

TCER Working Paper Series

マクロ経済ショックと企業の海外進出行動 -Factor-Augmented VAR modelによる分析-
Macroeconomic shocks and Firms' Overseas expansion -Factor-Augmented VAR
Approach-

森田裕史
Hiroshi Morita

荒木祥太
Shota Araki

2017年 3月

Working Paper J-16

<http://tcer.or.jp/wp/pdf/j16.pdf>

TCER 

公益財団法人東京経済研究センター
〒102-0072 東京都千代田区飯田橋1-7-10-703

©2017 by Hiroshi Morita and Shota Araki.

All rights reserved. Short sections of text, not to exceed two paragraphs, may be quoted without explicit permission provided that full credit, including ©notice, is given to the source.

概要

本論文では、為替レートや世界GDPといったマクロ経済変数の変動が企業の海外進出行動に与える影響を分析している。特に、Factor-Augmented VAR (FAVAR) モデルを用いることで、マクロ経済変数に起こったショックが個別の企業の海外子会社数に与える影響を明らかにした。さらに、海外子会社を持たない企業、すなわち、観測値がゼロである企業も分析に組み込むために、FAVARモデルにTobitモデルを組み込んだ拡張モデルを提示している。本論文の分析から得られた結果は以下のとおりである。まず、為替レートの増価に対して、多くの企業が海外子会社を増加させていることが分かった。しかし、分散分解の結果、為替レートよりも世界GDPの方が企業の海外進出行動に対して重要な役割を果たしていることが明らかになった。また、為替レートの変動が海外子会社数に及ぼす影響が一時的なものであることも示された。

森田裕史

法政大学

経済学部

〒194-0298 東京都町田市相原町4342

morita-h@hosei.ac.jp

荒木祥太

一橋大学

経済学研究科

〒186-0001 東京都国立市中2-1

araki-shota@rieti.go.jp

Abstract

This paper analyzes the effects of macroeconomic variations, such as exchange rate and global GDP, on Japanese firms' overseas expansion behavior. Particularly, we examine how the macroeconomic shocks affect the number of overseas subsidiaries of individual firm in the framework of factor-augmented VAR (FAVAR) model. Moreover, in this study, we combine Tobit model and FAVAR model to incorporate the firm which has no overseas subsidiary into our empirical analysis. The results are summarized as follows. First, we reveal that most of firms increase overseas subsidiaries in response to the appreciation of exchange rate. However, the result of forecast error variance decomposition shows that global GDP shock plays a more important role on the variation of Japanese firms' overseas expansion, compared with the change of exchange rate. In addition, our results indicate that the variation of exchange rate has a temporary effect on overseas expansion behavior.

Hiroshi Morita
Hosei University
Faculty of Economics
4342 Aihara, Machida, Tokyo 194-0298, Japan
morita-h@hosei.ac.jp

Shota Araki
Hitotsubashi University
Graduate School of Economics
2-1 Naka, Kunitachi, Tokyo 186-8601, Japan
araki-shota@rieti.go.jp

マクロ経済ショックと企業の海外進出行動

-Factor-Augmented VAR model による分析-*

森田裕史¹

荒木祥太²

要約

本論文は、為替レートや世界 GDP といったマクロ経済変数の変動が企業の海外進出行動に与える影響を分析している。特に、Factor-Augmented VAR (FAVAR) モデルを用いることで、マクロ経済変数に起こったショックが個別の企業の海外子会社数に与える影響を明らかにした。さらに、海外子会社を持たない企業、すなわち、海外子会社数がゼロである企業も分析に組み込むため、FAVAR モデルに Tobit モデルを組み込んだ拡張モデルを使用している。本論文の分析から得られた結果は以下の通りである。まず、為替レートの増価に対して、多くの企業が海外子会社を増加させていることが分かった。しかし、分散分解の結果、為替レートよりも世界 GDP の方が企業の海外進出行動に対して重要な役割を果たしていることが明らかになった。また、為替レートの変動が海外子会社数に及ぼす影響が一時的なものであることも示された。

キーワード：海外子会社数、Factor-Augmented VAR モデル、Tobit モデル

JEL コード：F31、F44、C32

* 本論文の作成にあたり、Hitotsubashi Summer Institute 2016 の参加者から有益なコメントを多く頂いた。また、三浦憲氏（ブラウン大学）からは、使用するデータに関して貴重な助言を頂いた。ここに記して、感謝を申し上げたい。また、本論文は TCER2015 年度個人プロジェクト研究助成の支援を受けている。

¹ 法政大学経済学部、e-mail: morita-h@hosei.ac.jp

² 一橋大学、経済産業研究所、e-mail: araki-shota@rieti.go.jp

1. はじめに

2012年以降、大規模な金融緩和によって、為替レートの減価が急激に進んでいる一方で、リーマンショックから2012年末までは1ドル=80円台を割るような歴史的円高水準にあった。円相場が増価すると、多くの日本企業は海外工場での生産へシフトし、いわゆる「産業の空洞化」が起きてしまうことが考えられる。本論文の目的は、為替レートの変動に対する日本企業の海外進出の程度を定量的に分析することである。さらに、為替レートの変動に対する企業ごとの反応の大きさやその方向を Bernanke et al. (2005) によって提案された factor-augmented VAR (FAVAR) モデルを用いて分析する。

