

エネルギーの金融化が新興国の国際資本移動に与える影響^{*1}

祝迫 得夫^{*2}

李 環^{*3}

要 約

本稿では、新興国の資本フローに対してエネルギー価格が与える影響を、エネルギー価格そのものの変動要因にまで遡って分析を行う。原油価格変動を Kilian の識別戦略を利用して、供給要因・実体経済の需要要因・原油市場に固有な価格変動という3つの構造ショックの影響に分解し、それらを説明変数として用いてパネル推計を行った結果、1990年代以降のデータでは、原油市場に固有な価格変動の影響が大きいことが分かった。また各国別データの分析の結果推計式による同様の分析の結果として、原油の輸出国より、むしろ輸入に大きく依存している新興国において、原油市場に固有な価格変動が資本流入に明確にプラスの影響を与えていることが分かった。これは新興国への資本流入と資源価格の正の相関関係を、新興国には資源輸出国が多いためだとする先行研究の議論とは大きく異なる結論である。

キーワード：

JEL Classification : C32, F32, Q43

I. はじめに

2000年代に入ってから、特に中盤以降、商品先物（commodity futures）は株式や債券と同様に、国際分散投資におけるポートフォリオのメニューとして非常に重要な地位を占めるようになってきている。このようなグローバルな投資環境の変遷は、しばしば「商品市場の金融化 the financialization of commodity markets」と呼ばれる（池尾・大野 2014；Cheng and Xiong 2014）。このような変化に伴い、多くの商品先物価

格の変動幅は大きく上昇した。またエネルギー、金属、および農業分野の幾つかの商品の価格は、リーマン・ショック前後の2007年から2008年にかけての期間に、金融市場とシンクロするようにして、急上昇と暴落のサイクルを経験した。

投資対象としてのコモディティがその重要性を急激に高める中、新興国の国際資本フローの分析にあたって、商品価格の変動が与える影響を分析の射程に含めるのは自然なことである。しかし商

* 1 財務総合政策研究所における論文検討会議の出席者、特に福田慎一先生からのコメントに深く感謝する。

* 2 一橋大学経済研究所教授

* 3 一橋大学大学院経済学研究科博士課程

品価格は商品そのものに対する需給要因によっても変化し得るし、投機的な「バブル」の結果としても変化し得るので、具体的にどのようなメカニズムで国際資本移動に影響を与えるかを考えることが重要である。この点は、コモディティの中でも、実物面での需給要因が特に重要であるエネルギー、中でも石油の価格変動要因を念頭に置いて考えると、より明白であろう。

そこで本稿では焦点を原油価格に絞り、その価格変動の背景にある経済的ショック（構造ショック）について分析することで、「エネルギーの金融化」が新興国の国際資本フローに与える影響について考察することにする。第Ⅱ節

では原油価格を含んだ国際資本フローの決定要因に関する式を新興国のパネルデータについて推計するのに加え、各国別のデータについても推計を行って、どのような国の資本フローが、より原油価格の影響を受けやすいかについても検証する。第Ⅲ節では、構造 VAR モデルを推計し、その結果を利用して、原油価格変動を構造ショックの影響の和に分解した説明変数を構築する。それらを、国際資本フローの決定要因に関する推計式の説明変数として用いることで、原油価格が国際資本移動に影響を与える具体的なメカニズムについて検討する。第Ⅳ節は論文全体のまとめである。

Ⅱ. 新興国の資本フローにエネルギー価格が与える影響

本稿の目的は、新興国の資本フローに対してエネルギー価格が与える影響を、エネルギー価格そのものの変動要因にまで遡って分析することである。ここではまず分析のベンチマークとして、Clark et. al. (2016) の先行研究を例にとって議論することにする。彼らは 19 カ国の新興国のデータ¹⁾を用い、以下のような新興国への民間純資本流入について固定効果を含むパネルデータの式を推計した²⁾。

$$\begin{aligned}
 Flow_{i,t} = & 0.182^{**} GrowthDif_{i,t} + 0.069^{***} \Delta Commodity_t \\
 & [-0.554 \Delta US Policy_t + 0.105 RateDif_{i,t} \\
 & -0.019 \Delta VIX_t - 0.492^{***} EMBIG_{i,t} \\
 & + 0.004 EMBIG_{i,t}^2 + 0.252^{***} Flow_{i,t-1} \\
 & R^2 = 0.386
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

