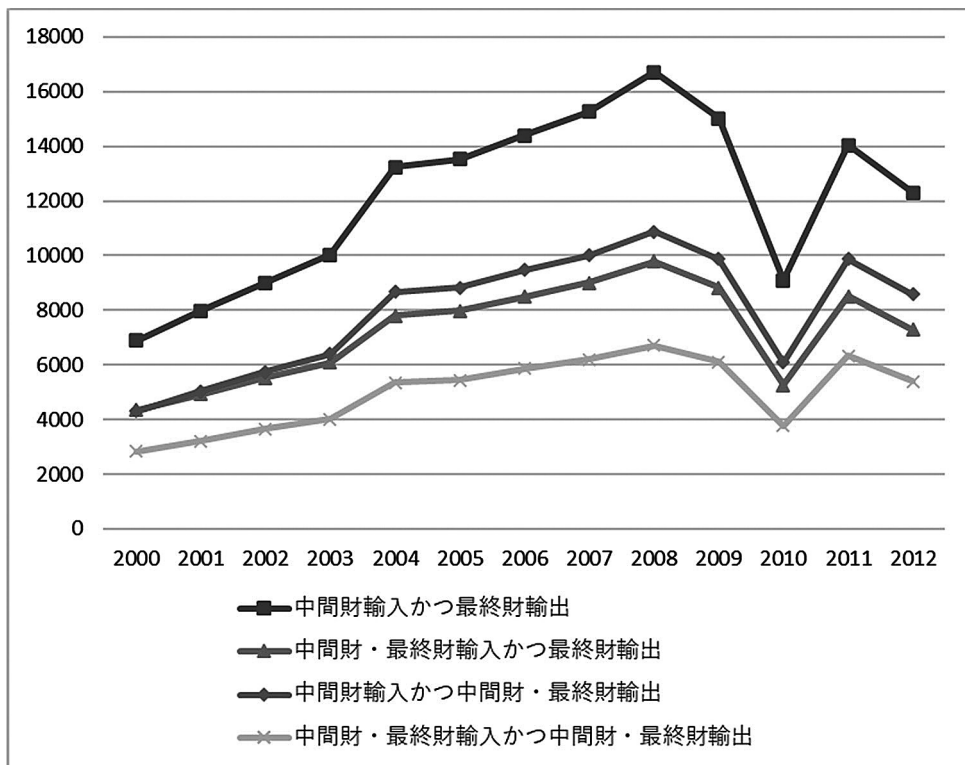
企業名と住所の情報を用いて、中国の税関統計の貿易データと中国の工業統計の企業データをリンクする。マッチングしたデータセットは、中国総輸出額の54%と総輸入額の50%を占めている。

中国の貿易相手国175ヵ国別の2000年～2012年の名目為替レートおよび中国の名目為替レート（対米国ドル）のデータはInternational Financial Statistics (IFS) から取得した。実質為替レートは、Penn World Table 7.0から消費者物価指数を入手し、これを使って算出した。

### 3.3. 記述統計

回帰分析を行う前に、企業－貿易のマッチングしたデータを用いて輸出入企業数と企業規模（平均雇用者数）を確認する。図3-3は、中間財・最終財を輸出入している企業数の推移を示している。中間財輸入かつ最終財輸出をしている企業の数が一番多く、2005年に約14,000社があり、中間財のみ輸入して最終財のみ輸出するという加工貿易に従事している企業が多く存在することを示唆している。その次は中間財輸入かつ中間財・

