

東アジアにおけるFDIと輸出、GDPの関係

——ベトナムのケースを中心に——

ブー・トゥン・カイ

はじめに

過去半世紀余り、多くの東アジア諸国で輸出と対内海外直接投資（以下、「FDI」）の受け入れが盛んに行われ、これらの国々の経済成長に重要な役割を果たしてきたとされる。また、これらの国々の政府もその重要性を認識し、輸出やFDIを促進する政策を積極的に採用してきた。

近年、東アジア域内において生産・貿易ネットワークが形成され、このネットワークはこの地域のダイナミズムを語る上で欠かせない存在である。このネットワークでは分業体制が形成されており、そのなかで主要な担い手としての多国籍企業が域内各国で戦略的に生産工程や生産拠点を分散するのに伴い、域内各国の間でFDIや輸出、輸入が活発に行われるという面も強い。筆者の先行研究（Vu 2018）では、このネットワークにおける域内中間財貿易が東アジア各国の景気変動や域内のマクロ経済相互依存に密接に関連していることを示している。

このような背景を踏まえ、東アジア諸国においてFDIとGDPや輸出の間で密接な相互作用関係が存在すると考えられる。本章の目的はベトナムのケースを中心にこの関係をマクロ的な視点から分析することである。

本章では分析手法として符号制約ベクトル自己回帰（Vector Autoregression: VAR）という時系列計量経済学モデルを用いる。田口・ブー（2018）で論じているように、VARモデルの大きな利点の1つは、経済変数間の動学的相互作用関係を捉えることが可能なことである。本研究で取り上げるテーマについて、国際経

済学の文献では、ミクロ計量経済学の手法を用いて企業レベルや産業レベルにおけるFDIと輸出の関係を明らかにしたり、FDIの国内企業生産性へのスピルオーバーなどのようにミクロ的な視点から分析を行った研究は多くあるが、これらの先行研究の弱点の1つとして、FDIとGDP、輸出の間の動学的相互作用関係を十分にモデル化できていないことが挙げられる。

マクロレベルでFDIとGDPとの関係を分析した研究も数多くある。近年はVARを用いる研究も出ており、たとえば、直近ではベトナムのケースを取り上げたTaguchi and Pham (2019)が挙げられる。また、FDIとGDPと輸出の関係に焦点を当てる研究もあり、たとえばHsiao and Hsiao (2006)はアジア諸国ケースを取り上げて分析を行っている。

既存文献に対する本章の貢献はおもに次の2つであると考ええる。1つ目は分析手法についてのものである。既存文献においてVARモデルを用いる研究はおもに再帰的 (recursive) な構造 (つまりFDIや輸出、GDPといった変数のうちのどれかが他の変数から同時点に影響を受けないという構造) を仮定しているが、これはかなり強い仮定であり、必ずしも経済理論に基づいていないのみならず、非現実的な変数間関係を想定してしまう懸念がある。これに対して、本研究で用いる符号制約VARは、変数間の同時点における相互依存関係を捉えることができ、上述の問題点を克服することができる。本章の2つ目の貢献は、ベトナムのケースを中心にFDIと輸出、GDPの関係について厳密な計量経済学的分析を行う前に、過去30年間のベトナムのマクロ経済、貿易、FDIの状況、そしてFDI誘致の法的整備について概観し、ベトナム経済に関する重要な事実を整理することである。このような作業は、本章の研究テーマであるFDIと輸出、GDPの関係を理解する上で重要であることはもちろん、ベトナム経済を知るためにも有益な情報を提供できる。

本章の構成は次のとおりである。第1節ではここ数十年のベトナムのFDIに関する政策や経済状況を概観する。第2節では符号制約VARを説明した上で、この手法と東アジア諸国データを用いた推定結果を報告し、FDIが輸出やGDPに与える影響を詳細に分析する。最後の節では結論と今後の課題を述べる。

1 ベトナムのFDI誘致の法的整備と経済状況

本節ではベトナムのFDIの受け入れに関する法的整備過程を概観した後、過去30年間のGDPや物価、輸出入、そしてFDIの動向に関する重要な事実についてデータを用いながら整理する。これらを通じてFDIがベトナム経済においてどのような役割を果たしているか、GDPや貿易とどのような関係をもつかを考察し、次節でより厳密な計量経済学的分析のための示唆を得たい。

1-1. ベトナムのFDI誘致の法的整備

ベトナムでは、ベトナム戦争終結直後に対内FDIに関する法整備が進められた。当時、冷戦構造下において社会主義国のベトナムでは外国（とりわけ西側）の資本を国内に受け入れることに対して抵抗があった¹⁾ものの、戦争で疲弊した経済を再建するために外国企業の資本や進んだ技術、経営ノウハウなどを利用する必要性が認識された（Luu 2018）。

1977年に当時の政府は外国企業がベトナムで活動展開できるように法整備の方針を打ち出し、同年に「外国投資条例」が制定、施行された。そのもとで西ドイツやイタリア、カナダの石油企業がベトナム南部の沖で油田の探査・開発を許可された。しかしながら、当時の冷戦対立やベトナムにおける社会主義イデオロギーの影響のもとで資本主義国側からの投資の受け入れは期待されたほどの成果がなかった。

事態が大きく進展したのが、1984年に共産党政治局が外国投資条例を改定し、外国投資法の策定に向けて準備を進めることを決定したことである。1986年3月に草案が内閣で承認され、外国の専門家の意見を聞く機会も設けられた。そして、1987年12月にベトナムの国会で「外国投資法」（Luật Đầu tư nước ngoài）が可決され、成立した。これで外国資本の受け入れに関する法的基盤が整備されたといえる。

1) その背景にあったのは、共産主義の理論でベトナムに進出する資本家の利潤をどう認めたらよいか、社会主義体制で国家が対外経済取引の独占が定められているなかで外国資本の受け入れを正当化できるか、基盤が弱い弱なベトナム経済を外国資本が支配するようになるのではないかとといった意見や考えが挙げられる。

外国投資法には外国主体によるFDI企業の100%までの所有を認めるほか、法人税や土地借用料の減免といった優遇措置が盛り込まれた。同法律は1988年1月に発効したが、その後も外国投資家から寄せられた意見やベトナム経済状況を踏まえて改正が重ねられてきた。

1-2. 過去30年間のベトナムのマクロ経済、貿易、およびFDIの動向

ベトナムは1986年にそれまでの計画経済から市場経済への転換を標榜するドイモイ(Đổi mới)政策²⁾を打ち出して以来、着実に経済成長を成し遂げてきた。実質経済成長率は、1990年代半ばに平均9%に達し、1990年代末にアジア通貨危機などの影響もあって一時的に5%を下回ることがあったが、2000年以降は5.2～7.5%の範囲内で推移した(図4-1)。1989～2018年の期間をとおしてベトナム経済は年平均6.8%で成長し、その結果、経済規模が5.7倍に拡大した。

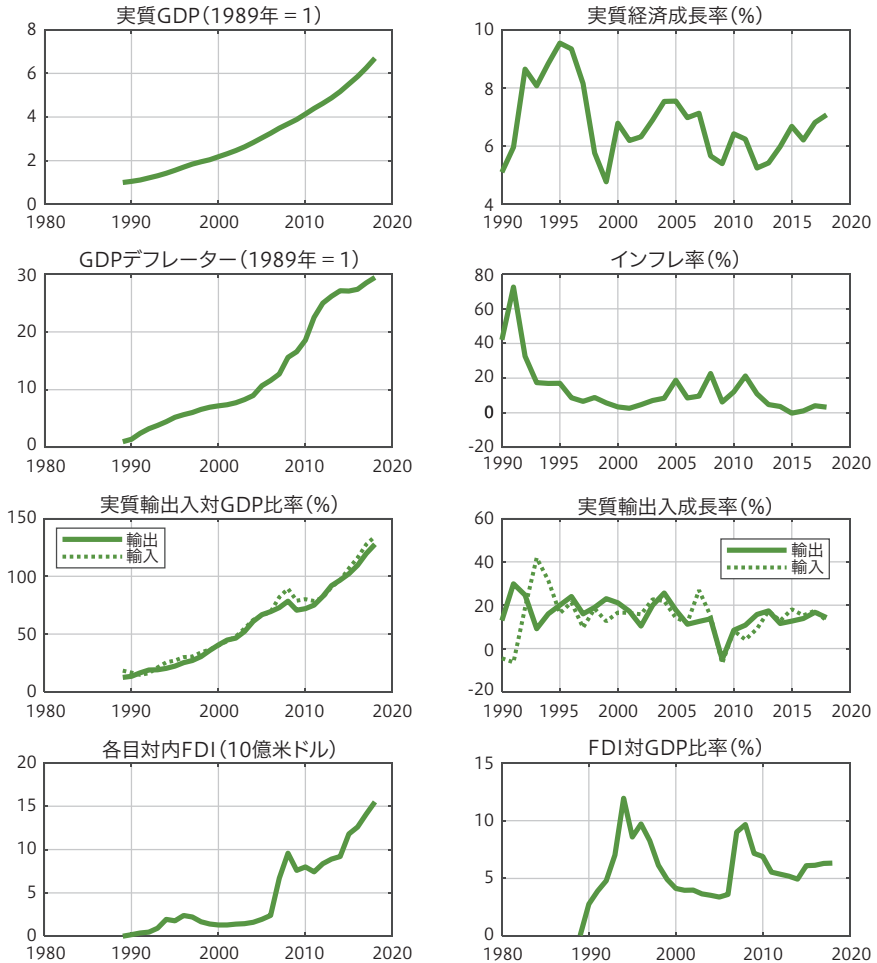
一方、ベトナムの物価上昇率は時期によって大きく変動していた。1990年代初頭には一時的に70%(GDPデフレーターベース)を超えるような高インフレが進行していたが、これは計画経済からの移行過程で総供給不足や財政赤字補填のための貨幣発行(いわゆるマネタイゼーション)によって発生した1980年代末のハイパーインフレーションのモメンタムを反映した。その後、高インフレーションがやがて収束し、2000年代初頭には若干ディスインフレの傾向さえあった。しかし、2000年代半ばから物価上昇率が再び加速し、2011年には21.3%にもなった。近年は、1～4%とよりマイルドなインフレになった。1989～2019年の期間においてベトナムの物価は年平均13.2%の率で上昇し、29.4倍になった。