*印は、推計パラメータがそれぞれ *10%水準、**5%水準、***1%水準で統計的に有意であることを示している。

ただし、被説明変数の $Flow_{i,t}$ は GDP で基準化した第 t 期における第 i 国への純資本流入である。 $GrowthDif_{i,t}$ は当該国と米国の GDP 成長率の差であり、その国の経済成長が相対的に先進国を上回っていれば、海外から資本が流入するであろうことを想定している。 $\Delta Commodity_{i,t}$ は IMF の商品価格指数の成長率であり、商品価格の上昇は、新興国 (EMEs) に多いコモディティの輸出国への資本流入を促すことが示唆されている。説明変数 $\Delta US Policy_t$ と $RateDif_{i,t}$ は、それぞれ米国の政策金利の変化分と、当該国と米国の金利差であり、米国の金融政策が新興国への資本流入に与えた影響を分析するために導入された変数である。次の 2 つの変数は国際金融市場のリスク指標であり、 ΔVIX_t はいわゆる

1) Indonesia, India, Korea, Malaysia, Philippines, Taiwan, Thailand, Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Mexico, Czech Republic, Hungary, Poland, Romania, Russia, Israel, South Africa, Turkey.

2) サンプル期間は 1994 : Q1 から 2015 : Q4 だが、サンプルの最初の方に関してはデータが存在しない国があるのでアンバランスト・パネル回帰になっている。

恐怖指数の変化分、 $EMBIG_{i,t}$ はJP Morganによる国別のグローバルな金利とのスプレッドである。実際の推計にはこれらの変数に加え、被説明変数の1期前と $EMBIG_{i,t}$ の二乗項が説明変数に含められている。(1)式の推計結果から、新興国への資本流入に対して、当該国と米国のGDP成長率の差および商品価格の上昇がプラスに、リスクを反映した相対的な金利上昇(EMBIG)がマイナスの影響を与えていることが分かる。

II-1. 新興国の資本フローにエネルギー価格が与える影響：パネル分析

本稿において焦点となるのは、(1)式における商品価格 $\Delta Commodity_t$ に関する推計結果の解釈である。Clark達は「サンプル中の新興国には資源輸出国が多いので、商品価格の上昇は海外からの資本流入を促進すると考えられる(We include the variable since the majority of the EMEs in our sample are commodity exporters)」と述べているが、この説明にはかなり曖昧な部分が残っている³⁾。第一に、彼らはパネル推計を行っているので、商品価格の上昇が新興国への資本流入にプラスの影響を与えているとして、それが本当にサンプルに含まれる商品輸出国の影響なのかどうかは、個別国のデータを見ないとはっきりしていない。第二に、彼らの新興国のサンプルには韓国・中国・ロシア・インドなど、通常の意味で新興国に含めるのが難しい国が存在する。その意味でも対象国の異質性が大きいため、これらの国々をひと括りにして、同じパネルデータのサンプルとして扱うことが妥当かどうかには検討の余地がある⁴⁾。

第三に、商品価格の上昇がどのようなメカニズムで、資本流入にプラスの影響を与えているのかがあまり明確でない。例えば、商品価格が上昇したとして、それが需要要因によるものなのか、それとも生産側のショックによるものなのかによって、商品価格が他の経済変数に与える影響は大きく異なってくるはずである。ただし、個別の商品の価格変動の背景にある需要要因・供給要因をすべて詳細に検討していくのは、あまり現実的ではない。そこで本稿では、最も重要なコモディティであると考えられ、またその価格変動に関する研究が比較的進んでいる⁵⁾原油価格に焦点を絞って分析を行うこととし、第III節で詳しく議論することにする。

まず対象となる新興国を限定し、さらに商品価格指数のかわりに原油価格を用いて、(1)式と似たような定式化で推計を行う。より具体的には、Clark et. al. (2016)のサンプルから上で言及した大国および東欧諸国を除外して、サンプルを19カ国から9カ国に絞った。新しいサンプル国は、中南米(チリ、メキシコ、ブラジル、コロンビア)と東南アジア諸国(フィリピン、タイ、インドネシア)、および南アフリカとトルコになっている。

$$Flow_{i,t} = \beta_1 \cdot GrowthDif_{i,t} + \beta_2 \cdot OilPrice_t + \beta_3 \cdot VIX_t + \rho \cdot Flow_{i,t-1} + \theta_i + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

推計に用いる変数は、特に言及していない限りすべてClark et. al. (2016)と同じである。異なる点としては、IMFが作成した商品価格指数の系列の代わりに原油価格指数の系列を用い、推計モデルではその変化分や変化率ではなく価格水準を用いている。また米国の金融政策変数と、各国別の金利とグローバル金利との乖

3) ただしClark et. al. (2016)の分析の焦点は、リーマン・ショック以降の米国の非伝統的金融政策が、新興国の資本移動に与える影響なので、商品価格に関する解釈が、彼らの論文の結論に決定的に重要だと言うわけではない。