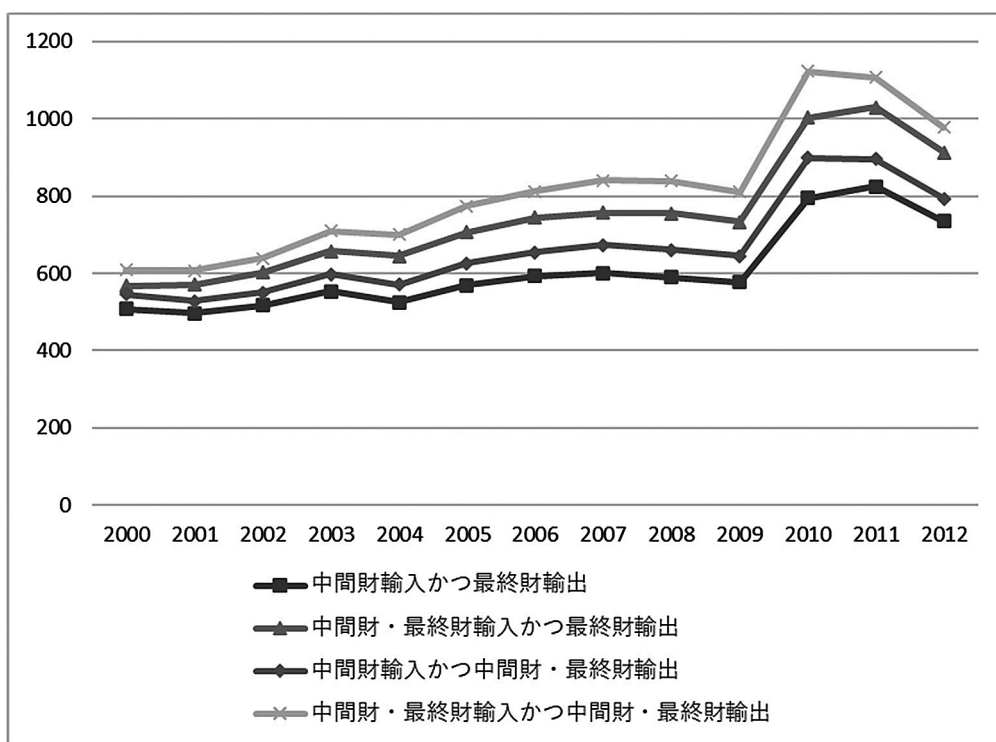
図3-3：中間財輸出入企業の数



出所：中国の工業統計と税関統計をリンクしたデータに基づいて筆者作成。

最終財輸出をしている企業である。中間財・最終財輸入かつ最終財輸出をしている企業は三番目に多く、一番少ないのは中間財・最終財輸入かつ中間財・最終財輸出をしている企業である。輸出入される財の種類が多いほど、企業数が少ないことが分かる。図3-4は、中間財・最終財を輸出入している企業数の平均雇用者数の推移を示している。中間財・最終財を同時に輸出入している企業の規模が一番大きく、続いては中間財・最終財輸入かつ最終財輸出をしている企業、三番目は中間財輸入かつ中間財・最終財輸出をしている企業、一番規模の小さいのは中間財輸入かつ最終財輸出をしている企業である。

図3-4：中間財輸出入企業の平均雇用者数



出所：中国の工業統計と税関統計をリンクしたデータに基づいて筆者作成

### 3.4. 変数の構築

税関統計にある企業 ( $i$ )・相手国 ( $k$ ) 別中間財 ( $I$ ) または最終財 ( $F$ ) の輸出額 ( $EX_{ik,t-1}^{I,F}$ ) と輸入額 ( $IM_{ik,t-1}^{I,F}$ ) のデータ、及びバイラテラルの実質為替レートの変動 ( $\Delta lne_{kt}$ ) を用いて輸出ウェイト付け実効為替レートと輸入ウェイト付け実効為替レートの変数を構築する。内生性の問題に対処するために、すべての輸出入の変数はラグ1年を取る。

$$\Delta EXFEER_{it}^{I,F} = \sum_k \left( EX_{ik,t-1}^{I,F} / \sum_k EX_{ik,t-1}^{I,F} \right) \Delta lne_{kt}$$

$$\Delta IMFEER_{it}^{I,F} = \sum_k \left( IM_{ik,t-1}^{I,F} / \sum_k IM_{ik,t-1}^{I,F} \right) \Delta lne_{kt}$$

