

サブプライムローン危機後の国際資金フローの展開 —アメリカの影響力は変化したのか(中)—

前 田 淳

Evolution of international money flows after the financial crisis of the United States
—Has the influence of the US changed? (2)—

目次

- I 問題の設定
- II グレート・モデレーションと国際資金フローの変質
(以上、第54巻第1・2・3・4合併号)
- III 同時性と連鎖の検証(本号)
- IV 結論
- 参考文献・サイト

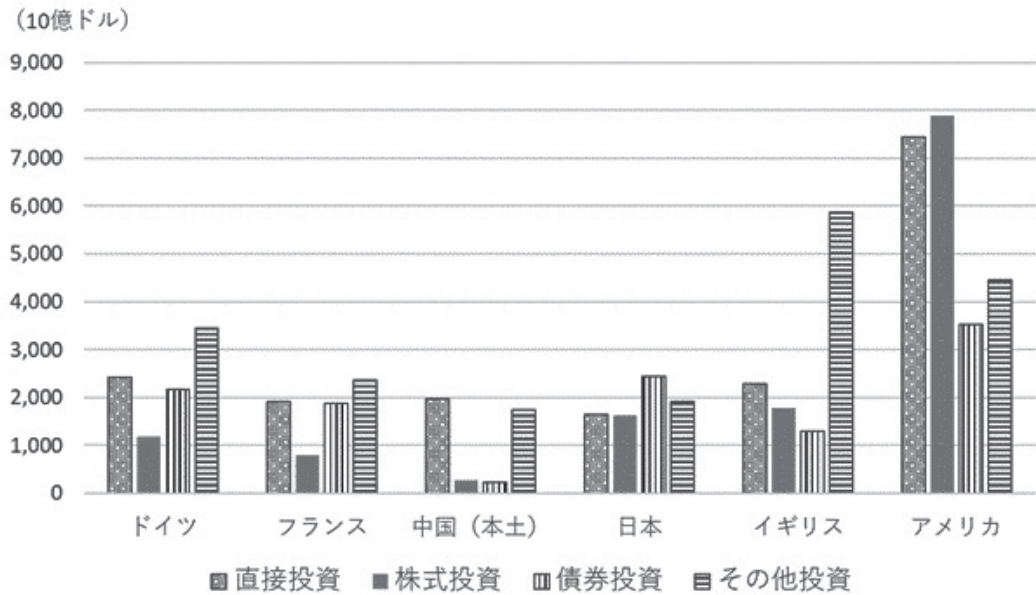
III 同時性と連鎖の検証

以上紹介した先行研究では、国や地域ごとの国際資金フローへの影響度の違いという点については、必ずしもその全体像を検出していない。Abiad, A. et. al. (2013)による、二国間のデータたとえばDirection of Trade Statisticsなどを使う手法は、その問題に対する一つのアプローチではあるが、被説明変数が二国間の実質経済成長率の相関係数である。その点で本稿の問題設定とは方向が異なるものであった。

そこで、以下、記述統計や本稿での実証分析によってその問題にアプローチする。すでに述べたように、この時期の国際資金フローの特徴として、ダウンヒル型の傾向が鮮明になったことである。そこで、主要国の国際資金フローの2018年末における規模について比較したのが、図2である。

アメリカの規模が非常に大きいことがわかる。その他投資項目でイギリスが突出しているが、これはロンドンにおける国際金融市場すなわち外貨建ての貸借市場(いわゆる「ユーロ」カレンシー市場)での取引によるものであろう。なお、各国のGDPの規模の違いを考慮に入れて比較すれば、アメリカの各資産残高が他の国よりも際立って大きいという特徴は緩和されるだろう。

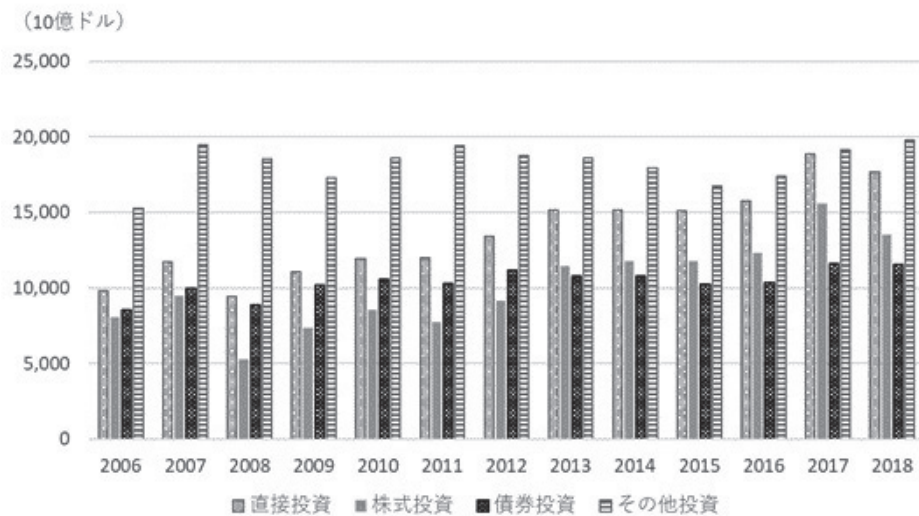
図1 主要6カ国の対外資産残高(2018年末、単位：10億ドル)