4) 国ごとの異質性が、異なる定数項として定式化できる性質のものであれば、固定効果を含む推計によってコントロールできているはずである。しかし、商品価格など共通する説明変数に対する反応が、特定の国のグループ同士(コモディティの輸出国 vs 輸入国)で異なっている場合には、Clark et. al. (2016)のような推計式では扱うことができない。

5) 重要な先行研究としては、Hamilton (1983, 1996, 2003, 2011); Juvenal and Petrella (2015); Kilian (2009); Kilian and Lee (2014); Kilian and Vigfusson (2013) などがある。

離は説明変数から除外されている。VIX については、レベルでも変化分でも推計結果に大きな違いはなく、レベルを用いた定式化の方が、若干パフォーマンスが高かったので、レベルを用いた結果を報告している。以上のような定式化での推計結果が、表1の第1列目に示してある（原油価格）。

表1の第1列目の推計結果によると、高い原油価格は資本流入を明確に促進しており、(1)式の商品価格指数を用いた Clark et. al. (2016) の推定結果と整合的な結果が得られている。当該国と米国の GDP 成長率の差は資本流入に統計的に有意な影響を与えておらず、その一方で VIX は統計的に有意にマイナスの影響を与えており、これらは Clark et. al. (2016) と異なる

結果である。しかし二番目の点に関しては、Clark et. al. (2016) の中でも指摘されているように、彼らの定式化で VIX が統計的に有意でないのは、各国の EMBIG の水準と VIX の間に強い相関があるためである可能性もある。したがって EMBIG を含まない表1の推計結果だけから、二つの論文における VIX の影響の違いについて強い結論を導くことはできない。

II-2. 新興国の資本フローにエネルギー価格が与える影響：各国別分析

次に、パネル分析のサンプルに含まれる9カ国を個別に見ていくことにする⁶⁾。このサンプルの中には、産油国で輸出国でもあるメキシコやコロンビア（グループ1）が含まれる一方、ブラ

表1 原油価格と新興国への純資本流入の決定要因：パネル回帰
(固定効果モデル)

被説明変数：	Flow (t)	
	原油価格	ヒストリカル
<i>GrowthDif</i>	0.229 (0.249)	0.238 (0.263)
<i>OilPrice</i>	0.002*** (0.000)	- -
<i>VIX</i> (level)	-0.003* (0.002)	-0.003 (0.002)
<i>Flow</i> (t-1)	0.320*** (0.032)	0.318*** (0.032)
Structural shocks		
<i>Osupply</i> (x100)	- -	0.154 (0.316)
<i>Demand</i> (x100)	- -	0.151** (0.060)
<i>Oprice</i> (x100)	- -	0.166*** (0.041)
決定係数	0.26	0.26

推計パラメータは、それぞれ *10% 水準、**5% 水準、***1% 水準で統計的に有意

推計方法：アンバランスト・パネル回帰（固定効果モデル）

サンプル期間：1990: Q2 - 2017: Q2.

サンプル国数：9カ国

サンプル国：Indonesia, Philippines, Thailand, Brazil, Chile, Colombia, Mexico, South Africa, Turkey

6) 以下の各国のエネルギーの需給状況に関する記述は、主に JPEC レポート（2013, 2014, 2015, 2017）に依拠している。

ジル、インドネシア、フィリピンは産油国であるものの、経済発展・工業化に伴う国内の旺盛な需要を十分に賄うまでの供給能力にはなく、ネットでは輸入国である国も多い（グループ2）。そして、ほぼ原油生産が無く、すべての原油供給の大半を輸入に依存するチリ、トルコ、タイ、南アフリカなどの国が存在する（グループ3）。

これら9カ国について国別に推計を行った結果が、表2の第1列目の結果（「原油価格」）である。理論的には、産油国／輸出国に関しては、原油価格が資本流入にプラスの影響を与えるものと予想される。しかしグループ1についての実際の推計結果を見ると、原油価格が統計的に有意にプラスに働いているのはコロンビアだけである。メキシコに関する推計はそもそも決定係数が0.01と極端に低いので、ここでの結果から何か明確な結論を導き出すことは困難である。次にグループ2の、国内で原油を産出しているがネットでは輸入国である3カ国に関しても、原油価格が資本流入に明確にプラスに効いているのはインドネシアだけである。

最後に、国内でほとんど石油を生産しておらず、輸入に大きく依存しているグループ3につ

いては、理論的には、原油価格は資本流入にマイナスの影響を与えていると予想される。しかし実際の推計結果では、タイの資本流入については原油価格はマイナスの影響を与えているが、それ以外のチリ・南アフリカ・トルコの3カ国に関しては、プラスでしかも統計的に有意に影響を与えている。なおタイは、1997年のアジア通貨危機の端緒となった国であり、その影響により、同国の国際資本移動に関する推計式には、1990年代末に構造変化が生じていた可能性が高い。実際、（ここには結果は掲載していないが）2000年代以降に限定したサブサンプル推計を行うと、原油価格はプラスで統計的に有意な影響を与えている。