また、為替レートの増価は輸入を拡大させる効果を考慮し、以下のように産業（ $j$ ）レベルの輸入浸透度（import penetration）ウェイト付けの実効為替レートの変動を算出する。

$$\Delta IMPEER_{jt} = \sum_k \left( \frac{IM_{jk,t-1}}{DomesticSales_{jt-1} + \sum_k IM_{jk,t-1}} \right) \Delta lne_{kt}$$

$IM_{jk,t-1}$ は中国の産業 $j$ （中国標準産業分類CIC、4桁レベル）が国 $k$ からの総輸入額、 $DomesticSales_{jt-1}$ は企業の国内市場での売上高を産業レベルに集計したものであり、 $\frac{IM_{jk,t-1}}{DomesticSales_{jt-1} + \sum_k IM_{jk,t-1}}$ は産業 $j$ における国 $k$ からの輸入浸透度を示している。

最後に、下記のように企業毎の輸出集約度と輸入集約度の変数を構築する。輸出集約度は総輸出額が総売上高に占めるシェア、輸入集約度は総輸入額が総売上高に占めるシェアである。ここでもラグ1年を取って内生性の問題に対処する。

$$exshare_{i,t-1} = \frac{\sum_k EX_{ik,t-1}}{Sales_{i,t-1}}, \quad imshare_{i,t-1} = \frac{\sum_k IM_{ik,t-1}}{Sales_{i,t-1}}$$

### 3.5. 推定式

実証分析では、企業－貿易のマッチングしたデータを用いて以下の式を推定する。

$$\begin{aligned} \Delta lnL_{it} = & \beta_0 + \beta_1 imshare_{i,t-1} \times \Delta IMFEER_{it}^I + \beta_2 imshare_{i,t-1} \times \Delta IMFEER_{it}^F \\ & + \beta_3 exshare_{i,t-1} \times \Delta EXFEER_{it}^I + \beta_4 exshare_{i,t-1} \times \Delta EXFEER_{it}^F \\ & + \beta_5 (1 - imshare_{i,t-1}) \times \Delta IMPEER_{it} + \gamma_j + \gamma_t + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

$\Delta lnL_{it}$ は企業レベルの雇用者数の成長率である。 $\gamma_j$ は産業固定効果、 $\gamma_t$ は年固定効果である。我々は係数 $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ に注目する。これらの係数は為替レートが輸入コスト、輸出価格、及び輸入競争のチャンネルを通じて企業の雇用に影響を与えることを捉えている。係数 $\beta_1, \beta_2$ は正、 $\beta_3, \beta_4, \beta_5$ が負であると予測する。さらに、識別戦略に関しては、係数 $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ は企業間のバリエーションから識別できる。つまり、①企業によって

---

輸出入の集約度が大きく異なること、②企業間の輸出入先の違いと企業の直面する為替レートの変動の違いがあること、③企業によって輸出入している財（中間財Iと最終財F）が異なることから為替レートの変動による影響を識別できる。

### 3.6. 推定結果

推定結果は表3-1で報告している。

- (1) 1列目、中間財と最終財を区別せず企業レベルの輸入実効為替レートと輸出実効為替レートの変動を示す変数を用いた結果では、輸出実効為替レートの変動の係数のみが負でかつ1%水準で有意であり、人民元の増価が輸入コストの低下を通じて雇用の成長率に影響することは確認されていないが、輸出価格の上昇によって雇用の成長率が低下することが確認された。また、産業レベルの輸入競争の雇用成長率への影響は確認されなかった。
  - (2) 2列目から5列目までは中間財と最終財の違いを考慮した企業レベルの輸入実効為替レートの変動と輸出実効為替レートの変動の結果である。すべての結果では、中間財輸入の実効為替レートの変動の係数は正でかつ1%水準で有意であり、人民元の増価が海外から中間財調達のコストを低下させ、中間財投入と補完的な労働投入も増加させる効果があることが明らかになった。
  - (3) 最終財輸出と中間財輸出の実効為替レートの変動の係数はともに負で、1%水準で有意となっており、人民元の増価が中国企業の最終財と中間財の輸出価格を押し上げ、雇用の成長率に負の影響をもたらすことが確認された。また、中間財と比較して最終財輸出の実効為替レートの変動の影響は若干大きいことは、最終財が中国全体の輸出に占めるシェアが高いという観察事実と一致している。さらに、輸出される最終財のうち、生産者向けの資本財より消費者向けの消費財の割合も高いため、消費財が輸出価格の変動に敏感であることを示唆している。
  - (4) 予測に反して、最終財輸入の実効為替レートの変動の係数が負で1%水準で有意である。人民元の増価が資本財の輸入（分析の対象は製造業企業のため、最終財輸入のほとんどが消費財ではなく、資本財となっている）を拡大させることによって雇用の成長率を低下させる効果があり、資本財を輸入している企業では資本と労働の代替が起こっている可能性を示唆している。
-