ベトナムの輸出と輸入はここ30年間においてそれぞれ実質ベースで年間15.9%と14.8%で増加した。輸出と輸入がこのように経済成長よりも速いペースで伸びたため、そのGDPに対する比率も上昇し続けており、2015年ごろから100%を超えるようになった。これはこの間ベトナム経済の開放度がかなり上昇し、世界経済とのつながりがますます重要になったことを意味する。また、輸出と輸入が水準と変化率の両面で高い相関をもつ事実から、ベトナム経済が東アジアの生

2) ドイモイ政策導入の際のベトナム経済を取り巻く状況についてはトラン(1996)で詳述されている。

産・貿易ネットワークに組み込まれ、ベトナムの貿易において中間財の貿易が重要な存在であることがうかがえる³⁾。

図4-1 ベトナムの主要マクロ経済指標の推移

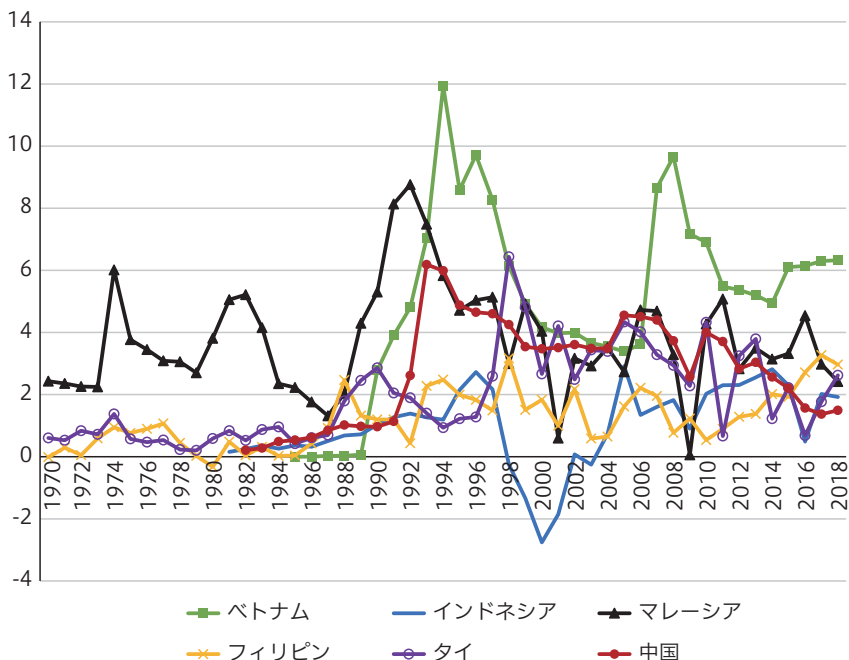


(出所) World Development Indicators, the World Bankのデータをもとに筆者作成。

(注) FDIのデータはフローである。

3) 東アジア各国間の経済相互依存と域内中間財貿易との関係については Vu (2018) で詳細に分析されている。また、輸出と輸入の両面で中間財が極めて重要な存在であることは、第3章の図3-1～3-3、3-5で中国、日本、台湾、およびベトナムのデータからも確認できる。

図4-2 ベトナムと周辺国の対内FDI(対GDP比, %)の推移



(出所) World Development Indicators, the World Bankのデータをもとに筆者作成。
 (注) FDIのデータはフローである。

ベトナムの対内FDIは、外国投資法の発効以降、変動しながらも年々大きく増加の傾向にある(図4-1)。1990年代半ばには1つのブームが起き、その後一時的に伸び悩んでいたが、2007年から再び急速に増加してきた。ちなみに、2007年はベトナムがWTOに正式に加盟した年でもある。直近の2018年に、対内FDIの金額はフロー・ベースでは155億米ドル、ストック・ベースでは1450億米ドルに達した。FDIフローの対GDP比率でみると近年6～10%の範囲で推移しているが、この水準は周辺国の過去や現在のそれと比較しても高いものである(図4-2)。

FDIの投資国別でみると、2019年末の時点でベトナムは延べ135の国・地域から投資を受け入れている。主要な投資国は韓国(累計金額シェア18.7%)、日本(16.4%)、シンガポール(13.7%)、台湾(8.9%)、香港(6.5%)といった周辺のアジア諸国である(表4-1)。これら上位5カ国からの投資だけでベトナムの対内FDI全体の6割強を占めている。相手国別の直近2～3年の投資動向をみると、中

表4-1 ベトナムの投資国別対内FDI(2019年末時点の累計データ)

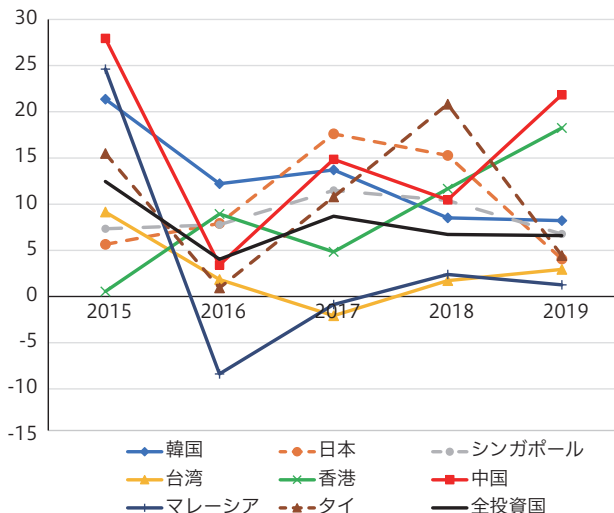
順位	投資国	案件数	金額 (登録ベース, 百万米ドル)	金額シェア (%)
1	韓国	8,467	67,707	18.7
2	日本	4,385	59,334	16.4
3	シンガポール	2,421	49,777	13.7
4	台湾	2,692	32,367	8.9
5	香港	1,735	23,447	6.5
6	バーズン諸島	841	21,725	6.0
7	中国	2,807	16,265	4.5
8	マレーシア	616	12,635	3.5
9	タイ	560	10,901	3.0
10	オランダ	344	10,051	2.8
11	米国	988	9,383	2.6
12	サモア	346	7,323	2.0
13	ケイマン諸島	118	7,177	2.0
14	カナダ	197	5,025	1.4
15	英国	380	3,717	1.0
16	フランス	563	3,604	1.0
17	ルクセンブルク	52	2,465	0.7
18	ドイツ	350	2,054	0.6
19	スイス	162	1,993	0.5
20	オーストラリア	481	1,910	0.5
	その他	2,322	13,720	3.8
	合計	30,827	362,580	100.0

(出所) Ministry of Planning and Investment of Vietnamのデータをもとに筆者作成。

国からの投資が顕著に増加している傾向にあり、その増加率はストックの金額ベースでは年10～20%、案件数ベースでは15～30%の程度で、いずれも全投資国の平均を大きく上回っている(図4-3と図4-4)⁴⁾。これは中国における人件費上昇や2018年に始まった米中貿易戦争などの要因によって多国籍企業や中国の企業が中国における生産拠点をベトナムに移転していることを反映している。

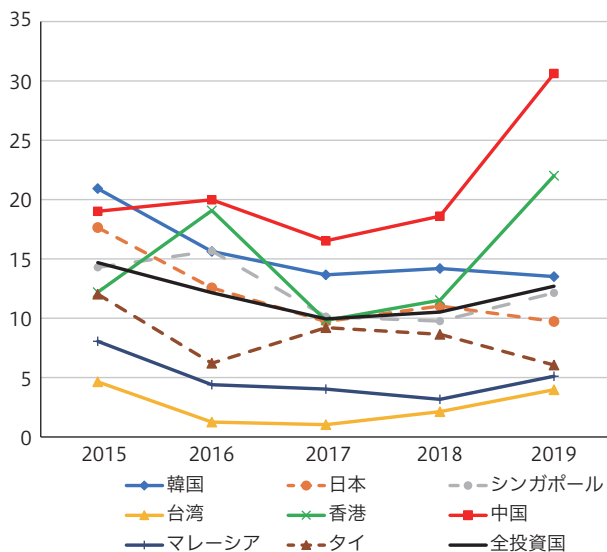
4) 香港からの投資についても同様の傾向がみられるが、こちらも香港を経由した中国企業の投資の部分が多く含まれていると考えられるので、やはり中国の経済動向と密接に関連している。

図4-3 ベトナムに投資する上位国のFDI累計金額の増加率(%)