今回の分析では、海外進出の指標として外国直接投資 (FDI)、具体的には日本企業の海外子会社数に着目する。経済学の分析においても、流動性の高い為替レート制度を採用している国の数が増えていることから、為替レートが FDI に代表される国際的な資本フローに及ぼす影響に対して関心が高まっており、FDI と為替レートとの関係に関する実証的な研究もいくつかある (Froot and Stein 1991; Klein and Rosengren 1994; Blonigen 1997; Bayoumi and Lipworth 1998; Goldberg and Klein 1998; Ito 2000; Sazanami and Wong 1997; Sazanami, Yoshimura and Kiyota 2003; Kiyota and Urata 2004)。また FDI に関する政策は、自国、受入国の双方に様々な利益をもたらすことになるため、FDI に関する政策の策定においても為替レートと外国直接投資の関係を実証的に分析することが非常に重要と言える。例えば、FDI は資本投資だけでなく、自国から他国まで技術や経営ノウハウを移転する。そのため、受入国への固定投資の増加や、また技術移転と経営ノウハウは生産能力を向上されることになる。さらに、ビジネスチャンスを拡大するために使用できる受入国への販売ネットワークや調達ネットワークなど、さまざまなネットワークを獲得することができる点も FDI の利点となる。また、FDI は地元企業の競争圧力を高め、受入国における技術的および配分効率の改善をもたらす。以上のことから FDI を促進する要因を見極めることは政策的にも有用であると言える。

以上の研究目的に対して、本論文では為替レートの変動が企業活動に与える影響を明らかにするために、Bernanke et al. (2005)が提唱する factor-augmented VAR(FAVAR)モデルを使用する。FAVAR モデルを用いることで、無数に存在する企業を一括して分析することが可能になる。

本論文に関連する先行研究として、Froot and Stein (1991)が挙げられる。Froot and Stein(1991)は 1974 年から 1987 年にかけての先進国から米国に対する FDI に対する実質為替レートの影響を調べ、ドル安になると米国への FDI が増加することを発見した。また、この研究では英国、西ドイツ、カナダ、日本への FDI についても調べ、西ドイツでも米国と同様の結果が得られることを示した。また、Klein and Rosengren (1994)はカナダ、日本、欧州諸国から米国への FDI に関するデータから Froot and Stein (1991)を支持する結果を得た。これらの結果を日本のデータを用いて検証した Bayoumi and Lipworth (1998)、Goldberg and Klein(1998)、Ito (2000)、Sazanami and Wong (1997); Sazanami, Yoshimura and Kiyota (2003)の一連の研究は日本円が相手国通貨に対して実質的に増価した時、相手国に対する FDI も増加することを示した。さらに Kiyota and Urata(2004)は同様の結果に加えて、日本円における為替レートのボラティリティの上昇は、日本の FDI を抑制することも示している。

これらの分析では、個々の企業的意思決定による海外直接投資は、産業単位もしくは地域単位に集計されている。そのため、産業レベルもしくは地域レベルで集計された変数の変動を用いて為替レートの効果を推計することになる。しかし、Melitz and Redding (2014)など近年の研究が指摘するように海外直接投資を行うのは同一産業の中でも限られた企業だけであり、産業レベルもしくは地域レベルで集計した変数では、海外進出する企業とそうでない企業との間の異質性を十分に考慮できない可能性がある。

一方、海外進出の意思決定は企業単位で行われていると想定されているので、企業を単位としたマイクロデータを用いた分析はマクロデータを用いた分析よりも理論モデルと整合

性があることが期待できる。しかし、マイクロデータを用いた際には、サンプルに含まれる全ての企業が同一の為替レートに直面しているという問題がある。そのため、海外進出が促した要因として、為替レート要因によるものとそれ以外のマクロ的な要因によるものなのかを識別することが難しい。そこで、これまでの研究では企業ごとの過去の輸出入のデータから為替レートの影響の受けやすさをあらかじめ導出し、その企業間の異質性を用いて為替レートの変動による効果を識別するというアプローチがとられる。(例えば Klein et al. 2003; Moser et al. 2010; Nucci and Pozzolo 2010)。

先行研究に存在する集計データを使用するという問題に対処するため、本論文では FAVAR モデルを用いて、為替レートや世界経済といったマクロ経済の変動が個別企業の海外進出行動に及ぼす影響を分析する。具体的には、個別の製造業企業の海外子会社数から観測できないファクターをひとつ抽出し、そのファクターとマクロ経済変数からなる VAR モデルを推計する。この推定手法を用いることで、ファクターとマクロ変数の動学的な関係、及び、ファクターと個別企業の海外子会社数の関係が明らかになり、ファクターを仲介することで、マクロ経済変数と個別企業の関係を導出することが可能になる。さらに、VAR モデルを用いていることで、先行研究で行われているような為替レートの変動と FDI の一時点の関係を推計する静学的な分析ではなく、マクロ経済変数が変化するショックの後に、海外子会社数がどのような動きをするのかといった動学的な関係を明らかにすることが可能になるという利点が本研究には存在する。さらに、海外子会社数を分析対象にする場合、海外子会社を全く持たない企業が一定数存在するといった問題点が存在する。本論文では、Tobit モデルを FAVAR モデルの観測方程式に組み込むことでこの問題に対処する。言い換えると、海外子会社数がゼロである企業に関して、観測されているゼロという観測値の背後にゼロ以下の観察されない潜在的な海外子会社数が存在すると考えて、その潜在的な海外子会社数の推計も行う。このように FAVAR モデルを拡張することで、海外子会社を持たない企業もサンプルに含む分析を行うことが可能になる。したがって、先行研究と異なりマク

ロ経済変数が個別企業の行動に与える影響を分析したこと、さらに、Tobit モデルを FAVAR モデルに組み込む推計モデルの拡張を行ったことが本論文の貢献であるといえる。