表3-1：為替レート変動と雇用成長率

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
企業レベルの実効為替レートの変動					
輸入実効為替レートの変動	-0.0808 (0.188)				
輸出実効為替レートの変動	-0.591*** (0.0409)				
中間財輸入の実効為替レートの変動		0.241*** (0.0287)	0.225*** (0.0301)	0.363*** (0.0328)	0.353*** (0.0344)
最終財輸出の実効為替レートの変動		-0.675*** (0.0717)	-0.721*** (0.0727)	-0.693*** (0.0724)	-0.740*** (0.0734)
中間財輸出の実効為替レートの変動			-0.634*** (0.0886)		-0.634*** (0.0891)
最終財輸入の実効為替レートの変動				-0.256*** (0.0377)	-0.262*** (0.0395)
産業レベルの輸入為替レートの変動	-0.0602 (0.137)	0.0193 (0.135)	-0.126 (0.138)	0.223 (0.143)	0.0811 (0.146)
産業固定効果	Y	Y	Y	Y	Y
年固定効果	Y	Y	Y	Y	Y
標本数	443317	451272	429046	428705	407965
決定係数	0.0712	0.0713	0.0686	0.0752	0.0723

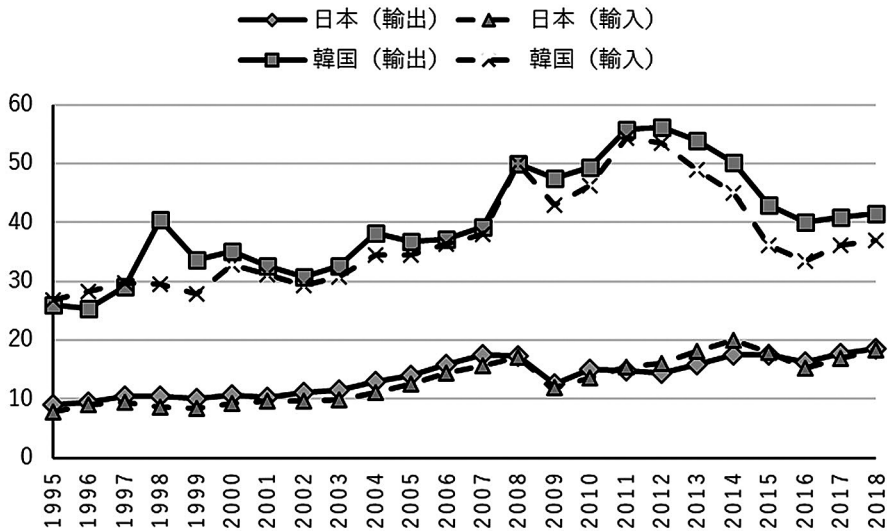
(注) 全ての推計に関しては企業レベルでクラスターした頑強標準誤差が使用されている。

\* $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

#### 4. 韓国の輸出産業に属する企業の生産性ダイナミクス

韓国は輸出主導の経済成長を続けてきた。図4-1のように、2012年には輸出金額は対GDP比で56%を超えていた。しかし、それ以降、輸出入額の双方ともにGDPほど伸びず、対GDP比率は減少傾向になった。