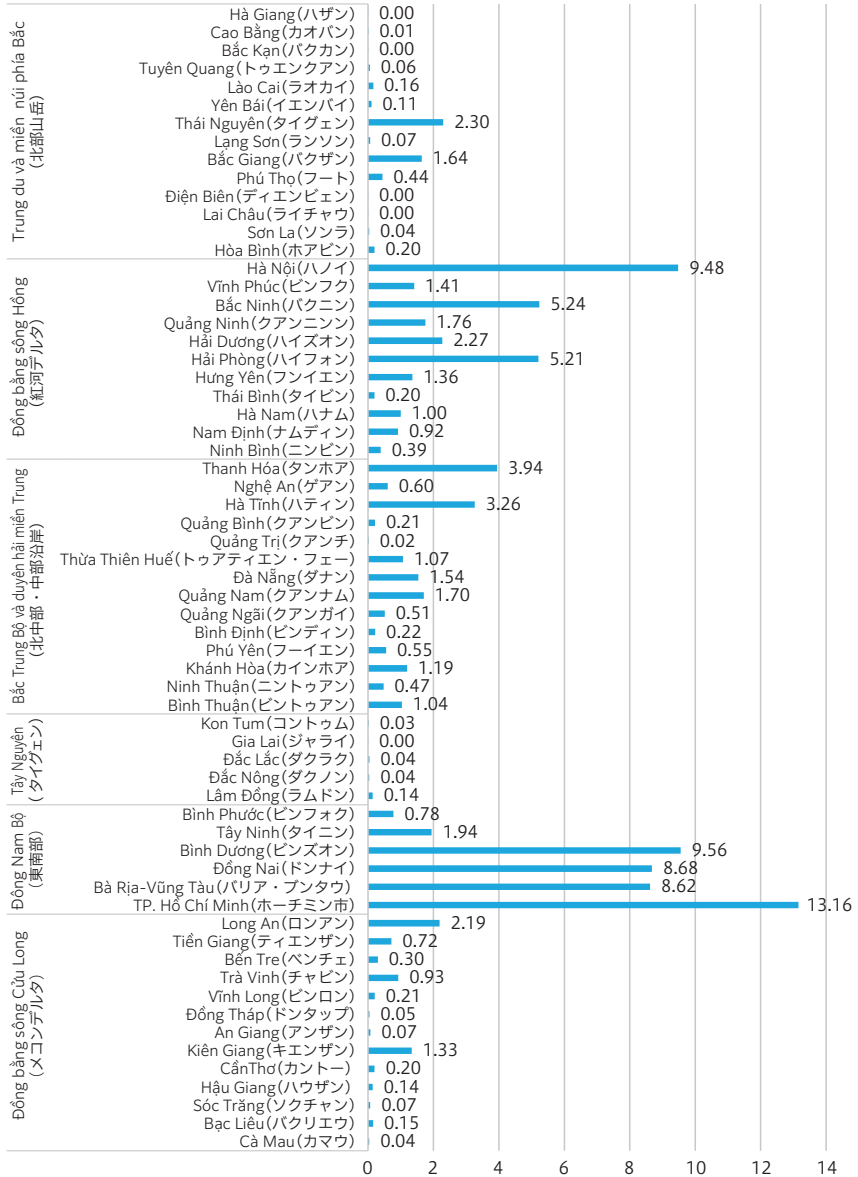
(出所) Ministry of Planning and Investment of Vietnamの米ドル建て名目データをもとに筆者作成。

図4-4 ベトナムに投資する上位国のFDI累計投資案件数の増加率(%)



(出所) Ministry of Planning and Investment of Vietnamのデータをもとに筆者作成。

図4-5 ベトナム対内FDIの地理的分布(2019年末時点, 累計金額シェア, %)



(出所) Ministry of Planning and Investment of Vietnamのデータをもとに筆者作成。

(注) 図の行政単位は省 (province) であり, 日本の県に相当する。図のデータに石油産業へのFDIは含まれない。

表4-2 ベトナムの省別対内FDI(2019年末時点の累計データ)

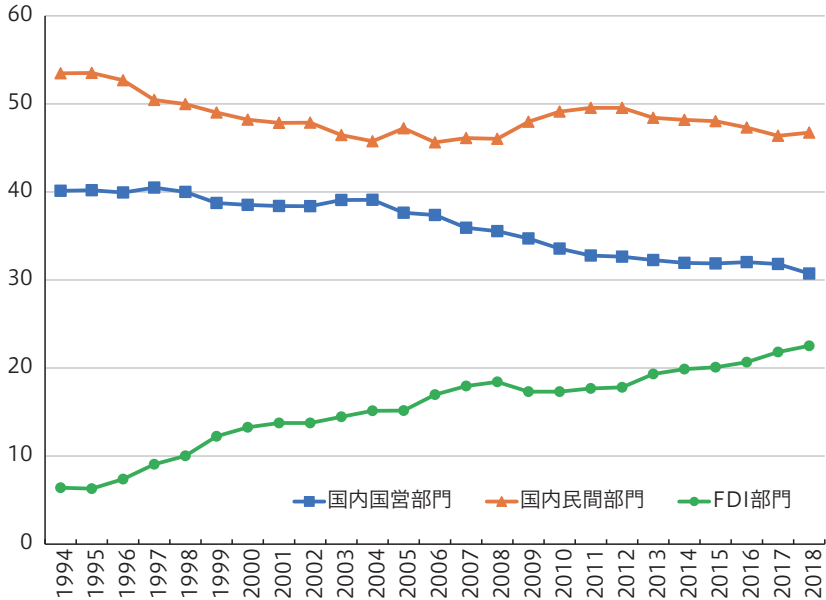
順位	産業	案件数	金額 (登録ベース, 百万米ドル)	金額シェア (%)
1	製造業	14,422	214,175	59.1
2	不動産	868	58,433	16.1
3	水道・電力	132	23,654	6.5
4	宿泊・飲食	839	11,990	3.3
5	建設	1,693	10,408	2.9
6	卸売・小売,自動車・バイク修理	4,544	8,144	2.2
7	輸送・物流	823	5,067	1.4
8	鉱業	108	4,898	1.4
9	教育	525	4,376	1.2
10	通信・マスメディア	2,145	3,871	1.1
11	農林水産業	497	3,508	1.0
12	エンターテインメント	135	3,388	0.9
13	科学技術研究	3,217	3,200	0.9
14	廃棄物処理	75	2,857	0.8
15	医療・社会支援活動	148	1,989	0.5
16	行政とその支援産業	438	969	0.3
17	金融・銀行・保険	71	823	0.2
18	その他のサービス	141	820	0.2
19	家事代行	6	8	0.0
	合計	30,827	362,580	100.0

(出所) Ministry of Planning and Investment of Vietnamのデータをもとに筆者作成。

国内での地理的分布で見るとFDIは北部にある首都ハノイを中心とする経済圏と南部にあるベトナムの最大商業都市のホーチミン市を中心とする経済圏に集中しており(図4-5),この2つの経済圏(図4-5では紅河デルタ地域と東南部地域)がそれぞれ全国累計FDI総額の約3割と4割のシェアを占めている。この他,北部山岳地域のタイグエン省や北中部地域のタンホア省,ハティン省も比較的大きな受け入れ先として挙げられる。

産業別で見るとベトナムの対内FDIは製造業に集中しており,そのシェアは全産業累計FDI総額の約6割に上っている(表4-2)。金額ベースで2位を占めるのが不動産業である。案件数で見ると,1位の製造業に次いで卸売・小売,自動車・

図4-6 ベトナムのGDPに占める経済部門別シェア(%)



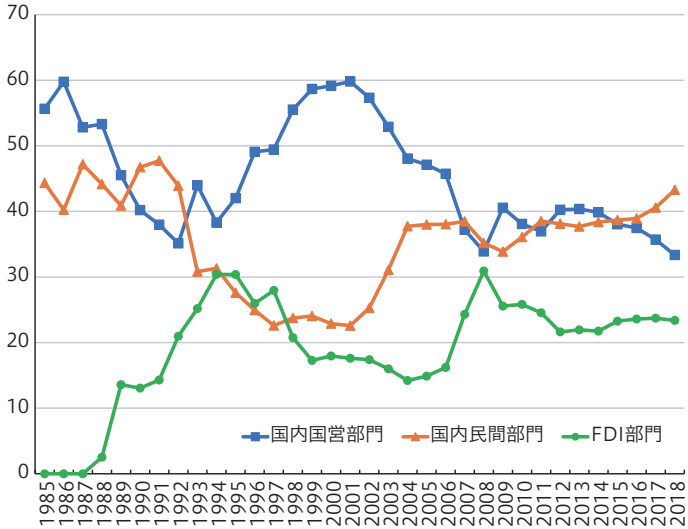
(出所) Ministry of Industry and Trade of Vietnamの名目データをもとに筆者作成。
 (注)「国内民間部門」は私営企業、集団経営企業、個人事業から合計。

バイク修理、科学技術研究、通信・マスメディア、建設という順になっている。FDIの大半が製造業に集中していることは、ベトナム政府が昨今、基本戦略として定めている工業化(指標としては製造業の対GDP比率で測られる)に対してFDI部門が重要な役割を果たすことを意味する。