(出所) IMF の International Financial Statistics のデータより作成。

(<https://data.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b&sId=1390030341854>)

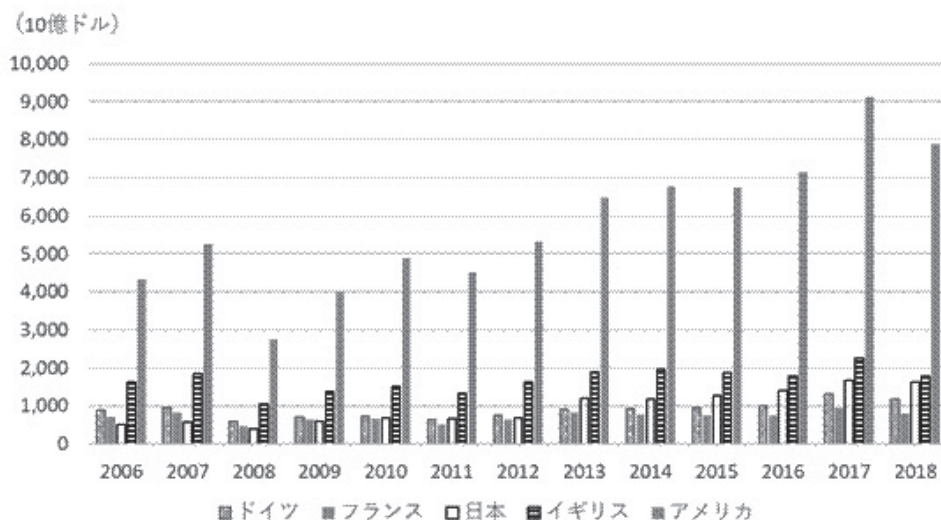
図2 主要6カ国の項目別対外資産残高・合計の推移(2016年末～2018年末、単位：10億ドル)



(出所) IMF の International Financial Statistics のデータより作成。

(<https://data.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b&sId=1390030341854>)

図3 主要5カ国の対外株式投資残高の推移(2016年末~2018年末、単位：10億ドル)



(出所) IMF の International Financial Statistics のデータより作成。

(<https://data.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b&sId=1390030341854>)

次に、これら6カ国の対外資産残高を項目別に合計した2006年末から2018年末の推移は、図3のとおりである。2007年以降の金融危機、および、その後の金融規制の強化によって、国際資金フローの伸びは比較的マイルドになっている。“great moderation”と呼ばれている事態が確認できる。

2007年以降の金融危機、および、その後の金融規制の強化によって、国際資金フローの伸びは比較的マイルドになっている。“great moderation”と呼ばれている事態が確認できる。

以下、まずは対外株式投資について、アメリカのそれと他の国とを比較しながら特徴を検出する。図4は主要5カ国の対外株式投資残高を比較したものである(中国はデータが小さいため、以下取り扱わない)。アメリカの対外株式投資は、他の4カ国と比較して額も大きく、また積極的にリスクを取った投資行動がうかがえる。ただし、2006年の残高を100とした指数で見れば、一番大きく伸びているのは日本で2018年末は319、次いでアメリカの182となっている。

そこで、まずは一般的な確認の意味で、株式投資を外国から受け入れた国の立場、つまりブル要因からのデータで検証を行う。データはIMFのCoordinated Portfolio Investment SurveyおよびCoordinated Direct Investment Survey、International Financial Statistics等から主に取ったものである(とくに断らないかぎり、データはドル建て)。さらに、金融開放度

は、Chinn-Ito index による¹。最初のモデルは、下の(1)式であるが、growthに内生性があると疑われるため、操作変数を(2)に列記した2段階最小二乗法を行う。なお、(2)の操作変数は crisis_1 を例外として、ln_stock とは有意な相関はなく除外制約を満たしている²。

$$\text{adj_ln_stock}_i = c + \text{growth}_i + \text{chinn_ito_2018}_i + e_i \text{-----}(1)$$