図4-1 輸出入額の対GDP比 (%)



出典：韓国産業研究院「産業統計分析システム」<sup>5</sup>より著者作成。

貿易、特に輸出によって成長してきた韓国企業の成長パターンは変わったのか。本節では、韓国の企業データを用いて、韓国企業の生産性ダイナミクスを分析し、輸出との関連を考察する。

#### 4.1. データ

本節での分析に用いる韓国企業データは、NICE信用情報株式会社が提供する企業レベルのデータ（以下、NICEデータ）で、全上場企業と外部監査が義務付けられている一定規模以上<sup>6</sup>のすべての企業が含まれる。韓国経済の発展とともに対象となる企業の数も年々増加し、本節での分析対象となる企業数は2017年で2万社を超えている。

企業の実質産出額、中間投入額を求めるため、韓国生産性本部の「生産性統計DB－2019年KIP Database」<sup>7</sup>及び、「韓国銀行経済統計システム」<sup>8</sup>の各種デフレーターを用いた。

企業のTFPは2節と同様、Good et al. (1997)の方法に従って以下のように求めた。

5 <https://www.istans.or.kr/mainMenu.do> (2020年11月1日)

6 外部監査が義務付けられている企業規模は時期によって変更されてきたが、2020年現在では株式会社かつ①資産120億ウォン以上、②負債70億ウォン以上、③売上100億ウォン以上、④従業員数100名以上、の四つの基準のうち、三つ以上を満たしている場合とされている。

7 [https://www.kpc.or.kr/productivity/StateAlldb.asp?search\\_year=2019](https://www.kpc.or.kr/productivity/StateAlldb.asp?search_year=2019) (2020年11月1日)

8 <https://ecos.bok.or.kr/> (2020年11月1日)



$$\ln TFP_{f,t} = (\ln Q_{f,t} - \overline{\ln Q_t}) - \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (S_{i,f,t} + \overline{S_{i,t}}) (\ln X_{i,f,t} - \overline{\ln X_{i,t}}) \quad \text{for } t = 0,$$

and

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

for  $t \geq 1$ .

ただし、 $Q_{f,t}, S_{i,f,t}, X_{i,f,t}$  は企業  $f$  の  $t$  年での産出、投入要素  $i$  のコストシェア、投入要素  $i$  の投入を意味する。各変数の上の線は産業内の平均を意味する。

#### 4. 2. 分析結果

NICE データは1980年～2019年までをカバーしているが、デフレーターが2017年までしか公表されていないため、分析期間は1980年～2017年までとしている。図4-2は、上式に沿って求められた企業のTFPを年ごとに平均したものの推移である。2010年以降、製造業の生産性が低迷しているのに対し、非製造業は続伸している。しかし、NICE企業全体のTFP成長率は2000年以降、1%を下回り、2010年～2017年では負の値になっている<sup>9</sup>。