以上の各国別の推計結果を総合してみると、原油価格はむしろ非産油国／輸入国に関して、明確に資本流入にプラスの影響を与えているが、これは理論的な予想とは異なる結果である。このことから、「新興国には資源輸出国が多いので、商品価格の上昇は海外からの資本流入を促進する」という、Clark et. al. (2016)の説明とは異なる経済メカニズムが働いているであろうと推測される。

表2 原油価格と新興国への純資本流入の決定要因：各国別の回帰分析

	グループ1：産油国／石油輸出国		メキシコ	
	コロンビア		メキシコ	
	原油価格	ヒストリカル	原油価格	ヒストリカル
<i>GrowthDif</i>	-0.854 (1.010)	-0.902 (0.982)	0.433 (1.074)	0.393 (1.039)
<i>OilPrice</i>	0.002*** (0.000)	-	0.000 (0.001)	-
<i>VIX (level)</i>	-0.004* (0.002)	-0.003 (0.003)	-0.005 (0.008)	-0.002 (0.006)
<i>Flow (t-1)</i>	0.480*** (0.121)	0.460*** (0.119)	-0.070 (0.119)	-0.141 (0.109)
Structural shocks				
<i>Osupply (x100)</i>	-	0.002 (0.645)	-	0.441 (0.861)
<i>Demand (x100)</i>	-	0.219** (0.104)	-	-0.358*** (0.136)
<i>Oprice (x100)</i>	-	0.244*** (0.057)	-	0.270*** (0.090)
決定係数	0.57	0.58	0.01	0.07
サンプル期間	2001Q2-2017Q2		1990Q2-2017Q2	

表2 (続き)

グループ2：産油国／石油輸入国

	ブラジル		インドネシア		フィリピン	
	原油価格	ヒストリカル	原油価格	ヒストリカル	原油価格	ヒストリカル
<i>GrowthDif</i>	-0.780 (2.205)	-2.963 (3.130)	-0.392 (0.399)	-0.647 (0.541)	0.055* (0.029)	0.081** (0.037)
<i>OilPrice</i> [†]	0.0029 (0.001)	-	0.001** (0.000)	-	-0.016*** (0.006)	-
<i>VIX</i> (level)	-0.006 (0.006)	-0.012 (0.009)	-0.007** (0.003)	-0.008*** (0.003)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
<i>Flow</i> (<i>t</i> -1)	0.393** (0.177)	0.402** (0.167)	0.362*** (0.061)	0.363*** (0.060)	0.104* (0.054)	0.078 (0.061)
Structural shocks						
<i>Osupply</i> (x100)	-	1.904 (1.568)	-	0.533 (0.531)	-	-0.061 (0.099)
<i>Demand</i> (x100)	-	0.447* (0.247)	-	0.065 (0.077)	-	-0.027 (0.017)
<i>Oprice</i> (x100)	-	-0.014 (0.168)	-	0.055 (0.050)	-	-0.008 (0.009)
決定係数	0.39	0.42	0.26	0.27	0.11	0.12
サンプル期間	1997Q2-2017Q2		1991Q2-2017Q2		1990Q2-2017Q2	

(†) ただし、フィリピンの係数・標準誤差のみ100倍の値を報告している (x100)。

グループ3：非産油国／石油輸入国

	チリ		南アフリカ		タイ		トルコ	
	原油価格	ヒストリカル	原油価格	ヒストリカル	原油価格	ヒストリカル	原油価格	ヒストリカル
<i>GrowthDif</i>	-0.616 (2.972)	2.885 (2.710)	3.934** (1.784)	4.646*** (1.408)	0.772*** (0.275)	0.610** (0.246)	1.022 (0.697)	0.879 (0.668)
<i>OilPrice</i>	0.003** (0.002)	-	0.003*** (0.001)	-	-0.001*** (0.000)	-	0.005*** (0.001)	-
<i>VIX</i> (level)	0.018 (0.013)	0.038*** (0.013)	-0.004 (0.006)	-0.003 (0.005)	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.010* (0.005)	-0.014*** (0.005)
<i>Flow</i> (<i>t</i> -1)	0.162* (0.090)	0.043 (0.101)	0.207** (0.098)	0.091 (0.092)	0.421** (0.129)	0.375*** (0.142)	0.193** (0.085)	0.184** (0.088)
Structural shocks								
<i>Osupply</i> (x100)	-	-1.981 (1.824)	-	-2.258*** (0.654)	-	0.386 (0.260)	-	0.313 (0.797)
<i>Demand</i> (x100)	-	-0.270 (0.345)	-	0.694*** (0.164)	-	-0.017 (0.049)	-	0.762*** (0.179)
<i>Oprice</i> (x100)	-	1.088*** (0.320)	-	0.286*** (0.091)	-	-0.093*** (0.049)	-	0.272*** (0.102)
決定係数	0.13	0.23	0.39	0.44	0.50	0.52	0.52	0.54
サンプル期間	1990Q2-2017Q2		1990Q2-2017Q2		1990Q2-2017Q2		1990Q2-2017Q2	