つぎにFDI部門がベトナム経済においてどのような重要性をもつかをもう少し定量的にみてみよう。

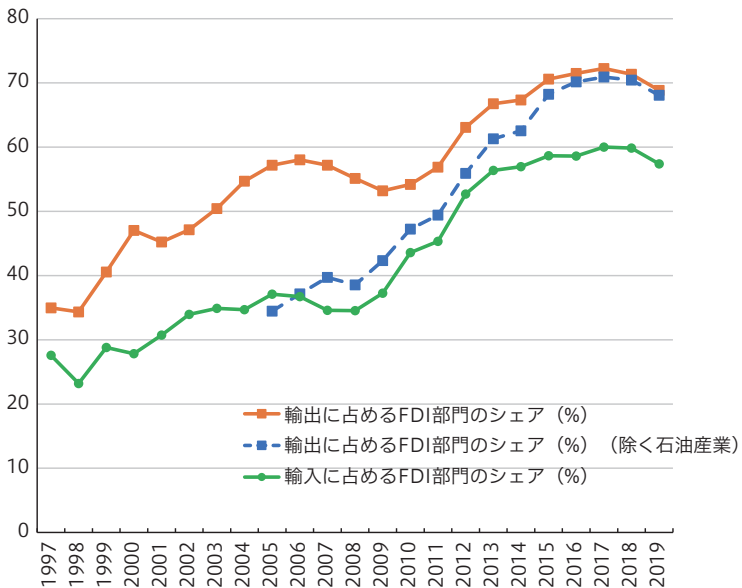
まず、付加価値の創出については、国内総生産に占めるFDI部門のシェアはここ数十年間において増加の一途をたどっており、1990年半ばには6～7%程度であったが、近年2割を超えている(図4-6)。これに対してベトナムの国内民間部門のシェアは1990年半ば以降45～50%の範囲で安定的に推移しており、国営部門のシェアは2000年代半ばから低下してきて、直近では3割程度になっている。この国営部門の相対的縮小の背後に、他の部門がより速いスピードで拡大すること以外に、ベトナムにおける国営企業の統廃合・民営化などの改革という要因もあ

図4-7 ベトナムの投資に占める経済部門別シェア(%)



(出所) Ministry of Industry and Trade of Vietnam の名目データをもとに筆者作成。

図4-8 ベトナムの輸出と輸入のそれぞれに占めるFDI部門のシェア(%)



(出所) Ministry of Industry and Trade of Vietnam の名目データをもとに筆者作成。

る。

投資については、FDI部門の企業による投資のベトナム投資全体に占めるシェアは、上述のGDPに占めるFDI部門のシェアと似たような動きをしており、外国投資法が発効した1988年から増加しはじめ、1990年代半ばに3割に達した後、15%まで低下したが、2007年から再び急上昇し、近年は23%程度になっている（図4-7）。この水準は、国内の国営部門と民間部門のそれには及ばないが、決して小さくはないので、ベトナムで投資の面においてもFDI部門は一定の存在感を示しているといえよう。

GDPや投資と比べ、輸出入の方においてFDI部門の貢献がより顕著である。すなわち、ベトナムの輸出と輸入のそれぞれに占めるFDI部門の近年のシェアはそれぞれ7割と6割に達している（図4-8）。なお、これらのシェアは長期間にわたって上昇してきた。これらの事実と上述のベトナムの輸出入の変化（図4-1）とあわせて考えると、ベトナムの輸出と輸入の高い成長率の背後にFDI部門が大きく貢献していることがうかがえる。また、FDI部門の輸出と輸入の高い連動性は、上述のベトナム経済の東アジアの生産・貿易ネットワークへの参加においてFDI企業が深くかかわっていることが推察される。

以上の分析より、ここ30年のベトナムにおいて受け入れてきたFDIが増加していき、それに伴いベトナム経済におけるその存在感が増してきたことがわかる。とりわけ、この間のベトナムにおける着実な経済成長や顕著な輸出入の増加においてFDIが密接に関係していると考えられる。次節ではこの経済成長と貿易の変化におけるFDIの役割をより厳密に分析したい。

2

FDIがGDPと輸出に与える影響 ——符号制約VARモデルを用いた分析結果——

理論的にマクロレベルでFDIがGDPに与える影響を理解するために、その影響を需要と供給の面に分けて整理すると有用であろう。需要の面ではFDIは生産設備などの実物購入を伴うので総需要を通じてGDPに影響を及ぼす（これを総需要効果と呼ぼう）。また、供給の面ではFDIは資本ストックの増加、直接的・間接的な技術・経営ノウハウのスピルオーバー、国内市場の競争促進を通じてGDPに影響

響を与える（これを総供給効果と呼ぼう）。FDIはこの総供給チャンネルを通じて輸出にも影響を及ぼす。この他、開放経済の環境下ではFDIは外貨流入を伴い名目為替レートを変化させることや、あるいは上述の総需要・総供給チャンネルを通じて物価を変化させることによって実質為替レートの変化を通じて輸出やGDPに影響を及ぼすというチャンネルも存在する。

本節ではベトナムにおいてGDPと輸出に与える影響を実証的に分析する。その際に分析手法として符号制約VARという時系列計量経済学モデルを使用する。以下では、このモデルについて説明した後、それをを用いた分析結果を述べる。また、比較のために周辺諸国についても同じ分析を行い、その結果もあわせて紹介する。

2-1. FDIのマクロ経済効果の分析手法

——誘導型VAR，構造VAR，および識別問題——

いま y_t が、その間の関係が分析対象となる n 個の内生変数が入っている $n \times 1$ ベクトルであるとする。たとえば、本章の分析の場合、内生変数はGDP、物価水準 (P)、FDI、輸出 (EXP) であるので、 $y_t = (Y_t, P_t, FDI_t, EXP_t)'$ である。これらの変数間の関係は、理論モデルなどに基づき次の構造VARモデルで表される。

$$y_t = B_0 + A y_t + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + \epsilon_t \quad (1)$$

ただし、 A 、 B_j はそれぞれ $n \times n$ 係数行列、 ϵ_t は構造ショックが入っている $n \times 1$ ベクトルである。なお、構造ショック ϵ_t は平均がゼロ、共分散がゼロであり、その分散を1に基準化する。多くの研究では、その分析目的から (1) の構造モデルを推定する必要がある。このモデルでは両辺に同時点 t の変数が入っていることが特徴であり、それは内生変数が同時決定される構造を表す。そのために最小二乗法 (OLS) で推定するとバイアスが生じてしまうことがよく知られている。

そこで、(1) のモデルを次の誘導型モデルに変換する。

$$y_t = \tilde{B}_0 + \tilde{B}_1 y_{t-1} + \dots + \tilde{B}_p y_{t-p} + u_t \quad (2)$$

ただし、 $\tilde{B}_j \equiv (I - A)^{-1} B_j$ 、 $u_t \equiv (I - A)^{-1} \epsilon_t$ である。(2) のモデルは右辺には定数項、ラグ変数、誤差項しか入っていないのでOLSを用いて推定可能である。

しかし、(2) の誘導型モデルから (1) の構造モデルに戻すためには、 $D \equiv (I - A)^{-1}$

の行列を識別する必要がある。この行列 D は (2) のモデルの誤差項の共分散行列 Σ_u と次のような関係をもつ (構造ショックの分散共分散行列 Σ_ε が単位行列 In であることに注意)。

$$\underbrace{E(u_i u_i')}_{\Sigma_u} = E(D \varepsilon_i \varepsilon_i' D') = D \underbrace{E(\varepsilon_i \varepsilon_i')}_{\Sigma_\varepsilon} D' \Rightarrow \Sigma_u = DD' \quad (3)$$

残差の分散共分散行列である Σ_u はモデルの推定でその推定値が得られるので、 D の識別において (3) の関係が利用できる。しかし、 Σ_u が対称行列であることから、(3) では未知数である D の n^2 個の要素に対し $n(n+1)/2$ 本の方程式しかないため、 D を特定するために (3) だけでは不十分である。

したがって、(1) の構造モデルを特定するためには追加的な制約を行列 D に課す必要がある。そして、この追加的な制約の課し方次第で異なるVARモデルになる。

既存の文献ではいくつかのタイプのVARモデルが提唱されており、その1つはいわゆる再帰的VARというモデルである。再帰的VARでは、 D が下三角行列 (lower triangular matrix) であると仮定することによって、 Σ_u のコレスキー分解 (Cholesky decomposition) として一意に決定されることになる。

しかし、再帰的構造の経済学的意味は、内生変数ベクトル y_t のもとに位置する変数のショックが上方にある変数に対して同時点には影響を与えないことであり、これは場合によってかなり強い仮定である。とりわけ、本章の分析対象であるFDI、GDP、輸出といった変数の場合、同時点の相互依存性 (つまり同時決定性) があるため、再帰的VARの仮定は理論的に正当化が難しい。さらに、本章では年次データを使用するため再帰的構造の同時点ゼロ制約を仮定することは現実的ではないということを言及しておこう⁵⁾。

2-2. 符号制約VARにおけるFDIショックの識別

上述の再帰的VARの問題点を回避するために、本章では別タイプのVARであ

5) 四半期などより頻度の高いデータを使用する場合は、たとえば、ある四半期のGDPが増加する際に、投資を行うために調整時間を要するためその四半期のFDIは変化しないと考えても非現実的ではない、という考察から、同時点ゼロ制約はある程度正当化できるかもしれない。実際にそのような仮定を置く研究もたくさんある。しかし、年次データになると、GDPが増加しても当初の1年間でFDIはまったく反応しないとは考えにくいであろう。

る符号制約VARを用いることを提案する。符号制約VARの詳細についてはUhlig (2005) やVu (2015) の解説に譲るが、その基本的な手続きの概要は次のとおりである。すなわち、(2) の誘導型モデルの推定で得られる \tilde{B}_j と Σ_u の分布⁶⁾ から乱数を生成し、そのもとで構造ショックに対する内生変数のインパルス応答関数を求め、その符号が理論モデル（広く受け入れられているものなど）のインプリケーションと整合的であるものだけを選び、そのもとで行列 D 、ひいては構造モデル (1) や構造ショック ϵ_t を識別することである。 \tilde{B}_j と Σ_u の乱数のうち符号制約を満たすものを有効な抽出と呼ぶことにし、乱数生成を繰り返すことで一定の有効な抽出の集合を得て、そのもとで構造ショックに対する内生変数のインパルス応答関数の中央値や誤差バンドといった統計量を求めることができる。乱数生成回数を大きな数（数千回など）に設定すれば、このような数値的方法によって得られるインパルス応答関数に関する統計量は、理論モデルと整合的な \tilde{B}_j と Σ_u の集合全体、あるいはそれに対応するインパルス応答関数集合全体の統計量とほぼ同じである。