本論文で得られた結果を簡潔に述べると以下のとおりである。まず、為替レートが増価が多くの企業の海外子会社数を増加させることが明らかになった。しかしながら、海外子会社数の変動を説明する要因として、為替レートよりも世界 GDP の方が重要であることが示された。加えて、また、為替レートの変動が海外子会社数に与える影響は一時的であるのに対して、世界 GDP の変動の影響はより持続的であることが分かった。

本論文の構成は以下の通りである。第 2 章において推計モデルの概要とベイズ推定を用いた推計方法について説明を行う。続いて、第 3 章では使用したデータと推計モデルの定式化、及び、推計結果を提示する。ここでは、抽出されたファクターのインパルス応答関数、分散分解、そして、マクロ経済ショックに対する個別企業の海外子会社数の反応をヒストグラムで表した図を示している。最後に、結論が第 4 章で述べられている。

2. 推計モデル

2-1. Factor-Augmented VAR model with censored variable

本論文では、Bernanke et al. (2005)によって提案された FAVAR モデルを用いて為替レートの変動といったマクロ経済変数に発生したショックが個別企業の海外進出行動に与える影響を分析する。さらに、我々は FAVAR モデルに、ある閾値を超えた場合のみデータが観察されるような潜在変数を含む Tobit モデルを組み込むことで、当該年に存在しているが海外子会社数を持たない企業までサンプルに含んだ推計を行った。この拡張によって、海外子会社数がゼロである企業を除外する必要がなくなるため、より多くのサンプルに基づいた分析が可能になる。推計モデルの詳細は以下の通りである。

まず、 F_t を $m \times 1$ の観測できないファクターのベクトル、 $X_t^* = (x_{1t}^*, \dots, x_{n(t)t}^*)'$ を t 年における企業 i の海外子会社数 x_{it}^* (の潜在変数) から成る $n(t) \times 1$ のベクトルとし、(1)式のように

F_t が X_t^* の動学に影響を与えると仮定する。ここで、 $n(t)$ としているのは、各年において観測される企業数が異なる unbalanced パネルデータに基づいて推計を行っているため、これはサンプル期間内のある時期に起業前であったり、倒産したりすることで企業の一部が存在しないことに起因する。

$$X_t^* = \Lambda F_t + z_{t-1}'\beta + e_t, \quad e_t \sim N(0, R) \quad (1)$$

また、(1)式において、 z_t は F_t 以外に X_t^* に影響を与える $l \times n(t)$ の観測可能な外生変数のベクトルを、 R は誤差項 $e_t = (e_{1t}, \dots, e_{n(t)t})'$ の分散を対角要素に持つ行列を表している。 Λ は factor loading と呼ばれ、抽出されたファクターと各企業の海外子会社数の関係を示す $n(t) \times m$ の行列である。さらに、 x_{it}^* は閾値を0とする Tobit モデルの定式化に基づき、(2)式のよう $x_{it}^* > 0$ の時には x_{it} として観測されるが、 $x_{it}^* \leq 0$ の時には観測されない潜在変数と仮定する。

$$x_{it} = \begin{cases} x_{it}^* & \text{if } x_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{if } x_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

次に、 Y_t を $k \times 1$ の観測できる経済変数のベクトルとし、(1)式から抽出される F_t と Y_t の動学に関して、(1)式のような VAR モデルのシステムを仮定する。

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + u_t, \quad u_t \sim N(0, Q) \quad (3)$$

ここで、 Φ は VAR 係数を表しており、 Q は誤差項 u_t の分散共分散行列を表している。本論文では、世界の景気や為替レートの変動といった外的な要因が企業の海外進出活動にどのよ

うに影響を与えるかを明らかにするために、 Y_t は世界 GDP と実質実効為替レートを含んだ 2×1 のベクトルになっている。このように、観測できる内生変数 Y_t のみを含む通常の VAR モデルと異なり、観測できないファクター F_t をシステムに含んでいるため、(3)式は factor-augmented VAR モデルと呼ばれている。

以上のシステムを推計することで、通常のマイクロデータを用いた推計では時間ダミーによって処理されてしまうようなマクロ経済変数の変動が個別企業の行動に与える影響について分析を行うことが可能になる。具体的には、(3)式において Y_t に発生したショックが F_t へ波及する経路が明らかになり、(1)式で F_t と各企業の海外子会社数 x_{it}^* の関係が Λ として与えられるため、 F_t を経由することで Y_t に起こったショックが x_{it}^* へ与える影響を導出することが可能になる。このように、マクロ経済ショックに対する個別企業の反応を明らかにすることができることが、FAVAR モデルを本論文の分析に適用した利点であり、本論文の貢献であると言える。

2-2. MCMC 推定

本論文では、ベイズ推定によって上記の FAVAR モデルの推計を行う。そこで、推計するシステムについて、(3)式を状態方程式、(1)式を変換した以下の(1)'式を観測方程式として、 $[F_t \ Y_t]'$ を潜在変数とみなす状態空間モデルと考える。

$$\begin{bmatrix} X_t^* \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda & 0 \\ 0 & I_k \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} z_{t-1}' \\ 0_{k \times l} \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} e_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (1)'$$

本論文で推計するパラメータと潜在変数は Λ 、 β 、 Φ 、 R 、 Q 、 $\{F_t\}_{t=1}^T$ 、及び、 $\{X_t^*\}_{t=1}^T$ である。これらのパラメータと潜在変数について Gibbs sampler を用いた Markov Chain Monte Carlo(MCMC)法によってサンプリングを行う。本論文のように推計すべきパラメータが非常に多く、それらの同時密度分布が解析的に導出できない場合でも、MCMC 法を用いて各