Ⅲ. 原油価格変動の背後にある構造ショックと新興国の国際資本移動

第Ⅱ節での分析結果を受けて、原油価格が具体的に、どのようなメカニズムで資本流入に影響を与えるのかについて、より経済学的な分析を行うため、原油価格の変動をその背後にある構造ショックの影響に分解して考えることにする。より具体的には、Lutz Kilianの識別戦略

を利用し (Kilian 2009, Kilian and Lee 2014)、原油価格変動を供給要因・実体経済の需要要因・原油市場に固有な価格変動という3つの構造ショックに分解した分析を行う。

III-1. 原油価格変動の背後にある構造ショックの推計⁷⁾

Kilian (2009) は、3変数の月次データ $Z_t = (Z_t^{prod}, Z_t^{rea}, Z_t^{rpo})'$ を用いて VAR モデルを推計した。ただし Z_t^{prod} は世界の原油生産の成長率、 Z_t^{rea} は世界の実物経済の活動水準の指数、 Z_t^{rpo} は実質原油価格である。その上で各系列の残差項 e_t が、石油供給ショック $\epsilon_t^{osupply}$ 、世界的需要ショック ϵ_t^{demand} 、原油市場に固有な価格変動 ϵ_t^{oprice} という3つの構造ショックと、以下のような関係で結びついていると仮定した。

$$A_0 Z_t = \alpha + \sum_{i=1}^{12} A_i Z_{t-i} + \epsilon_t$$

$$e_t = A_0^{-1} \epsilon_t$$

$$\begin{pmatrix} e_t^{prod} \\ e_t^{rea} \\ e_t^{rpo} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_t^{osupply} \\ \epsilon_t^{demand} \\ \epsilon_t^{oprice} \end{pmatrix}$$

すなわち Kilian の識別戦略の仮定は、(i) 石油供給ショックは同月内の他の二つの構造ショックからは影響を受けないこと、(ii) 世界的需要ショックは同月内の石油供給ショックからは影響を受けるが原油市場に固有な価格変動ショックには影響を受けないこと、(iii) 原油市場に固有な価格変動ショックは他の二つのショックからの影響を受けること、を仮定している。したがって、ここで言う価格変動ショック ϵ_t^{oprice} は、実際には他の2つのショックでは説明できない残差であり、Kilian 自身はかなり注意深い言及の仕方をしているが、原油価格の投機的な変動であるという解釈を与えることができる。

VAR の推計にあたっては、第II節で導入した IMF の原油価格指数に加え、Lutz Kilian の web ページ⁸⁾ から取得した世界の実物経済の活動指数と、US Energy Information Administration の web ページ⁹⁾ から取得した世界の原油産出額の

データを用いる。この3つのデータ系列のうち、IMF の原油価格データは1980年までしか遡ることができない。そこでまず1980年以降の月次データを使って12カ月のラグをとった VAR を推計した。その結果を利用して Kilian の識別方法による月次の構造ショックの系列を計算し、さらにヒストリカル分解 (historical decomposition) によって原油価格変動を3つの構造ショック要因による要素に分解した。その上で、3か月ごとの平均をとることで、構造ショック要因の影響別に分解された3つの原油価格変動の要素の四半期データ ($Osupply_t$, $Demand_t$, $Oprice_t$) を作成した。

図1には1990年第1四半期から2017年第2四半期までの、原油価格の動きがプロットされている。図2には、VAR を用いたヒストリカル分解によって、原油価格の変動を3つの構造ショック要因に分解した結果が示されている。元の原油価格からベースラインとなる予測値が引かれているので、厳密には一致しないが、図2の棒グラフの各要素を合計すると図1の原油価格の動きにほぼ等しくなる。実際、ここでのサンプル期間における両者の相関係数は0.998なので、以下では二つの系列を特に区別せずに分析を進めることにする。