図4-2 平均  $\ln TFP$

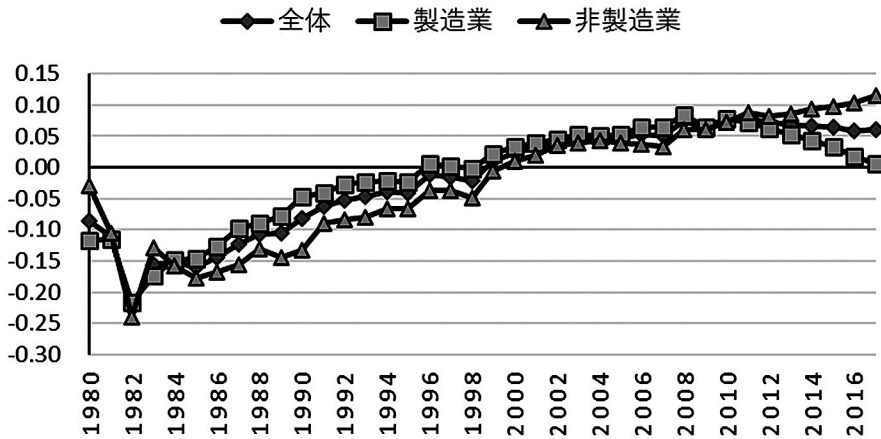
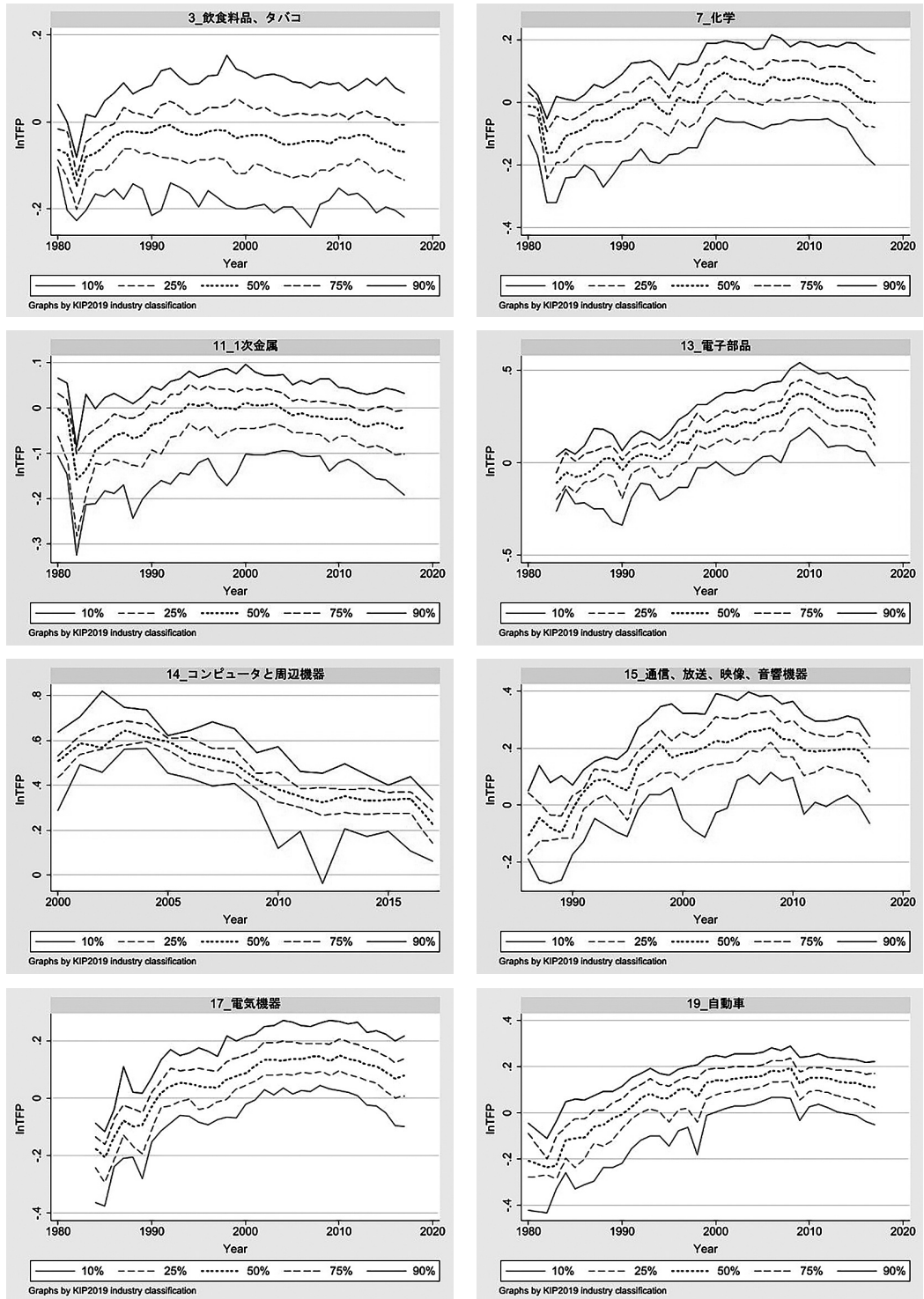