パラメータの条件付き事後分布からサンプリングを行うことで、結果として同時密度分布から発生させたものと同じランダムサンプルを得ることが可能になる。パラメータのサンプリングの手順は以下の通りである。

Step.1 初期値 $\Lambda^{(0)}$ 、 $\beta^{(0)}$ 、 $\Phi^{(0)}$ 、 $R^{(0)}$ 、 $Q^{(0)}$ 、 $\{F_t\}_{t=1}^T$ ⁽⁰⁾、 $\{X_t^*\}_{t=1}^T$ ⁽⁰⁾を設定し、 $j = 1$ とする。

Step.2 $\{F_t\}_{t=1}^T$ ^(j)を $\pi(\{F_t\}_{t=1}^T \mid \Lambda^{(j-1)}, \beta^{(j-1)}, \Phi^{(j-1)}, R^{(j)}, Q^{(j)}, \{X_t^*\}_{t=1}^T$ ^(j-1), $\{Y_t\}_{t=1}^T, \{z_t\}_{t=1}^T)$ からサンプリングする。

Step.3 $\Lambda^{(j)}$ 、 $\beta^{(j)}$ を $\pi(\Lambda, \beta \mid \{F_t\}_{t=1}^T$ ^(j), $\{X_t^*\}_{t=1}^T$ ^(j-1), $R^{(j-1)}, \{z_t\}_{t=1}^T)$ からサンプリングする。

Step.4 $R^{(j)}$ を $\pi(R \mid \{F_t\}_{t=1}^T$ ^(j), $\{X_t^*\}_{t=1}^T$ ^(j-1), $\Lambda^{(j)}, \beta^{(j)}, \{z_t\}_{t=1}^T)$ からサンプリングする。

Step.5 $x_{it} = 0$ である $\{X_t^*\}_{t=1}^T$ ^(j)の要素 x_{it}^* ^(j)を $(-\infty, 0]$ で切断した $\pi(x_{it}^* \mid \{F_t\}_{t=1}^T$ ^(j), $\Lambda^{(j)}, \beta^{(j)}, R^{(j)}, \{z_t\}_{t=1}^T)$ からサンプリングする。

Step.6 $\Phi^{(j)}$ を $\pi(\Phi \mid \{F_t\}_{t=1}^T$ ^(j), $Q^{(j-1)}, \{Y_t\}_{t=1}^T)$ からサンプリングする。

Step.7 $Q^{(j)}$ を $\pi(Q \mid \{F_t\}_{t=1}^T$ ^(j), $\Phi^{(j)}, \{Y_t\}_{t=1}^T)$ からサンプリングする。

Step.8 十分に大きい N に対して、 $j < N$ の時 Step.2 へ戻り、 $j = N$ の時、サンプリングを終了する

本論文では $N = 25,000$ として、最初の $N_0 = 5,000$ 個のサンプルを burn-in として捨てた上で、残りの 20,000 個のサンプリングに基づいて分析を行っている。

各 step におけるサンプリング方法を簡潔に説明する。まず、Step.2 では(1)'と(3)式に関して、 $[F_t \ Y_t]'$ 全体を潜在変数とする状態空間モデルとみなし、Kalman filter と Kalman smoother を用いて、 $\{F_t\}_{t=1}^T$ をサンプリングする。

次に、 Λ と β は(1)式を以下のように変形することで同時にサンプリングを行うことができる。

$$X_t^* = [F_t \times I_n \quad z'_{t-1}] \begin{bmatrix} \Lambda \\ \beta \end{bmatrix} + e_t$$

より具体的に書き下すと、

$$\begin{bmatrix} x_{1t}^* \\ x_{2t}^* \\ \vdots \\ x_{nt}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} F_t & 0 & \cdots & 0 & z_{1,t-1}^1 & \cdots & z_{1,t-1}^l \\ 0 & F_t & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & 0 & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 & F_t & z_{n,t-1}^1 & \cdots & z_{n,t-1}^l \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_n \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_l \end{bmatrix} + e_t$$

となる。本論文では抽出されるファクターを主成分分析に基づく2段階推計によってではなく、ベイズ推定を用いて推計するので、ファクターを識別するために、 λ_1 を1と基準化する必要がある³。したがって、実際に推計されるモデルは以下ようになる。

$$\begin{bmatrix} x_{1t}^* - F_t \\ x_{2t}^* \\ \vdots \\ x_{nt}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \cdots & 0 & z_{1,t-1}^1 & \cdots & z_{1,t-1}^l \\ F_t & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \ddots & 0 & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & F_t & z_{n,t-1}^1 & \cdots & z_{n,t-1}^l \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_n \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_l \end{bmatrix} + e_t$$

ここで、 $\tilde{\Lambda} = [\lambda_2, \dots, \lambda_n, \beta_1, \dots, \beta_l]'$ 、及び、

³ この制約に関する詳細は、Bernanke et al. (2005, p.401) 脚注 16 を参考のこと。Belviso and Milani (2006)も同様の基準化を行っている。

$$\tilde{F}_t = \begin{bmatrix} 0 & \cdots & 0 & z_{1,t-1}^1 & \cdots & z_{1,t-1}^l \\ F_t & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \ddots & 0 & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & F_t & z_{n,t-1}^1 & \cdots & z_{n,t-1}^l \end{bmatrix}$$