図2のヒストリカル分解の結果から、1990年代以降の原油価格の変動に関して以下のようなことがわかる。第一に、このサンプル期間を通じ一貫して、供給要因 (osupply) の影響は極めて限定的である。これは本稿のサンプルに、第一次・第二次の石油ショックのような、明確な供給要因に基づく大きな価格変動が無かったことから、容易に説明のつく結果である。第二に、2004年頃から2014年頃までの約10年間に渡って、世界的な需要要因 (demand) が、原油価格に継続的にプラスの影響を与えていたことが確認される。第三に、2000年代半ばから原油市場に固有な価格変動ショック

7) 本節の分析の日本経済やアジア諸国への応用としては祝迫・中田 (2015), Iwaisako and Nakata (2017), Vu and Nakata (2018) を参照のこと。

8) <http://www-personal.umich.edu/~lkilian/paperlinks.html>

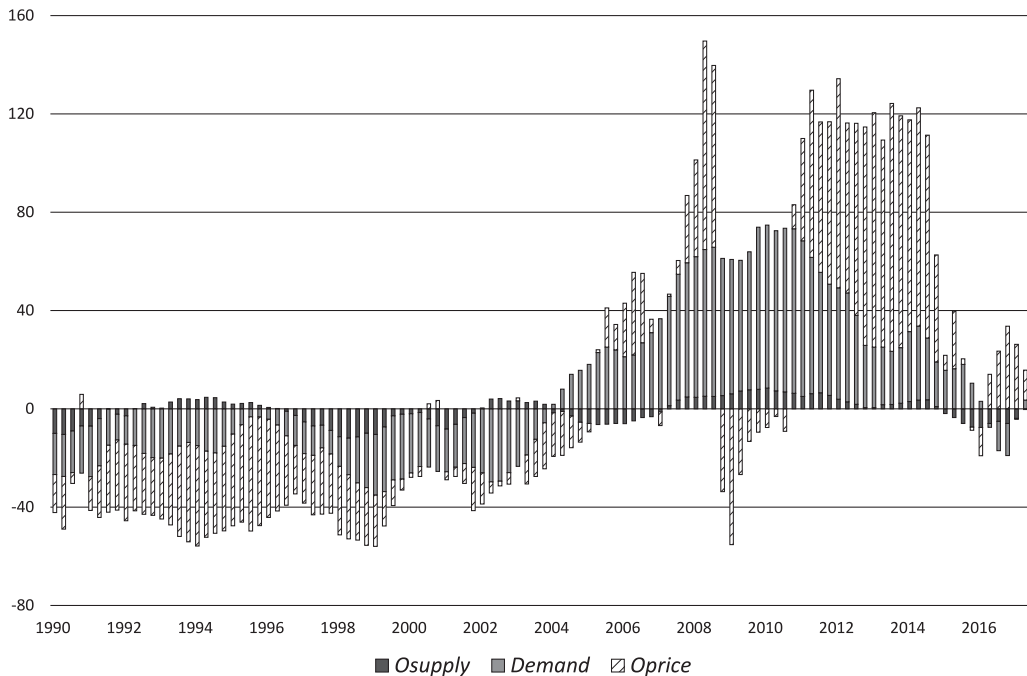
9) <https://www.eia.gov/>

図1 原油価格の推移



出所：IMF Primary Commodity Prices (<https://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>)

図2 3種類の構造ショック要因による原油価格変動ヒストリカル分解



(oprice)の影響が大きくなっており、特に2005年頃から2008年秋のリーマン・ショック直前までは原油価格を引き上げる方向に作用している一方で、リーマン・ショック直後の時期は、逆に強いマイナスの影響を与えている。その後、2011年から2014年頃までの約3年間は、opriceは再び原油価格を引き上げる方向に強く作用している。

上でも述べたように、opriceの変動の解釈には注意が必要であり、2000年代中盤以降の原油価格への影響の増加を、「エネルギー価格の金融化の影響」とまで言ってしまっても良いかどうかは十分な注意が必要である。そのように十分留意しつつ、この解釈を前提として、原油価格が新興国への資本流入に与える影響を分析することにする。

Ⅲ-2. 構造ショックと新興国の国際資本移動：パネル分析

原油価格そのものかわりに、Ⅲ-1節で計算した構造ショック要因の影響別に分解された原油価格変動の系列を用いて、(3)式のような新興国の資本流入に関するパネル推計を行った結果が、表1の二列目に示されている(ヒストリカル)。原油価格と3つの構造ショック系列の合計は必ず一致するので、もし構造ショック系列への分解が経済学的意味を持たないのであれば、表1の二列目と二列目の推計のパフォーマンスには違いが無いはずである。実際、両者のパネル推計の決定係数は、共に0.26とまったく差が無い。

$$\begin{aligned} Flow_{i,t} = & \beta_1 \cdot GrowthDif_{i,t} + \beta_3 \cdot VIX_t + \rho \cdot \\ & Flow_{i,t-1} + \gamma_1 \cdot Osupply_t + \gamma_2 \cdot Demand_t \\ & + \gamma_3 \cdot Oprice_t + \theta_i + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