図4-3に示すように産業別にみると、内需型産業のTFPが停滞しているのに対し、輸出中心の産業のTFPが伸びている傾向は変わっていない。しかし、近年において輸出産業においてもTFP上昇率が低迷している。

<sup>9</sup> 紙面の制約上、ここには掲載しないが、企業データによる分析では、1985年以降、5年ごとのTFP成長率が年率でそれぞれ2.27%、1.74%、1.09%、0.23%、0.28%、-0.18%である。

図4-3 代表的な産業のlnTFPの分布と推移



出典：NICEデータにより著者作成。

表4-1では、輸出産業の企業のTFP上昇率が低迷しているかを検証するために、被説明変数に企業のTFPの毎年の上昇率を輸出産業<sup>10</sup>ダミーに回帰させた。説明変数には産業ダミー変数、年ダミー変数以外に、一期前のTFP水準やR&D集約度、企業規模などを入れている。(3)の結果を見ると、輸出産業に属する企業で約3%ポイントほど他の産業に属する企業に比してTFP上昇率が高い。しかし、輸出産業での高いTFP上昇率は2000年代に最も高く(1980年代に比べ約3.7%ポイント高い)、2010年代には低下している(1980年代に比べて約2.3%ポイント高い)。

表4-1 輸出産業に属する企業のTFP成長率は早いのか

Dep. Var.	(1) ΔlnTFP	(2) ΔlnTFP	(3) ΔlnTFP	(4) ΔlnTFP
1 if Exp. Industry		0.0519*** [0.00255]	0.0305*** [0.00170]	0.00475 [0.00960]
1 if Exp. Industry, 1990s				0.0183** [0.00752]
1 if Exp. Industry, 2000s				0.0368*** [0.0113]
1 if Exp. Industry, 2010s				0.0225** [0.0106]
lnTFP(t-1)	-0.349*** [0.0200]	-0.349*** [0.0200]	-0.332*** [0.0191]	-0.334*** [0.0193]
R&D/Sales (t-1)			0.024 [0.0426]	0.02 [0.0410]
ln(#employee) (t-1)			0.000177 [0.00110]	0.000346 [0.00112]
Obs.	142,544	142,544	83,951	83,951
Adj. R <sup>2</sup>	0.167	0.167	0.15	0.151
Year F. E.	Y	Y	Y	Y
Industry F. E.	Y	Y	Y	Y

(注) Exp. Industryは、1次金属、電子部品、コンピュータと周辺機器、通信、放送、映像、音響機器、精密機器、電気機器、機械および装置、自動車、その他の輸送機器を指す。全ての推計に関しては企業レベルでクラスターした頑強標準誤差が使用されている。

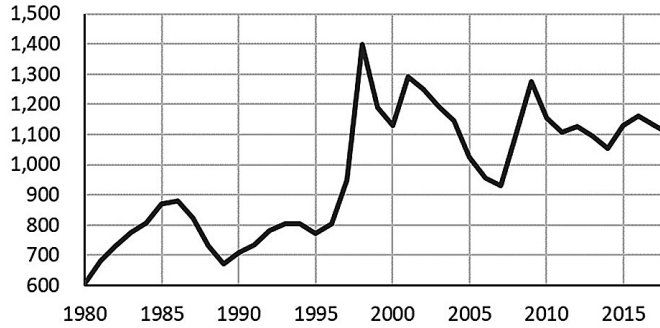
\* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

2010年代以降の輸出企業の生産性の推移は為替レートの変化で一部理解できる。図4-4は韓国ウォンの対米ドル為替レートの推移である。1998年の為替危機以降、急激な韓国ウォン安が起り、2007年まで続いた。しかし、その後は韓国ウォン高の動きが

10 輸出産業とは、ここでは1次金属、電子部品、コンピュータと周辺機器、通信、放送、映像、音響機器、精密機器、電気機器、機械および装置、自動車、その他の輸送機器を指す