と表し、 $\tilde{\Lambda}$ の事前分布を $\tilde{\Lambda} \sim N(h_0, H_0)$ と仮定すると、その条件付き事後分布は、

$$\tilde{\Lambda} \mid \{F_t\}_{t=1}^T, \{X_t^*\}_{t=1}^T, R, \{z_t\}_{t=1}^T \sim N(h_1, H_1)$$

となる。ここで、 $h_1 = H_1(H_0^{-1}h_0 + \sum_{t=1}^T \tilde{F}_t' R^{-1} X_t^*)$ 、 $H_1^{-1} = H_0^{-1} + \sum_{t=1}^T \tilde{F}_t' R^{-1} \tilde{F}_t$ である。

誤差項 e_{it} の分散 R_{ii} は、その逆数の事前分布を $R_{ii}^{-1} \sim \text{Gamma}\left(\frac{w_0}{2}, \frac{w_0 s_0}{2}\right)$ と仮定し、

$$R_{ii}^{-1} \mid \{F_t\}_{t=1}^T, \{X_t^*\}_{t=1}^T, \Lambda, \{z_t\}_{t=1}^T \sim \text{Gamma}\left(\frac{w_1}{2}, \frac{w_1 s_1}{2}\right)$$

からサンプリングを行う。ここで、 $w_1 = w_0 + T$ 、 $w_1 s_1 = w_0 s_0 + \sum_{t=1}^T e_{it}^2$ で、 $e_{it} = x_{it}^* - \tilde{F}_{it} \tilde{\Lambda}$ である。

Step.5 では、(1)式より x_{it}^* は平均 $\lambda_i F_t + z_{i,t-1}' \beta$ 、分散 R_{ii} に従うので、 $x_{it} = 0$ であるサンプルに対して、潜在変数 x_{it}^* を切断正規分布

$$x_{it}^* \sim TN_{(-\infty, 0]}(\lambda_i F_t + z_{i,t-1}' \beta, R_{ii})$$

から発生させる。

Step.6 と Step.7 でサンプリングを行う Φ と Q は既にサンプリングされている潜在変数 $\{F_t\}_{t=1}^T$ をデータであるとみなせば、(3)式は通常のVARモデルのシステムになり、 Φ の事前分布を正規分布、 Q の逆行列の事前分布をウィシャート分布とすれば、条件付き事後分

布もそれぞれ正規分布とウィシャート分布になる。具体的には、事前分布をそれぞれ

$$\Phi \sim N(b_0, B_0), \quad Q^{-1} \sim W(v_0, V_0)$$

とすると、条件付き事後分布は、

$$\Phi \mid \{F_t\}_{t=1}^T, \{Y_t\}_{t=1}^T, Q \sim N(b_1, B_1)$$

$$Q^{-1} \sim W(v_1, V_1)$$

となる。ただし、 $\hat{F}_t = [F_t, Y_t]'$ として、 $b_1 = B_1(B_0^{-1}b_0 + \sum_{t=2}^T \hat{F}_{t-1}Q^{-1}\hat{F}_t)$ 、 $B_1^{-1} = B_0^{-1} + \sum_{t=2}^T \hat{F}_{t-1}Q^{-1}\hat{F}_{t-1}'$ で、 $v_1 = v_0 + T - 1$ 、 $V_1^{-1} = V_0^{-1} + \sum_{t=2}^T (\hat{F}_t - \Phi\hat{F}_{t-1})(\hat{F}_t - \Phi\hat{F}_{t-1})'$ である。

3. 推計結果

3-1. データと定式化

本論文で用いるデータは年次データであり、推計期間は 1999 年から 2014 年である。ただし、VAR モデルは 1 次のラグを含むことから、実際に分析に使用されるのは 2000 年から 2014 年の 15 年間のデータである。まず、海外子会社数は東洋経済の海外進出企業総覧から収集した。データが収録されている全ての企業の内、1 部または 2 部に株式が上場している製造業で、推計期間内に少なくとも 8 年分以上のデータが取れる企業を分析対象とした。つまり、海外子会社数がゼロの期間が多い企業や、推計期間内で起業前または倒産したことで、推計期間を通じて十分なサンプルを得られなかった企業は分析から除外されている。以上の制約の下で、実際に分析に利用した企業数は 715 社である。本論文では、この 715 社分の海外子会社数のデータの変動を捉える観測されないファクターをひとつ取り出す。次に、(1)'式にある海外子会社数を説明する外生変数 z_{t-1} について、本論文では海外・

輸出売上高、研究開発費、設備投資のそれぞれ売上高に対する比率、及び、総資産に占める負債の割合の4変数を用いている。これらのデータは、全て日経 Needs Financial Quest からダウンロードした財務データである。そして、海外子会社数のデータから抽出されるファクターとともにVARのシステムに含まれる観測可能な変数である実質実効為替レートは日本銀行のホームページから収集し、世界の景気変動を示す世界GDPはFederal Reserve Bank of St. LouisのホームページにあるConstant GDP per capita for the Worldを使用した。

ここでVARモデルの識別に関して、本論文の分析では各データが観測される時点について注意を払う必要がある。具体的には、ある t 年の海外子会社数は、 t 年10月時点の値である一方で、実質実効為替レートは t 年1月から12月の平均値、世界GDPは t 年1月から12月の1年間のフローの値である。このように、海外子会社数のデータが観測されるタイミングが、他の2つの変数よりも先であるため、(3)式のVARモデルに含まれる変数の順序が、ファクター、世界GDP、実質実効為替レートとなっており、コレスキー分解を用いるリカーシブ制約によって、構造ショックが識別される。また、VARモデルの識別とは直接関係はないが、財務データの観測時点は全て3月決算期のデータである。