(操作変数) c, chinn_ito_2018_i, ex_expn_i, crisis_1

----- (2)

adj_ln_stock は対内株式投資の2018年末残高／2006年末残高の自然対数³、cは定数項、growthは2007年から2018年の実質経済成長率(対前年比)の平均値⁴、chinn_ito_2018は2018年時点のChinn-Ito indexである。ex_expnは2006年から2018年の財・サービスの輸出の伸びであり、2006年から2018年までの輸出額(ドル建て)の合計を2006年の輸出額で割った数値である⁵。crisis_1は、2008年から2010年に金融危機の影響を受けた国のダミー変数、eは誤差項である。なお、対内直接投資も対内株式投資を呼び込む要因であるが、成長率(growth)と高い相関があるため両者を並列すると多重共線性が起きることから、(1)式には入れていない。データ数は169である(系列によっては部分的に欠損値あり)。

推計結果は、以下のとおりである。growthを操作変数に回帰した検定では、F値が45.59と10を超えているので、2段階最小二乗法のもう一つの要件、すなわち、内生変数と操作変数の相関要件は満たしている。

¹ マイナスのデータがあると、分数にしたときに、たとえば(-1)/2と1/(-2)が同じになってしまうとともに、ゼロがあると分母にできない。その他、様々な計量分析に正と負そしてゼロのデータがある場合の不具合を考慮して、Chinn-Ito indexのkaopenの数値に3を加えて正の数に変形したものを以下では使用している。なお、2006年のChinn-Ito indexはデータが存在しない国が多いため、2018年のデータを主に使う。

² crisis_1すなわち金融危機は、経済成長に強く影響したことから、操作変数に残すこととする。

³ 株式投資は通常、現地通貨建てであるため、2018年と2006年の対ドル名目為替レートの違いによって、ドルに換算した場合に計算上のブレが混入する。そのため、ここでは、対ドルレート(期中平均値)の2006年÷2018年で、対外直接当時残高の2008年÷2006年のデータを除いた修正値(の対数)を使用している。

⁴ 株式投資は期待に基づき行われることから、被説明変数のデータよりも一年遅らせたデータを使う。ただし、2019年については現時点でデータが公表されていない国があるため、2018年までの成長率のデータを使用した。

⁵ 同様の式で求めた輸入の伸び(im_expn)については、被説明変数と5%で有意な正の相関があるため、操作変数には含まれていない。

表 1 adj_ln_stock を被説明変数とする推計結果

n=111				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.438	0.743	1.936	0.056
GROWTH**	0.302	0.118	2.565	0.012
CHINN_ITO_2018**	-0.322	0.138	-2.338	0.021
R-squared	0.198	Mean dependent var	1.34	
Adjusted R-squared	0.183	S.D. dependent var	2.24	

注) **は5%で有意。

経済成長率が高い国に対して、外国からの株式投資が行われることは周知の事実である。また、決定係数が高くないため、ここでの回帰分析結果の係数そのものが、予測に使えるものではない。つまり、この点については、この実証研究は相関を再確認したにすぎない。次に、金融の開放度を示す Chinn-Ito index が5%有意でマイナスの係数を示している。これは、金融の開放度が高い国ほど、有価証券の投資において流出入が容易であること、さらに、2010年代中ごろから2010年代前半で金融危機を受けた国のうち、金融の開放度が高い国ほど、資本流出すなわち株式の売却が容易であったことを反映しているのではないかとと思われる。とくに、2008年から2010年に危機にみまわれ国としては欧米先進国が多く、それらの国ではもともと金融の開放度が高かったことが、こうした結果を生み出した可能性がある。このような意味で、金融の開放度は、安定的な成長の時期には外国からの投資を容易にして経済成長を加速させる効果を持ちつつも、金融危機が起きた時には資本の流出もまた容易にするという意味で、両刃の剣のような特徴を持つことがうかがえる。

さて、すでに述べたように、経済成長率と対内直接投資の増加率には正の相関がある。たとえば、growth を drinv に回帰させると、通常の単回帰分析で、係数 0.246、標準誤差 0.078、t 値 3.098、p 値 0.0027、HAC (Newey-West) の単回帰分析で、係数 0.246、標準誤差 0.129、t 値 1.903、p 値 0.060、である。よって (1) 式に drinv を入れると多重共線性が生じる可能性があるため、growth のみを使っていた。