一方、3つの構造ショック要因の影響を個別に見て行くと、より興味深い結果が得られている。需要ショックと原油市場に固有な価格変動ショックは、それぞれ5%と1%水準で新興国への資本流入に明確にプラスの影響を与えているのに対し、原油の供給ショックの影響はまったく有意ではない。特にパネル分析によって、

原油市場固有の価格変動ショックが新興国への資本流入に明確にプラスの影響を与えていることが確認されたのは、興味深い結果である。

構造ショック系列を用いた推計のうち、供給ショックの結果に関しては、図2に関する議論で述べたように、本稿が検討しているサンプル期間内では、そもそも大きな原油の供給ショックが発生していない。したがって1970年代まで遡ったサンプル期間について推計を行った場合、あるいは将来において大きな供給ショックが発生した場合には、異なった分析結果が得られるかもしれない。

Ⅲ-3. 構造ショックと新興国の国際資本移動：各国別分析

三つの構造ショック要因の影響を反映した系列を用いて、新興国の資本流入に関する推計を各国別に行った結果が、表2の二列目に示されている。

グループ1の二国のうち、まずコロンビアに関しては、原油価格の代わりに構造ショックの3つの系列を使っても目立った決定係数の上昇は見られない(0.57→0.58)。三つの構造ショック要因のうち、供給要因が資本流入に与える影響は統計的に有意ではなく、需要要因による原油価格変動と、原油市場に固有な価格ショックは、ともに統計的に有意なプラスの影響を与えている。メキシコに関する推計では需要要因はマイナスで、原油市場に固有な価格ショックはプラスで統計的に有意な影響を与えている。ただし決定係数は0.01から0.07に上昇しているものの、依然、推計結果に説明力があるとは言えない。

国内で原油を産出しているが、ネットでは輸入国であるグループ2の3カ国に関しては、構造ショック要因に基づく3つの系列を説明変数として用いたことによるパフォーマンスの上昇は、ほとんど見られない。また統計的に有意な構造ショック要因の系列は、ブラジルに関する推計式における需要要因の変数のみであり、それも10%水準で有意であるに過ぎない。

最後に、原油輸入に大きく依存しているグ

ループ3については、チリと南アフリカについての推計式で、それぞれ決定係数が10パーセント・ポイントと5パーセント・ポイント上昇しており、パフォーマンスの明確な改善が見られる。このうちチリに関しては、原油市場に固有な価格ショックのみが、資本流入に統計的に有意なプラスの影響を与えている。南アフリカでは供給要因はマイナスで、需要要因と原油市場に固有な価格ショックはプラスで統計的に有意な影響を与えている。トルコに関しては、推計式のパフォーマンスの改善はかなり限定的だが、コロンビアと同じように、需要要因と原油市場に固有な価格ショックが統計的に有意なプラスの影響を与えている。最後にタイに関しては、唯一、原油市場に固有な価格ショックが資本流入にマイナスの影響を与えている。ただしII-2節で述べたように、タイへの純資本流入に関する推計式では、アジア通貨危機の

発生した1990年代後半に構造変化が起こっているとされる節があるので、ここでの推計結果に基づいて経済学的解釈を行うのは難しいと考えるべきであろう。

以上の国別の回帰式から主な結論は以下のとおりである。第一に、構造ショック要因に基づく動きに原油価格を分解した系列を説明変数として用いた推計においても、国によっての結果の違いはかなり大きい。第二に、三つの構造ショック要因のうち、統計的に有意なのは主に需要要因と原油市場に固有な価格ショック、特に後者であり、なおかつ石油輸出国ではなく非産出国/輸入国に対して、より顕著なプラスの影響を与えている。したがって原油価格が新興国の資本流入に影響を与えるメカニズムは、Clark et. al. (2016) が想定しているのとは大きく異なるものであると考えられる。

IV. むすび

本稿では、新興国の資本フローに対してエネルギー価格が与える影響を、エネルギー価格そのものの変動要因にまで遡って分析を行った。Lutz Kilian の識別戦略を利用し、原油価格変動を供給要因・実体経済の需要要因・原油市場に固有な価格変動という3つの構造ショックの影響に分解した推計を行った結果、少なくとも本稿で対象とした1990年代以降のサンプルについては、供給要因の影響は極めて限定的であり、需要要因と原油市場に固有な価格変動の影響の方が大きいことが分かった。また各国別の推計式による同様の分析の結果として、原油の輸出国より、むしろ輸入に大きく依存している国々において、原油市場に固有な価格変動が新興国への資本流入に明確にプラスの影響を与えていることが分かった。これは資本流入と資源価格の正の相関関係を、新興国には資源輸出国