VARモデルの定式化について、上で述べたようにラグの次数は1次であり、変数は全て水準で含まれている。さらに、実際の推計では(1)式には個別企業の固定効果をコントロールする項を、(3)式には定数項を加えている。推計される係数を弾力性の値として捉えるために、システムに含まれる変数は自然対数を取ることが望ましいが、ゼロが含まれる海外子会社数は自然対数を取ることができない。そこで、本論文ではinverse hyperbolic sine transformationと呼ばれる方法を用いて、海外子会社数の値を変換した。実質実効為替レートと世界GDPは通常通り自然対数を取って変換している⁴。

最後に、推計に利用した事前分布について述べる。以下のように、 $\tilde{\Lambda} = [\Lambda' \beta']'$ と Φ は正規

⁴ ある値 x のinverse hyperbolic sine transformationは、 $\ln(x + (x^2 + 1)^{1/2})$ で定義される。

分布、 R の対角要素である R_{ii} の逆数はガンマ分布、そして、 Q の逆行列にはウィシャート分布を事前分布として設定した。

$$\begin{aligned}\tilde{\Lambda} &\sim N(0, I), \\ \Phi &\sim N(0, I), \\ R_{ii}^{-1} &\sim \text{Gamma}\left(\frac{40}{2}, \frac{40 \times (0.001)^2}{2}\right), \\ Q^{-1} &\sim W(100, I \times 100).\end{aligned}\tag{4}$$

3-2. Factor のインパルス応答関数と分散分解

図1は、世界 GDP ショック (図1(a)) と為替レートショック (図1(b)) に対するファクターのインパルス応答関数を示している。それぞれ各ショックの1標準偏差のショックに対する反応であり、青い実線がサンプリングされた全てのパラメータに基づいて計算したインパルス応答関数の中央値で、赤い点線が68%の信用区間を表している。

[図1を挿入する]

この結果より、海外子会社ファクターは世界 GDP が増加するショックに対して68%の信用区間はゼロを含まず正の反応を示す一方で、為替レートショックに対しては有意な反応を示していないことが確認できる。また、中央値の反応を見ると、世界 GDP ショックに対しては海外子会社ファクターが持続的な反応を示しているのに対して、為替レートショックに対する反応はゼロへ向かって戻っていくことが確認できる。

さらに、各ショックのファクターに対する影響の大きさを確認するために表1ではファクターに関する分散分解の結果を示している。分散分解とは、VAR システムに含まれる変数の予測できない変動に対してどのショックがどの程度説明力を持っているかを定量的に

求める手法である⁵。表1では、ファクターの1年先、2年先、5年先、10年先の平均2乗誤差に対して、各変数に発生したショックが寄与した割合を示している。また、本論文では、MCMC法を用いたベイズ推定を行っているので、全てのサンプリングごとに分散分解の計算を行い、その平均値と68%の信用区間をそれぞれ示している。

[表1を挿入する]

この結果より、海外子会社ファクターの変動はファクターショックによって最も説明されることが分かるが、これは本論文がコレスキー分解に基づくリカーシブ制約を採用していることによると考えられる。言い換えると、リカーシブ制約によりファクターショックは、ショックの発生と同時に海外子会社ファクターに影響を与える唯一のショックになるため、他のショックよりも説明力を持つことになる。そのため、ここで注目すべき結果は、世界GDPショックが為替レートショックよりも海外子会社ファクターに対して説明力を持つことを示している第2列と第3列目の結果である。世界GDPショックは為替レートショックに比べて、海外子会社ファクターの予測できない変動に対して、5年後で2倍以上、10年後で3倍以上の説明力を持っていることがわかる。すなわち、企業の海外進出を決める要因として、為替レートの変動よりも世界経済の変動の方が重要であることがこの結果から確認できる。また、これは図1のインパルス応答関数において世界GDPショックがファクターに対して持続的な影響を持っていたことも整合的である。

3-3. 個別企業の海外子会社数の反応

これまで世界GDPショックと為替レートショックといったマクロ経済ショックが海外子会社ファクターに与える影響について示してきたが、本論文の分析では(1)式の Λ を通じ

⁵ 分散分解については、沖本（2010）第4章で詳しい説明がなされている。

てマクロ経済ショックが個別企業の海外進出行動へ与える影響を計算することができる。すなわち、FAVAR モデルを使用する本論文の分析では、世界 GDP ショックと為替レートショックに対する 715 社分の個別企業のインパルス応答関数の計算が(1)'式と(3)式から成るひとつのシステムを推計することで可能となる。ただし、715 社分のインパルス応答関数を図示してもかなり煩雑になるため、ここでは個別企業のインパルス応答関数に基づいて作成されるヒストグラムを図 2 で示すこととする。

[図 2 を挿入する]

図 2 (a)と図 2(b)はそれぞれ世界 GDP ショックと為替レートショックに対する各企業の海外子会社数の反応に基づいて作成したヒストグラムである。これらのヒストグラムにおいて、横軸には反応の大きさを、縦軸には各区間に含まれる企業の割合を取っている。図 2(a)では、一つの区間の幅が 0.1 で、図 2(b)では 0.02 になっている。また、このヒストグラムは各企業の反応の中央値に基づいて作成している。青の実線がショックから 1 年後、赤の破線が 5 年後、緑の点線が 10 年後の反応の分布を表している。