符号制約VARと再帰的VARの相違点について次の2点が挙げられる。1つは、再帰的VARでは通常、行列 D 全体を識別する必要があるのに対し、符号制約VARではその必要性はなく、関心のある構造ショックに対応する行列 D の列を識別すればよいということである。つまり、符号制約VARでは部分識別も可能である。もう1つの相違点は、再帰的VARでは識別される行列 D （ひいては構造モデル (1) や構造ショックベクトル ϵ_t ）が1つであるが、符号制約VARでは理論モデルに基づく符号制約を満たす行列 D （部分識別の場合は D の一部の列）の集合が識別されるということである。

では、本章でFDIショック識別のためにどのような符号制約をVARに課すのかについて説明しよう。この点について本章のアイデアとしては、FDIショックは短期的には総需要（aggregate demand [AD]）ショックの一種であるということに着目し、AD-ASモデル⁷⁾ に基づきFDIショックを識別することである。これは

6) \tilde{B}_j は正規分布に、 Σ_u はウィシャート分布に従う。

7) このモデルは通常、大学のマクロ経済学講義（入門レベル）などで学ぶが、その内容を確認したい読者にはマクロ経済学テキスト（たとえば、ブランチャール [2020] など）を参照されたい。

次の考察に基づく。すなわち、実物投資としてのFDI⁸⁾はtime to build、つまり投資を実行してからプロジェクトが完成し実際に生産が開始するまで時間がかかる、という性質を有する。生産が開始した時点では生産能力が向上するので投資は経済の総供給 (aggregate supply [AS]) サイドに影響を与えるが、それまでのbuild(工場設立や機械設備購入など)の段階では投資プロジェクトのための財・サービスの購入が行われるので、もっぱら総需要サイドに影響を与える。したがって、短期的にはFDIショックをADショックの一種として捉えることができるのである。

以上の説明を踏まえて、FDIショックを識別するために表4-3のように符号制約を課す。ここで、(正の) FDIショックは、発生した1期目においてFDI、GDP、および物価水準に対して正の反応を引き起こすものと定義される。これらの反応のうち、FDIの反応はFDIショック (つまりFDIから生じる外生的変化) の必要な条件で、GDPと物価水準の反応はADショックの一種としてFDIショックをさらに特定するものである。なお、FDIショックの他にASショックも識別するが、その目的はGDPの外生的な変化に対してFDIはどのように反応するかをみることである。(正の) ASショックは、発生した1期目においてGDPに対して正の反応を、物価水準に対しては負の反応をもたらすものと定義される。

これらの符号制約はAD-ASモデルに基づくものであるが、標準的なニューケイ

表4-3 構造ショックの識別のためにVARのインパルス応答関数に課した符号制約

	ASショック	FDIショック
GDP(Y)	> 0	> 0
物価水準(P)	< 0	> 0
直接投資(FDI)		> 0
輸出(EX)		> 0

(出所) 筆者作成

(注) 符号制約が課される期間はショックが発生した1期目である。空白の部分は符号制約が課されないことを意味する。

8) FDIは統計上では外国企業の株式総数の10%以上を購入することと定義され、M&A(既存企業の買収)とグリーンフィールド投資(新規企業設立)に分類される。現実のFDIでは両方のタイプの投資が含まれるが、ベトナムのような発展途上国へのFDIを考えるならば、グリーンフィールド投資はもちろん、M&Aの場合でも何らかの実物投資が行われる可能性が高いであろう。

ンジアンDSGEモデルなどにも整合的であり、マクロ経済学で広く受け入れられているものであるということに注意しよう。

2-3. 符号制約VARを用いたFDIのマクロ経済効果の推計結果と分析

ここでは、FDIがマクロ経済に与える影響について符号制約VARを用いた推計結果と分析を述べる。

上述の手法のもとでベトナムと周辺国であるタイ、シンガポール、マレーシアの年次データを用いてVARモデルを推定する。データは世界銀行のWorld Development Indicators (WDI) データベースから収集し、各国について入手できる範囲で最も長い時系列を使用するが、データの期間についてはベトナムは1989～2018年、周辺3カ国は1970～2018年である。VARの4変数 Y_t, P_t, FDI_t, EXP_t のうち、 Y_t, FDI_t, EXP_t については（固定価格で測られる）実質データを使用する⁹⁾。 P_t についてはGDPデフレーターを使用する。推定ではこれらの4変数のデータを自然対数値に変換し、100を掛けてから使用する（このような変換は推定結果を解釈しやすくするためであり、後にみるVARインパルス応答関数（図4-9）における各変数の反応はパーセンテージ表示の変化率となる）。各国についてそれぞれのVARモデルを推定し、その際に赤池情報量規準（AIC）に基づきラグの次数を2に設定する。

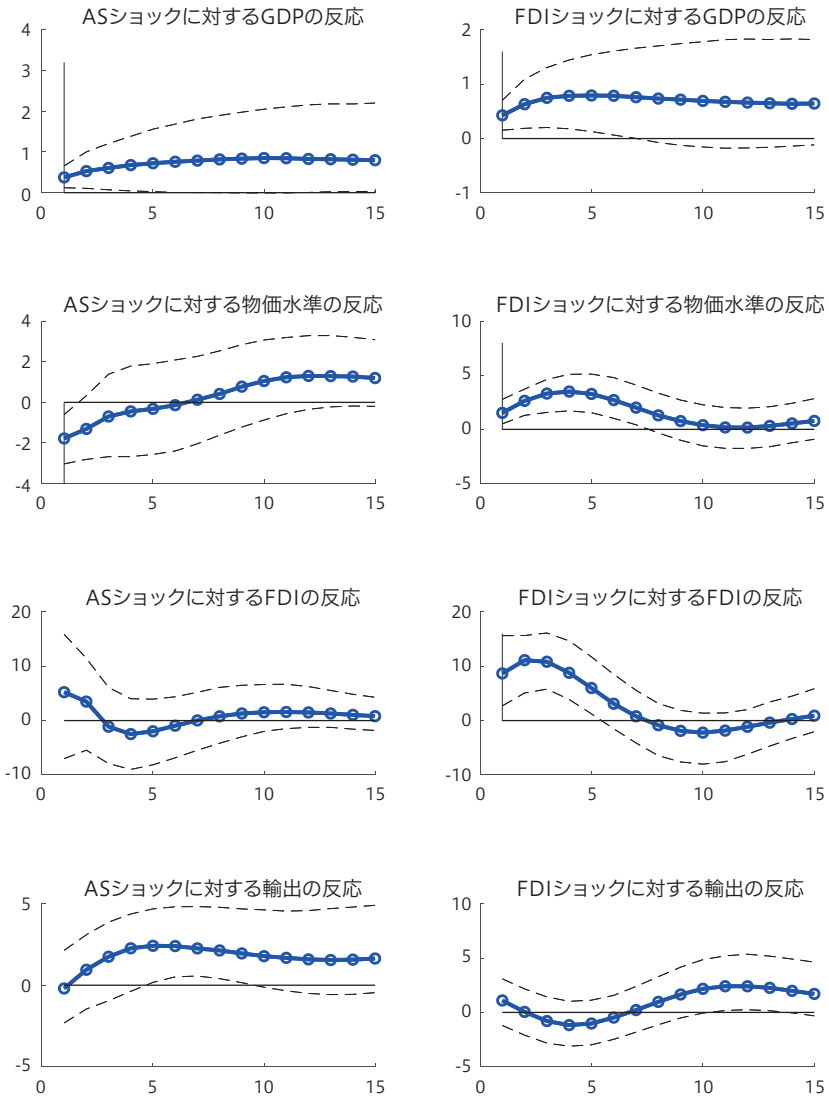
では、符号制約VARの推定結果（図4-9）をみてみよう。まず、ベトナムのケースのFDIショックに対する反応については、GDPは符号制約が課される1期目を超えてかなり持続的に増加し、物価水準も7年目まで有意に上昇を続ける¹⁰⁾。輸出は10年目ごろから有意に増加するが、この結果から上述のtime to buildという期間が長い可能性が示唆される。このように、FDIとGDP、輸出の間の関係はかなり動学的な構造をもつことがわかる。したがって、このような関係を捉えるには、Hsiao and Hsiao（2006）が使用している、変数の同時点の関係しかみてい

9) WDI データベースの FDI データは国際収支 (BOP) から作成される名目値であるが、筆者は GDP デフレーターを用いて実質化した。

10) ここでいう上昇や低下は、ショック発生前（インパルス応答関数のグラフでいうとゼロ期）の状態との比較を意味する。また、ある反応が（統計的に）有意であるとはその誤差バンドがゼロを含まないことを意味する。