多重共線性への対応としては、このように説明変数から除外する方法と、主成分分析も可能である。そこで、ダミー変数を除いたデータである growth、drinv、chinn-ito_2018、ex_expn、im_expn について主成分分析を行った結果が、表 5 である。

表2 成長率平均、対内直接投資残高の伸び、金融開放度、輸出の伸び、輸入の伸びの主成分分析

寄与率					
Number	Value	Difference	Proportion	Cumulative Value	Cumulative Proportion
1	2.368	1.301	0.474	2.368	0.474
2	1.067	0.204	0.213	3.435	0.687
3	0.863	0.401	0.173	4.298	0.860
4	0.462	0.222	0.092	4.760	0.952
5	0.240	---	0.048	5.000	1.000

因子負荷量					
Variable	PC 1	PC 2	PC 3	PC 4	PC 5
GROWTH	0.550	0.170	-0.060	-0.641	-0.505
DRINV	0.202	0.797	-0.441	0.345	0.103
CHINN_ITO_2018	-0.244	0.558	0.768	-0.186	0.067
EX_EXPN	0.503	-0.120	0.434	0.643	-0.361
IM_EXPN	0.587	-0.099	0.155	-0.148	0.775

第一主成分は、Chinn-Ito index 以外は正の値であることから、総合的な経済成長力、ないし、实体经济のトータルな伸びであると解釈できる。そして、成長率と直接投資の受入れの伸びを比較すると、前者がより大きなウェイトを占めている。このことは、これまで述べたように、対内株式投資の要因として、経済成長率が対内直接投資の伸びよりも強く影響しているとの判断を補強するものといえよう。第二主成分の因子負荷量では、輸出入の伸びがいずれもマイナスで小さな値である。同時に、経済成長率も数値が小さい。そして、対内直接投資の伸びと Chinn-Ito index が比較的大きな正の値を示している。このことから、第二主成分は实体经济そのものというよりも、金融収支レベルでの外国からの投資の伸び・容易さを示している可能性がある。最後に、第二主成分までで累積寄与度が 68.7%と、一応の目安としての 50%を超えている。

以上の実証分析で明らかになったことは、経済成長率と対内株式投資に正の相関があるという周知の結果以外では、次のとおりである。

1. 金融の開放度は、外国からの投資を容易して経済成長にプラスに作用する側面と、危機が起きたときに資本流出ないし流入減少を起こす、または、外国から金融危機が連鎖しやすいという意味で、両刃の剣としての特徴を持っている可能性がある。
2. 直接投資と経済成長率では、経済成長率の方が対内株式投資に対して強く作用している。

最後に、ダミー変数以外のデータの相関係数表は下のとおりである。

表3 相関係数表

	ADJ_LN_STOCK	GROWTH	DRINV	EX_EXPN	IM_EXPN	CHINN_ITO_2018
ADJ_LN_STOCK	1					
GROWTH	0.564	1				
DRINV	0.294	0.316	1			
EX_EXPN	0.225	0.464	0.068	1		
IM_EXPN	0.516	0.687	0.133	0.659	1	
CHINN_ITO_2018	-0.218	-0.209	0.038	-0.135	-0.271	1

以上、説明変数ないし操作変数としては、経済成長率、輸出入の伸び、対内直接投資の伸びといった、実体経済面でのデータを中心に採用した。しかし、実体経済が不況であっても、低金利や非伝統的金融政策などが、いわゆる「流動性相場」といわれるような金余りによる株高と株式取引の活況を生み出すことがある。そこで次に、金融面でのデータで非説明変数である各国への外国からの株式投資残高の伸びについて、実証分析を行う（実体経済面でのデータと同時にすることは、多重共線性や同時決定の問題が種々生じる懸念があるため、別にして行うものである。ただし、Chinn-Ito index については、実体経済面と金融面の両方に作用する要因とみなして、今回も含めることとする）。有意な結果が検出されたものについて、モデルを示したものが下の(3)式である。

$$adj_ln_stock_i = c + chinn_ito_2018_i + qnttv_ease_i + e_i \dots \dots \dots (1)$$

ここで、qnttv_ease はマネタリーベースの伸び率の2006年から2018年の平均であり、量的緩和政策の代理変数としてしばしば利用されるものである。その結果は、表7のとおりとなった。

表4 adj_ln_stock を被説明変数とするマネタリーベースの伸びへの回帰結果

n=112				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.450	0.835	1.737	0.085
CHINN_ITO_2018**	-0.334	0.137	-2.442	0.016
QNTTV_EASE**	0.083	0.039	2.139	0.035
R-squared	0.121	Mean dependent var	1.440	
Adjusted R-squared	0.105	S.D. dependent var	2.324	