まず、図 2 (a)の世界 GDP ショックに対する反応について、ショック発生から 1 年後の反応を示す青い実線に注目すると、ヒストグラムのピークがゼロ近傍にあり、半数近い企業がほとんど反応していないことがわかる。その後、5 年後の分布では、海外子会社を増やす企業と減らす企業に分かれている。さらに、5 年後と 10 年後の反応の分布は、ほぼ同じ形状をしており、ショックの影響が持続的に続いていることが確認できる。また、図 1 a で、海外子会社ファクター自体は、世界 GDP ショックに対して正の反応を示していたが、個別企業の反応を見ると、ヒストグラムの右側よりも左側の方が厚く、世界 GDP の増加ショックに対して、海外子会社を減少させている企業が多いことが確認できる。この事実は、我々の直観に反するものであるため、このような結果が得られる理由を解明するために、サン

ルを分けるといったより精緻な分析を行うべきであると考えている⁶。

一方で、為替レートショックに対しては、1年後の反応で分布のテールが広がっており、ショックの後、比較的早い段階で企業の行動が変化していることが確認できる。さらに、為替レートの増価を表す正の為替レートショックに対して、このグラフから半数以上の企業が海外子会社を増加させていることが確認できる。しかし、10年後の分布をみると、ゼロの近くにピークがあり、為替レートショックが企業の海外進出行動に与える影響は一時的なものであることがわかる。

4. 結論

本論文では、為替レートや世界景気といったマクロ経済ショックが、個別企業の海外進出行動に与える影響を分析した。特に、Tobitモデルを組み込んだFAVARモデルを用いることで海外子会社を持たない企業まで分析対象にし、通常のマイクロデータを用いた分析では、年次効果としてコントロールされてしまうようなマクロ経済変動が個別企業の行動に与える影響を明らかにした。さらに、VARモデルを用いた時系列分析によって、マクロ経済変数と企業行動の静学的な関係だけでなく、ショック発生後の企業の反応といった動学的な影響にまで解明した点が本論文の貢献である。

本論文で得られた結果は、以下のようにまとめられる。まず、個別企業の海外子会社数から抽出されたファクターに関するインパルス応答関数分析と分散分解の結果から、為替レートの変動よりも世界GDPの変動の方が企業の海外進出行動に影響を与えていることが分かった。また、個別企業の反応を確認すると、為替レートショックは企業の海外子会社数に一時的な影響を持たないのに対して、世界GDPショックは持続的な影響を持っているこ

⁶ 例えば、発展途上国の経済が拡張した場合、先進国にある海外子会社をいくつか閉鎖し、発展途上国に子会社を設立することが考えられるが、本論文の分析ではこのような企業の行動は海外子会社の減少と捉えられてしまうため、今後は地域を分割した分析を行うのが望ましいと考えられる。

とが観察された。しかしながら、為替レートの増価に対しては、多くの企業で海外子会社を増やしていることが確認できた。

最後に、本論文の限界と今後の展望について述べて結びとする。上述したように、世界 GDP ショックに対する個別企業の反応において、直観に反する結果が得られており、この点を解明するために、進出先を地域ごとに分割した分析を行う必要があると考えている。また、構造ショックに識別について、為替レートを変動させる要因として、金融政策ショックやリスクプレミアムショックといった経済学的に解釈可能な構造ショックが考えられるが、現時点のコレスキー分解を用いたリカーシブ制約ではこれらの構造ショックの存在が考慮されていない。この問題を解消するために、Ahmadi and Uhlig (2009)のような符号制約を組み込んだ FAVAR モデルの分析を行っていく予定である。そのためには、企業の海外進出を組み込んだ理論モデルを構築し、VAR モデルの内生変数を増やした分析を行う必要があると考えている。

参考文献

- [1] Ahmadi, Pooyan Amir and Harald Uhlig. 2009. "Measuring the Dynamic Effects of Monetary Policy Shocks: A Bayesian Favar Approach with Sign Restrictions." Mimeo.
- [2] Bayoumi, Tamim and Gabrielle Lipworth. 1999. "Japanese Foreign Direct Investment and Regional Trade." *Journal of Asian Economics*, 9(4), 581-607.
- [3] Belviso, Francesco and Fabio Milani. 2006. "Structural Factor-Augmented VARs (SFAVARs) and the Effects of Monetary Policy." *B.E. Journal of Macroeconomics*, 6(3), 1-46.
- [4] Bernanke, Ben S; Jean Boivin and Piotr Elias. 2005. "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach." *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387-422.

- [5] Blonigen, Bruce A. 1997. "Firm-Specific Assets and the Link between Exchange Rates and Foreign Direct Investment." *The American Economic Review*, 87(3), 447-65.
- [6] Froot, Kenneth A and Jeremy C Stein. 1991. "Exchange Rates and Foreign Direct Investment: An Imperfect Capital Markets Approach." *The Quarterly Journal of Economics*, 106(4), 1191-217.
- [7] Goldberg, Linda S and Michael W Klein. 1997. *Foreign Direct Investment, Trade and Real Exchange Rate Linkages in Southeast Asia and Latin America*.
- [8] Ito, Takatoshi. 2000. "Capital Flows in Asia," *Capital Flows and the Emerging Economies: Theory, Evidence, and Controversies*. University of Chicago Press, 255-96.
- [9] Kiyota, Kozo and Shujiro Urata. 2004. "Exchange Rate, Exchange Rate Volatility and Foreign Direct Investment." *The World Economy*, 27(10), 1501-36.
- [10] Klein, Michael W and Eric Rosengren. 1994. "The Real Exchange Rate and Foreign Direct Investment in the United States: Relative Wealth vs. Relative Wage Effects." *Journal of International Economics*, 36(3), 373-89.
- [11] Klein, Michael W; Scott Schuh and Robert K Triest. 2003. "Job Creation, Job Destruction, and the Real Exchange Rate." *Journal of International Economics*, 59(2), 239-65.
- [12] Melitz, Marc J and Stephen J Redding. 2014. "Missing Gains from Trade?" *The American Economic Review*, 104(5), 317-21.
- [13] Moser, Christoph; Dieter Urban and Beatrice Weder di Mauro. 2010. "International Competitiveness, Job Creation and Job Destruction—an Establishment-Level Study of German Job Flows." *Journal of International Economics*, 80(2), 302-17.
- [14] Nucci, Francesco and Alberto Franco Pozzolo. 2010. "The Exchange Rate, Employment and Hours: What Firm-Level Data Say." *Journal of International Economics*, 82(2), 112-23.
- [15] Sazanami, Yoko and Wong Yu Ching. 1997. "Strategies of Japanese Multinationals:

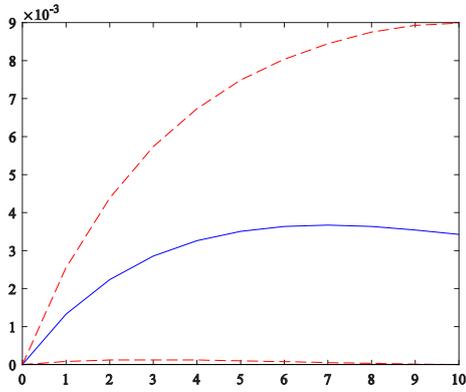
Changes in the Locational Importance of Asia, the EC and North America." *Multinational Firms and International Relocation*, Cheltenham, UK and Brookfield, US: Edward Elgar, 103-22.

[16] Sazanami, Yoko; Seiji Yoshimura and Kozo Kiyota. 2003. "Japanese Foreign Direct Investment to East Asia and Exchange Rate Policies: Some Longer Term." *Keio economic studies*, 40(1), 1-26.

[17] 沖本竜義. 2010. 『経済・ファイナンスデータの計量時系列分析』 朝倉書店.

図表編

(a) 世界 GDP ショック



(b) 為替レートショック

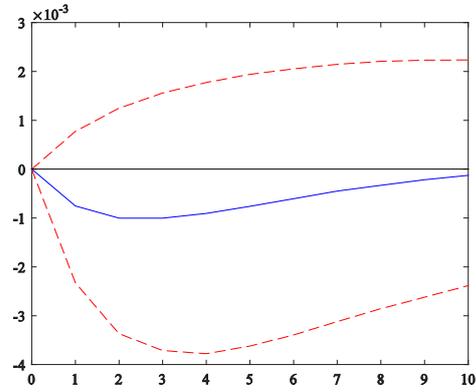
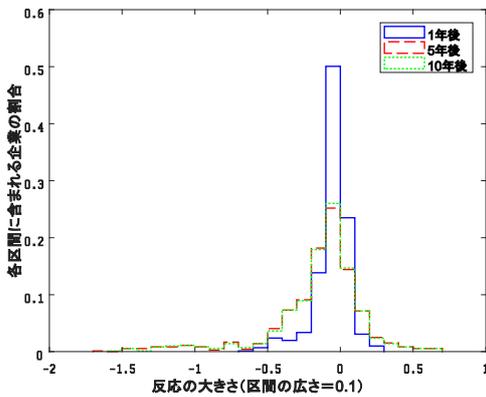


図 1：各ショックに対するファクターのインパルス応答関数

注：図 1a と図 1b はそれぞれ世界 GDP ショックと為替レートショックに対する海外子会社ファクターの反応を表している。青い実線はサンプリングされたインパルス応答関数の中央値を、赤い点線は 68% の信用区間を表している。

(a) 世界 GDP ショック



(b) 為替レートショック

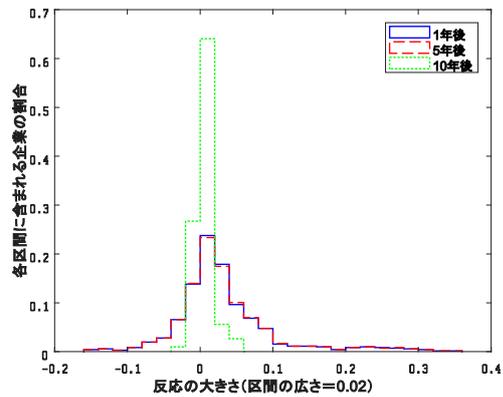


図 2：個別企業の反応を表すヒストグラム

注：図 2a 及び図 2b は世界 GDP ショックと為替ショックに対する個別企業の海外子会社数の反応を、横軸に反応の大きさを、縦軸に各区間に含まれる企業の割合を取ったヒストグラムとして表したものである。

表1：ファクターに関する分散分解

	ファクターショック	世界 GDP ショック	為替レートショック
1 年後	98.6 [97.4, 99.8]	0.7 [0.0, 1.5]	0.7 [0.0, 1.3]
2 年後	96.5 [93.5, 99.4]	2.0 [0.1, 4.1]	1.5 [0.1, 3.0]
5 年後	89.7 [81.0, 98.1]	7.1 [0.4, 14.2]	3.2 [0.2, 6.5]
10 年後	81.0 [64.4, 96.5]	14.5 [0.8, 30.0]	4.4 [0.3, 8.8]

注：上段の値は、各ショックのファクターの変動に対する貢献度をパーセント表示で示したものである。また、下段の括弧の中の値は、68%の信用区間を示している。参考文献