見られ、これが輸出企業の国際競争力を圧迫し、輸出企業の生産の成長を妨げた可能性がある。

図4-4 韓国ウォンの為替レート（対米国ドル）



出典：韓国産業研究院「産業統計分析システム」より著者作成。

## 5. 結論と今後の課題

本研究は、日本・中国・韓国の輸出企業に為替レートの変動が与えるダイナミクスについて分析を行った。日本企業に関しては輸出額、中国企業に関しては雇用、韓国企業に関しては生産性に与える影響をそれぞれ分析した。日本企業に関しては為替レートの増価が輸出金額にマイナスの影響を与えるものの、その影響は海外からの調達によってマイナスの影響が緩和されていることが判明した。中国企業に関しては、為替レートの増価が雇用の成長率にマイナスであることが示された。輸出財を中間財と最終財に分割し、為替レートの増価が雇用の成長率にマイナスの影響を与える効果をみると、最終財を通じた効果が中間財の輸出を通じた効果より大きい。輸入に関しては為替レートの増価が中間財の輸入価格を低下させ、この中間財と補完的な雇用にプラスの影響を与える一方、最終財に関してはその輸入が主に資本財であり、資本と労働の代替を通じて雇用にマイナスの影響を与えていることが示唆された。韓国企業の生産性ダイナミクスに関しては企業データによる分析を行い、2000年以降は生産性成長率が大きく低下しており、2010年以降の生産性成長の低迷は著しいことが判明した。伝統的に輸出主導型成長を遂げている韓国企業であるが、2010年以降、輸出の伸びが鈍く、輸出比率が相対的に低い産業と比較しても生産性成長の優位性が減少している。その背景には2010年ごろから続いている韓国ウォン高の圧力によるものと推察される。

今後の課題としては、次のことが挙げられる。日本、中国、韓国は互いに緊密なサプライチェーンを構築している。日本企業への為替レートの変動ショックは、中国、韓国企業とのサプライチェーンを通じて伝播する。すなわち、1国の為替レートの変化が経

済に与える影響はサプライチェーンを通じて他国にも影響する。このような研究は国際的な企業間の取引データが整備されていないこともあり、研究が進んでいない。今後はデータを整備し、為替レートの変動ショックがサプライチェーンを通じて与える影響に関して研究を進める必要があるものと考えられる。

#### 参考文献

- 伊藤恵子・乾友彦・権赫旭・戸堂康之 (2018) 「中国輸出企業の特徴」、『経済分析』、197号：1-27
- 乾友彦・張紅詠・楊宇翔 (2020) 「中間財貿易、為替レートの変動と中国輸出企業の雇用調整」、mimeo
- Amiti, M., O. Itskhoki, and J. Konings. (2014), “Importers, exporters, and exchange rate disconnect”, *The American Economic Review*, 104 (7) : 1942-1978.
- Berman, N., P. Martin, and T. Mayer. (2012), “How do Different Exporters React to Exchange Rate Changes?” *The Quarterly Journal of Economics*, 27 (1) : 437-492.
- Dai, M. and J. Xu. (2017), “Firm-specific exchange rate shocks and employment adjustment: Evidence from China,” *Journal of International Economics*, 108: 54-66.
- Good, D. H., M. I. Nadiri, and R. C. Sickles. (1997), “Index Number and Factor Demand Approaches to the Estimation of Productivity,” in Hashem Pesaran and Peter Schmidt, eds., *Handbook of Applied Econometrics Vol. 2: Microeconometrics*, Oxford: Basil Blackwell: 14-80
- Inui, T. and Y. Kim. (2020), “Exchange rates, international outsourcing, and firm export Dynamics,” RIETI Discussion Paper Series 20-E-083
- Yokoyama, I., K. Higa, and D. Kawaguchi. (2020), “Employment adjustments of regular and non-regular workers to exogenous shocks: Evidence from exchange-rate fluctuation,” *Industrial and Labor Relations Review*, forthcoming.