が多いためだとする先行研究の議論とは、大きく異なる結論である。

2000年代以降の原油価格変動に関する先行研究のコンセンサスでは、リーマン・ショック前後の時期に限っては投機的要因による変動がそれなりに大きかったと考えられるもの (Singleton 2014)、全体としては需要要因で説明される部分が大きいとされている (Kilian and Lee 2014; Juvenal and Petrella 2015)。本稿の原油価格のヒストリカル分解による構造要因への分解に関しては、その枠組み自体はKilianのそれをそのまま踏襲しているため、結論も同じにならざるを得ない。したがってその部分については、本稿の分析結果は特に目新しいものではない。しかし原油市場に固有な価格変動、すなわち需給で説明されない投機的変動が新興国への資本流入に明確にプラスの影響を

与えているという結果は、本稿の新しい発見である。

2000年代中盤以降の、原油価格変動に占める原油市場に固有な価格ショックの影響の増加を、「エネルギー価格の金融化の影響」と解釈することが妥当であるとすれば、本稿の分析結果は、エネルギー価格変動と新興国への資本移動の間には、強い結びつきがある事を示唆して

いる。ここでいう「強い結びつき」とは、単に同時点でのプラスの相関関係を示唆しているに過ぎないので、原油価格の投機的変動から新興国への資本流入への因果関係を意味している訳ではない。したがって今後の研究においては、より具体的に、どのような経済主体のどのような投資行動が両者の相関関係を生み出しているのかを明らかにしていくことが望まれる。

参 考 文 献

- 池尾和人・大野早苗編著（2014）『コモディティ市場と投資戦略：金融市場化の検証』，勁草書房
- 祝迫得夫・中田勇人（2015）「原油価格，為替レートショックと日本経済」，『経済研究』66巻4号355-378頁2015年
- JPECレポート（2013，2014，2015，2017）「各国の石油エネルギー産業」一般財団法人石油エネルギー技術センター。URL：<http://www.pecj.or.jp/japanese/minireport/minireport.html>EIA country reports.
- Cheng, I-H, Xiong, W. (2014) "Financialization of Commodity Markets," *Annual Review of Financial Economics* 6: 1, 419-441
- Clark, J., Converse, N., Coulibaly, B., Kamin, S. (2016) "Emerging Market Capital Flows and U.S. Monetary Policy", *IFDP notes*, October 18, 2016.
URL：<https://www.federalreserve.gov/econresdata/notes/ifdp-notes/2016/emerging-market-capital-flows-and-us-monetary-policy-20161018.html>.
- Hamilton, J.D. (1983) "Oil and the Macroeconomy Since World War II," *Journal of Political Economy* 91, 228-248.
- Hamilton, J.D (1996) "This Is What Happened to the Oil Price/Macroeconomy Relation," *Journal of Monetary Economics* 38: 2, 215-220.
- Hamilton, J.D (2003) "What Is an Oil Shock?" *Journal of Econometrics* 113: 2, 363-398.
- Hamilton, J.D (2011) "Nonlinearities and the Macroeconomic Effects of Oil Prices," *Macroeconomic Dynamics* 15: 3, 364-378.
- Iwaisako, T., Nakata, H. (2017) "Impact of Exchange Rate Shocks on Japanese Exports: Quantitative Assessment Using a Structural VAR Model", *Journal of the Japanese and International Economies* 46, 1-16, 2017.
- Juvenal, L., Petrella, I. (2015) "Speculation in the Oil Market" *Journal of Applied Econometrics*, 30: 4, 621-649.
- Kilian, L. (2009) "Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market", *American Economic Review* 99: 3, 1053-1069.
- Kilian, L., Lee, T.K. (2014) "Quantifying the Speculative Component in the Real Price of Oil: The Role of Global Oil Inventories," *Journal of International Money and Finance* 42, 71-87.
- Kilian, L., Vigfusson, R.J. (2013) "Do Oil Prices Help Forecast U.S. Real GDP? The Role of Nonlinearities and Asymmetries," *Journal of Business and Economic Statistics* 31: 1, 78-93.
- Singleton K.J. (2014) "Investor Flows and the 2008 Boom/Bust in Oil Prices", *Management*

Science 60: 2, 300-318.
Vu, T.K, Nakata, H. (2018) "Oil Price
Fluctuations and the Small Open Economies

of Southeast Asia: An Analysis Using Vector
Autoregression with Block Exogeneity",
Journal of Asian Economics: 1-21.