図4-9 ベトナムと周辺諸国における構造ショックに対する経済変数の反応

ベトナムのケース

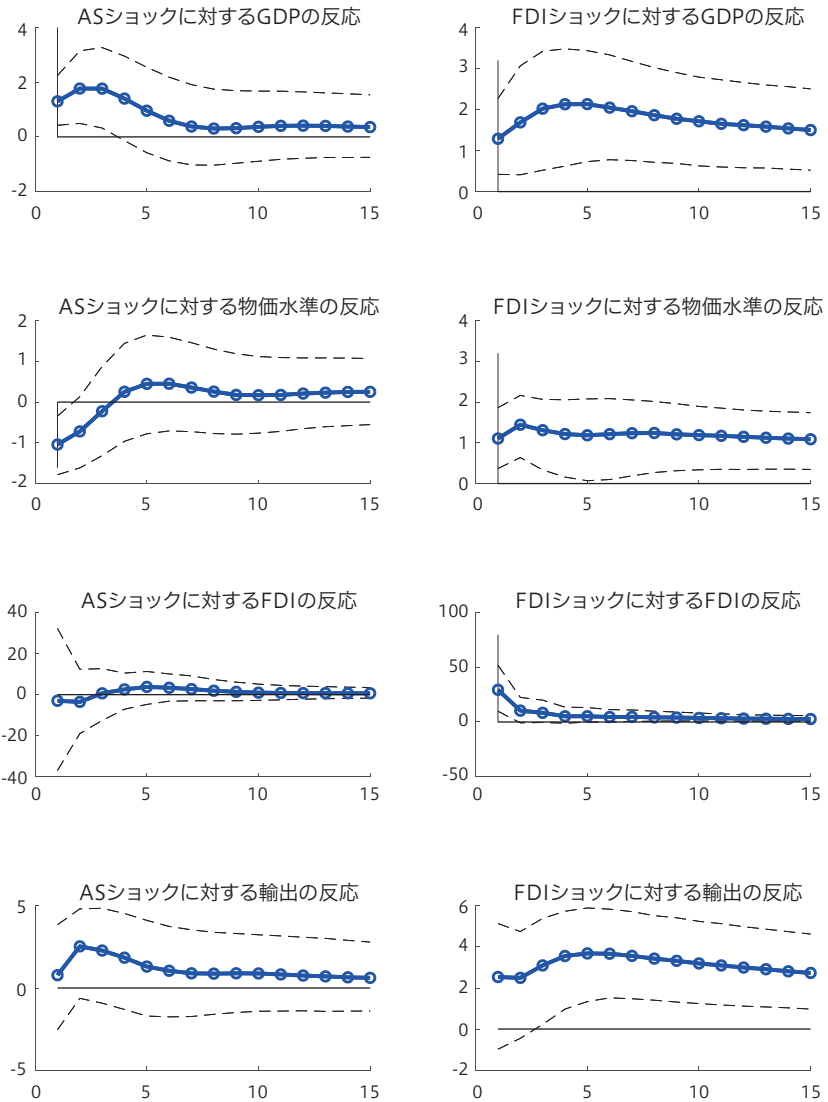


(出所) 第2節2-1.および2-2.のVARモデルの手続きにしたがって筆者が行った推定結果に基づき作成。

(注) グラフの横軸はショック発生からの経過年数を、縦軸はパーセンテージで測られる当該変数の変化率を表す。ただし、ショックは1年目に発生する。実線は中央値を、破線は68%の誤差バンドを表す。

図4-9 ベトナムと周辺諸国における構造ショックに対する経済変数の反応(続き)

タイのケース

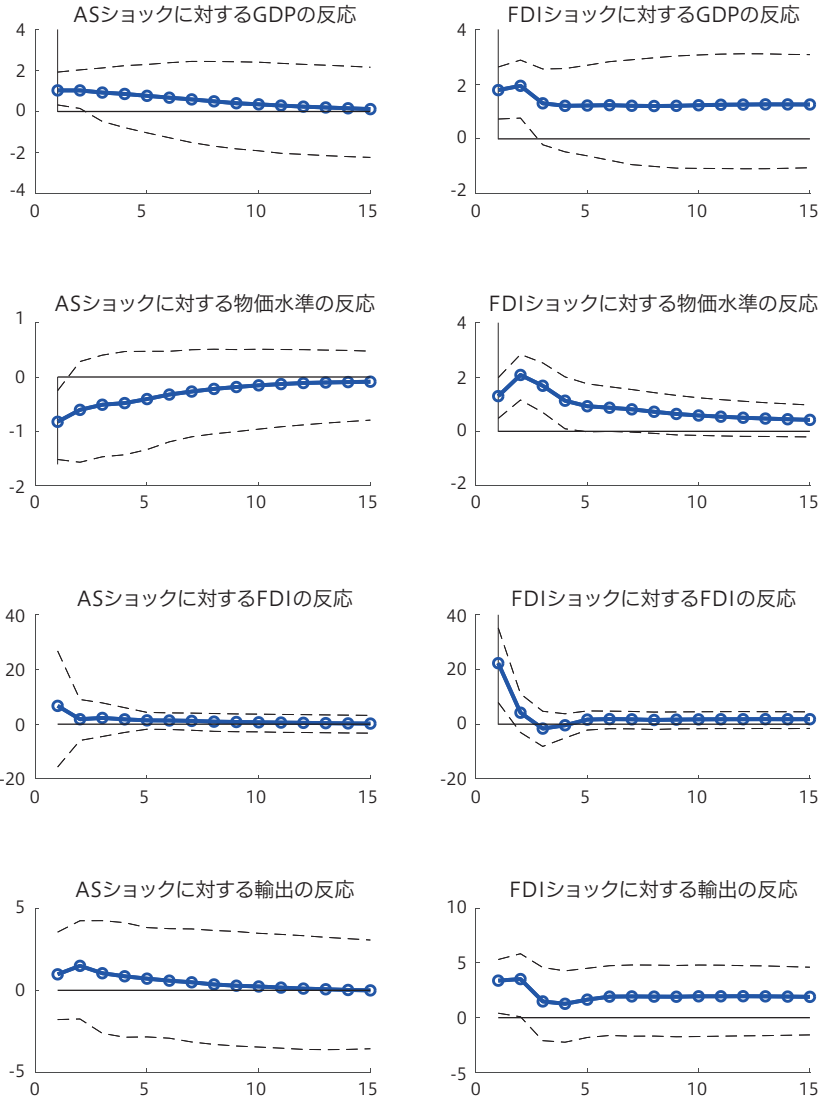


(出所) 第2節2-1.および2-2.のVARモデルの手続きにしたがって筆者が行った推定結果に基づき作成。

(注) グラフの横軸はショック発生からの経過年数を、縦軸はパーセンテージで測られる当該変数の変化率を表す。ただし、ショックは1年目に発生する。実線は中央値を、破線は68%の誤差バンドを表す。

図4-9 ベトナムと周辺諸国における構造ショックに対する経済変数の反応(続き)

シンガポールのケース

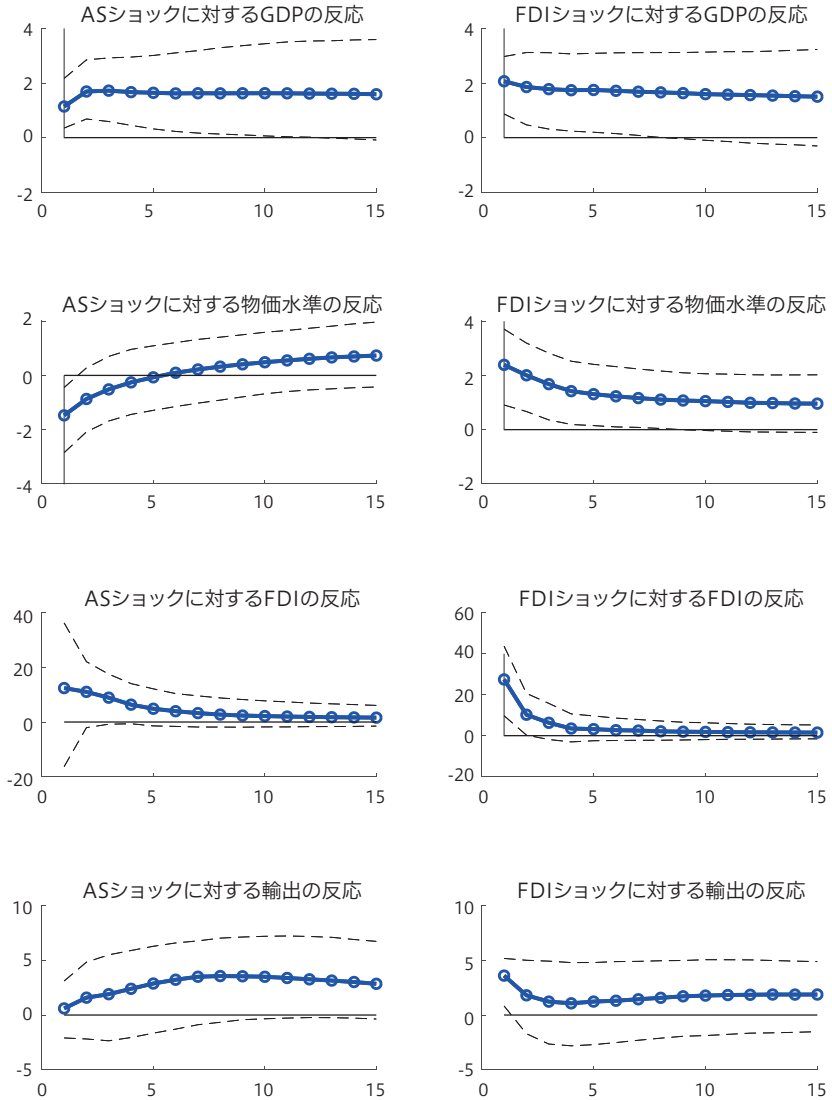


(出所) 第2節2-1.および2-2.のVARモデルの手続きにしたがって筆者が行った推定結果に基づき作成。

(注) グラフの横軸はショック発生からの経過年数を、縦軸はパーセンテージで測られる当該変数の変化率を表す。ただし、ショックは1年目に発生する。実線は中央値を、破線は68%の誤差バンドを表す。

図4-9 ベトナムと周辺諸国における構造ショックに対する経済変数の反応(続き)

マレーシアのケース



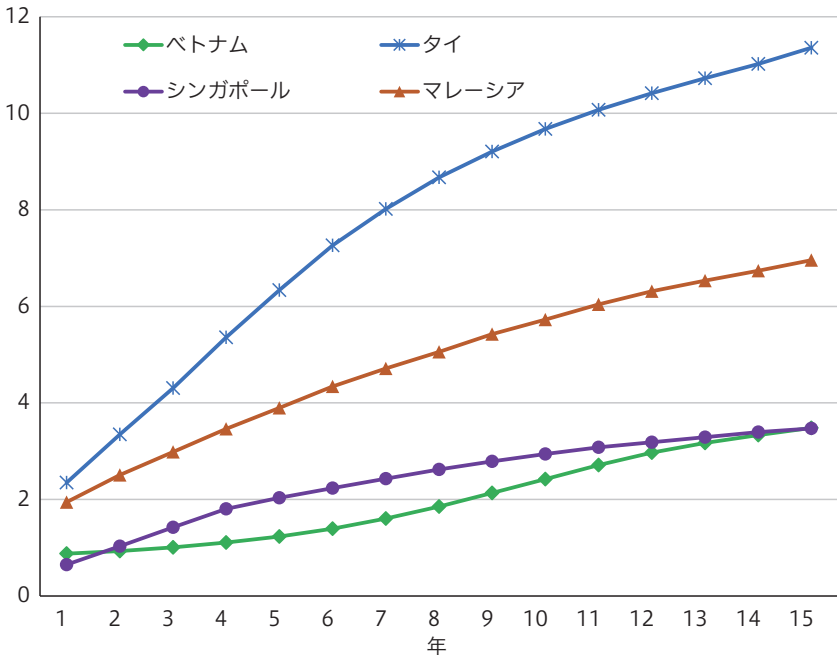
(出所) 第2節2-1.および2-2.のVARモデルの手続きにしたがって筆者が行った推定結果に基づき作成。

(注) グラフの横軸はショック発生からの経過年数を、縦軸はパーセンテージで測られる当該変数の変化率を表す。ただし、ショックは1年目に発生する。実線は中央値を、破線は68%の誤差バンドを表す。

ないパネルデータ分析アプローチは不十分、もしくは不適切である。このことから本研究が用いるVARアプローチの利点が理解できよう。

ベトナムのケースにおけるASショックに対する反応は、GDPは持続的に増加し、物価水準は短期的には下落するが、中長期に向かってむしろ上昇に転じる。輸出は5年目ごろから有意に増加する。そして、われわれの関心の1つであるFDIの反応については統計的に有意な動きはみられない。

図4-10 ベトナムと周辺国のFDI乗数



(出所) 図4-9の結果と世界銀行のWDIデータベースの実質利子率のデータに基づき筆者計算。

(注) グラフの横軸はショック発生からの時間経過を表す。ただし、ショックは1年目に発生する。 k 年目の乗数は以下のようにFDIとGDPの累積ベースの割引現在価値のデータを用いて計算される。

$$m_k = \frac{\overline{GDP} / \overline{FDI} \sum_{j=1}^k (1+r)^{-j} \log GDP_j}{\sum_{j=1}^k (1+r)^{-j} \log FDI_j}$$

ただし、 r 、 \overline{GDP} 、 \overline{FDI} はそれぞれ実質利子率、サンプル平均のGDPとFDIである。なお、 $100 * \log GDP$ と $100 * \log FDI$ は図4-9で観察されているインパルス応答関数の値である。インパルス応答関数の値ごとにFDI乗数が計算されるが、上記のデータは計算されるFDI乗数全体の平均である。

周辺諸国のケースについてみると、FDIショックはすべての国において符号制約が課される1期目を超えてGDPと物価水準に有意に正の効果をもたらす。輸出は、タイでは3年目ごろから有意に持続的に増加し、シンガポールとマレーシアでは1年目から増加する（つまりtime to buildの期間が短い）が、その反応は中長期になると有意でなくなる。ASショックに対するFDIの反応については、ベトナムのケースと同様にタイ、シンガポールとマレーシアのケースにおいても有意な結果がほとんどみられない。

FDIの効果に関する理解を深めるために、その効果を定量的にも評価してみよう。そのためにここでは、マクロ経済分析などで財政政策の効果を評価する際によく利用される乗数にならない、FDI乗数を算出した（図4-10）。これは簡単にいうとFDIが1ドン（ベトナム通貨）増加するとGDPは何ドン増加するかを表すものである¹¹⁾。FDI乗数の結果から次の2つの事実が観察される。1つは、すべての国についてFDI乗数は短期から中長期に向かって上昇していくことである。これは各国においてFDIは短期の総需要効果だけでなく、中長期的に総供給効果も存在していると解釈できよう。もう1つは、周辺諸国（とりわけタイとマレーシア）と比べてベトナムにおけるFDIのGDP引き上げ効果は相対的に弱いことである。FDIの効果についてベトナムとタイ、マレーシアとの差はとくに中長期になるほど拡大しており、ベトナムにおけるFDIの総供給効果が相対的に弱いと解釈できよう。その背後にある要因を解明することは、本研究の範囲を越えるが、重要な課題であろう。

2-4. FDIと証券投資とのマクロ経済効果比較

開放経済、とりわけ多くの発展途上国の経済にとってFDIと証券投資は対外的な資本取引の主要な形態である。現実においてこの2つの形態に対する受入国の認識は大きな違いがある。一般にFDIは実物投資であってノウハウや技術移転を伴うことが多いという好ましい総供給側への経済効果が期待されるのに対し、証券投資はそのような効果はなく、場合によっては単なる金融資産の売買（資産所有権の移譲）にすぎず、さらに、投機的な短期資金（ホットマネー）として急激に

11) 計算方法については図4-10の注記を参照。

流出し、外為市場や金融市場などをかく乱させ、国内経済に悪影響を及ぼしかねないという懸念すらある¹²⁾。このため、東アジア諸国も含めて発展途上国の多くは、FDIに対しては歓迎するが、証券投資に対しては慎重な姿勢をとっており、規制を課すこともよくある。

そこで本節の最後にFDIと証券投資の受入国におけるマクロ経済効果を比較してみたい。

FDIの場合と同様に、証券投資のマクロ経済効果を分析するために符号制約VARを用いる。しかし、上述の両者の違いから、必ずしも実物投資に結びつかない証券投資ショックに対してFDIショックと同様に総需要の一種として考えるのは適切ではなく、やはり異なる識別方法を考える必要がある。

この点について、本章では次のような証券投資ショックの識別方法を考案した。まず、金融資産取引という証券投資の性質から考えると、VARモデルに金融の変数を組み入れる必要がある。データ入手可能性も勘案すると、(名目)金利がよい候補であると考え、GDP、金利、証券投資、および輸出の4変数VARを推計することにした¹³⁾。このVARモデルにおいて、(正の)証券投資ショックは発生した1期目において証券投資を増加させると同時に金利を低下させるものと定義される。この定義で金利の低下が発生する理由は、正の証券投資ショックは外国から受入国に流入することを意味し、それによって当該国の金融資産の需要が増大し、その価格が上昇するからである¹⁴⁾。

このような方法のもとで、データを用いて符号制約VARを推計し、証券投資のマクロ経済効果を算出すると、図4-11と図4-12の結果になる。使用データについては、上述のFDIの分析で対象となった国のうち、証券投資と金利の十分に長い時系列データ(年次)が入手できたのはタイのケースのみである¹⁵⁾。これらのデー

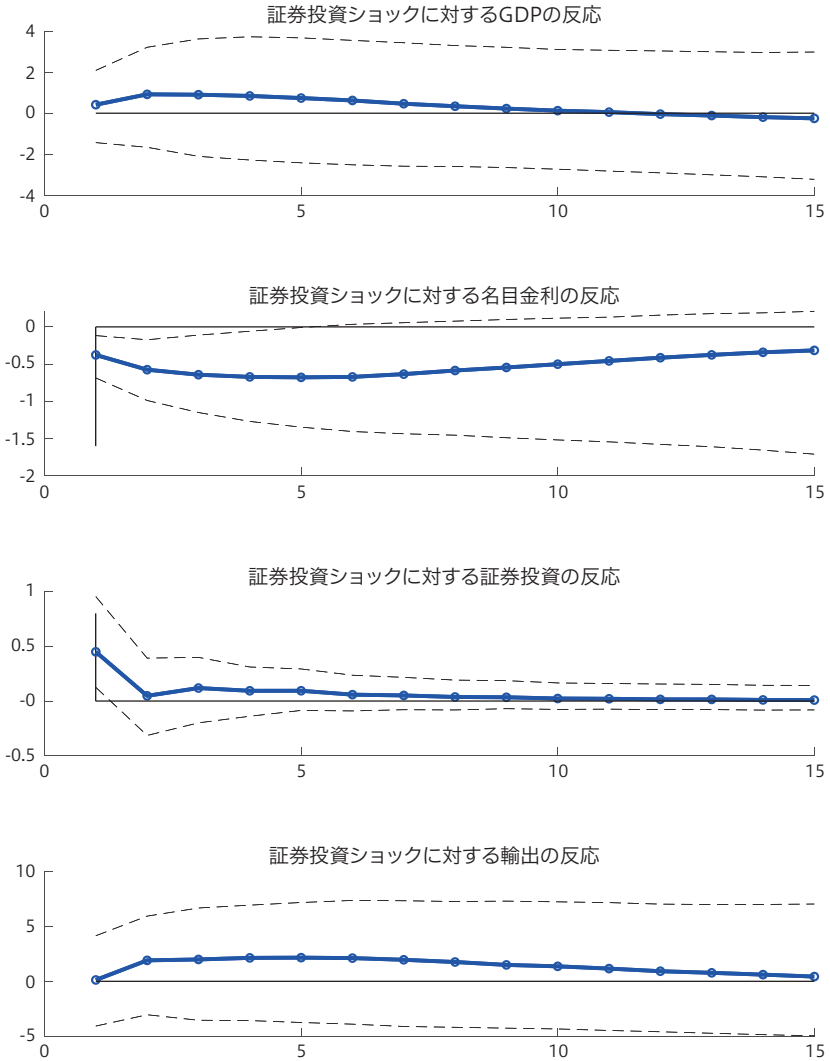
12) 証券投資がFDIよりも変動性が高いことは現実のデータでもよくみられる。たとえば、タイのデータ(後述)を用いて両変数の対GDP比のボラティリティ(変動性の指標)を計算すると、FDIが1.12であるのに対し、証券投資は3.28と約3倍である。

13) 証券投資のデータは負の値をとることもしばしばあるため、これまでのFDIの場合のように対数値をとることができないので、実際の推定では証券投資の対GDP比率という変数を用いた。

14) 金融知識をもっている読者であるならば「債券など金融商品の価格が上がると金利が下がる」ということを理解できているはずであろう。そうではない読者には入門レベルの金融論のテキストなどを参照されたい。

15) タイの金利データについては本章では国債金利を使用した。

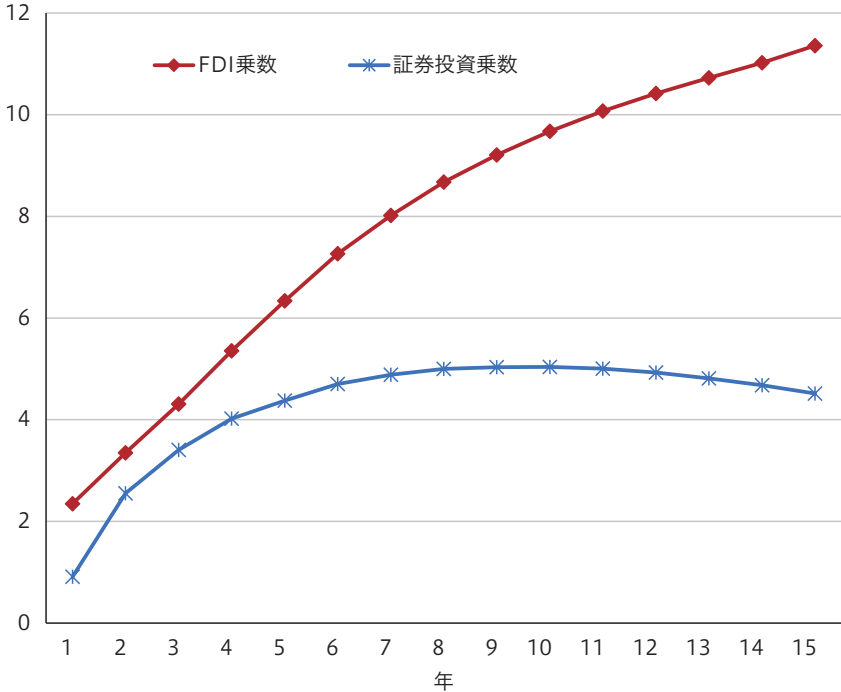
図4-11 証券投資ショックに対する経済変数の反応 ——タイのケース



(出所) 第2節2-1.および2-2.のVARモデルの手続きにしたがって筆者が行った推定結果に基づき作成。

(注) グラフの横軸はショック発生からの経過年数を、縦軸はパーセンテージで測られる当該変数の変化率を表す。ただし、ショックは1年目に発生する。実線は中央値を、破線は68%の誤差バンドを表す。

図4-12 FDI乗数と証券投資乗数 ——タイのケース



(出所) 図4-11の結果と世界銀行のWDIデータベースの実質利率率のデータに基づき筆者計算。

(注) グラフの横軸はショック発生からの時間経過を表す。ただし、ショックは1年目に発生する。FDI乗数の計算式については図4-10の注記参照。 k 年目の証券投資(PI)は次の式で計算される。

$$m_k = \sum_{j=0}^k (1+r)^{-j} \Delta \log GDP_j / \sum_{j=0}^k (1+r)^{-j} \left[\Delta (PI/GDP)_j (\Delta \log GDP_j + 1) + \overline{(PI/GDP)} \Delta \log GDP_j \right]$$

は、1970～2018年の年次データであり、国際通貨基金 (IMF) のInternational Financial Statisticsデータベースおよびタイ中央銀行 (BOT) のデータベースから収集した。

では、マクロ経済変数に対する証券投資の影響をみてみよう。タイのケースにおいて正の証券投資ショックに対するGDPと輸出の反応は、中央値は正であるものの誤差バンドでみると統計的に有意ではない (図4-11)。また、乗数でみると、証券投資乗数は0.9～5.0程度であり、どの期間においてもFDI乗数よりも小さく、とりわけ、長期になるほどその差が大きくなる (図4-12)。これらの結果と図4-9

の結果から、証券投資と比べ、総供給側にも効果をもつFDIの方が実物経済に与える影響が大きいといえる。

■ おわりに

本章ではベトナムのケースを中心にFDIと輸出、GDPの関係を分析した。ベトナムでは外国投資法が発効した1988年以降、対内FDIの金額が増加の傾向を続けてきた。生産や投資、輸出入のどの面をみても、FDI部門はベトナム経済のなかで重要な役割を果たすようになってきた。とりわけ、輸出の面では近年同部門のシェアが7割に達しており、そのプレゼンスが顕著になっている。

FDIと輸出、GDPの動学的相互依存関係や同時決定性を考慮に入れた符号制約VARという時系列計量経済学モデルと東アジア諸国のデータを用いた分析から次のような結果が得られた。ベトナムやタイ、マレーシアのケースでFDIはGDPに対して短期のみならず中長期においても有意に正の効果を与える。輸出への効果は、ベトナムの場合、FDIが増加してから輸出が有意に増加するまで10年ぐらいのタイムラグがあるが、タイやシンガポール、マレーシアではこのタイミングは1～3年ぐらいとより短い。また、すべての国においてFDIは総供給ショックによるGDPの増加にほとんど有意に反応しない。定量的には、FDIが1ドル増加すると、1年という期間（短期）においてGDPは0.7～2.4ドル増加し、15年の期間（長期）では3.5～11.4ドル増加する。ただ、このFDI乗数は国によって異なり、ベトナムはタイやマレーシアと比べFDI乗数が小さく、とりわけその差が中長期になるほど大きくなる。また、タイのケースの分析からFDIは証券投資よりも実物経済に対して効果をもつことが観察される。

FDI乗数に関する東アジア諸国間の違いの結果は、ベトナムにおいてFDIによる国内経済の生産性の向上や競争促進などの総供給の面における効果がタイやマレーシアと比べ小さいことを示唆する。換言すると、ベトナムの対内FDIは量の面では目立っているパフォーマンスになっているが、質の面ではそれほどの効果になっていない。ベトナムのケースも含めて各国の間におけるFDI効果の相違の決定要因を明らかにすることを今後の課題としたい。

〔参考文献〕

〈日本語文献〉

- 田口博之, ブー・タウン・カイ 2018. 「実用経済モデルの系譜と本プロジェクトの位置づけ」 植村仁一編 『マクロ計量モデルの基礎と実際——東アジアを中心に』 第1章, ジェトロ・アジア経済研究所.
- トラン・ヴァン・トゥ 1996. 『ベトナム経済の新展開——工業化時代の始動』 第2, 9, 10章, 日本経済新聞社.
- ブランシャール・オリヴィエ 2020. 『ブランシャール マクロ経済学上 (第2版) ——基礎編』 第6, 13章, 中泉真樹ほか訳, 東洋経済新報社.

〈外国語文献〉

- Hsiao, Frank S.T. and Mei-Chu W. Hsiao 2006. “FDI, exports, and GDP in East and Southeast Asia – Panel data versus time-series causality analyses.” *Journal of Asian Economics* 17(6): 1082-1106. (<http://dx.doi.org/10.1016/j.asieco.2006.09.011>)
- Luu, Văn Đạt 2018. “Nhìn lại tiến trình lịch sử của việc hình thành Luật Đầu tư nước ngoài.” [外国投資法の制定過程を振り返って], *Viet Nam Finance Online* 07:00 04/03/2018. (<https://vietnamfinance.vn/nhin-lai-tien-trinh-lich-su-cua-viec-hinh-thanh-luat-dau-tu-nuoc-ngoai-20180221155749082.htm>)
- Taguchi, Hiroyuki and Huyen Khanh Pham 2019. “Economic Effects of Inward Foreign Direct Investment: The Case of Vietnamese Provinces.” *Journal of Advanced Studies in Finance* 10(1): Volume X Issue 1(19) Summer.
- Uhlig, Harald 2005. “What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure.” *Journal of Monetary Economics* 52(2): 381-419.
- Vu, Tuan Khai 2015. “Exchange Rate Regimes and the Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: Evidence from East Asia.” Discussion Paper No.31, School of Economics, Meisei University.
- 2018. “Intra-Regional Trade in Intermediate Goods and Macroeconomic Interdependence in East Asia.” *SSRN*. (<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3462240>)

©IDE-JETRO 2022

本書は「クリエイティブ・コモンズ・ライセンス表示-改変禁止4.0国際」の下で提供されています。
<https://creativecommons.org/licenses/by-nd/4.0/deed.ja>