注) ** は5%で有意。

決定係数がかなり低いものの、マネタリーベースの伸びが5%で有意な結果となった。なお、マネタリーベースの伸びと株価指数の変化には強い相関がみられた。表8の equity_index は、2010年の各国の株価指数を100とするデータにおいて、2018年を2006年で除したものである⁶。株価指数のデータ自体が少ないものの、1%で有意であり決定係数もこれまでよりも大きくなっている。

上記以外で検討した金融関係のデータは、短期金利 (shrt_intrst)、長期金利 (long_intrst)、為替レート変化 (exchnge_rate) である (括弧内は本稿における変数名)⁷。

表5 株価指数の変化を被説明変数とするマネタリーベースの伸びへの回帰結果

n=67				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-87.407	17.149	-5.097	0.000
QNTTV_EASE***	6.769	1.080	6.269	0.000
R-squared	0.377	Mean dependent var	10.509	
Adjusted R-squared	0.367	S.D. dependent var	72.821	

注) *** は1%で有意。

実体経済のデータについて主成分分析をしたのと同様に、被説明変数以外の金融データについても参考までに主成分分析の結果を掲載しておこう。

なお、欧州諸国については、次のように取り扱った。すなわち、バルト三国については、いずれも2010年代に入ってからユーロに参加しているためデータの連続性がないとして欠損値扱い、スロベニアは2007年1月、マルタは2008年1月、スロバキアは2009年1月にユーロに参加しており、本稿が対象とする期間の初期なのでユーロ域としての扱い、サンマリノもユーロ域として扱っている (チェコ、ポーランド、ハンガリー、ルーマニアは2020年12月末時点で、独自通貨使用)。各データの相関係数表は表10のとおりである。

⁶ 国によって2018年ないし2006年のデータがない場合には、その直近のデータを使用している。

⁷ 短期金利は money market rate の各年末値 (ない場合には、政策金利のデータ) の2006-2018年の平均、長期金利は長期国債の利回りの同期間平均、為替レート変化は、対ドル名目為替レート (年次、期中平均) の前年/当年データの平均で、数値が1より大きければ値上がり、1より小さければ値下がりである。

表 6 金融関連データの主成分分析

寄与率

Number	Value	Difference	Proportion	Cumulative Value	Cumulative Proportion
1	3.589	2.474	0.598	3.589	0.598
2	1.115	0.448	0.186	4.704	0.784
3	0.667	0.357	0.111	5.371	0.895
4	0.310	0.092	0.052	5.682	0.947
5	0.219	0.119	0.036	5.900	0.983
6	0.100	---	0.017	6.000	1.000

因子負荷量

Variable	PC 1	PC 2	PC 3	PC 4	PC 5	PC 6
CHINN_ITO_2018	-0.436	0.337	0.105	0.650	0.472	0.199
QNTTV_EASE	0.148	0.837	0.390	-0.346	-0.055	-0.037
EQUITY_INDEX	0.345	-0.296	0.803	0.359	-0.139	-0.007
EXCHNG_RATE	-0.423	-0.308	0.398	-0.571	0.415	0.264
SHRT_INTRST	0.503	0.030	-0.166	-0.013	0.145	0.835
LONG_INTRST	0.487	-0.041	-0.076	-0.050	0.749	-0.437

表 7 (金融データ)相関係数表

	ADJ_LN_ STOCK	CHINN_ITO_ 2018	EQUITY_ INDEX	EXCHNG_ RATE	SHRT_ INTRST	LONG_ INTRST	QNTTV_ EASE
ADJ_LN_STOCK	1						
CHINN_ITO_2018	-0.525	1					
EQUITY_INDEX	0.610	-0.537	1				
EXCHNG_RATE	-0.431	0.508	-0.286	1			
SHRT_INTRST	0.580	-0.758	0.517	-0.780	1		
LONG_INTRST	0.510	-0.724	0.548	-0.681	0.873	1	
QNTTV_EASE	0.209	0.035	0.079	-0.353	0.248	0.198	1

さて、第Ⅱ節で述べたように、サブプライムローン危機と世界金融危機が起きる前の段階で、アメリカの対外株式投資と各国の経済成長率に順位相関がみられた。具体的には、2001年から2006年について、アメリカの国別・対外株式投資残高の伸び（2006年の残高÷2001年の残高）と、各国の経済成長率の間に、順位相関係数0.50、そのt値が3.94というものであった。その状況が2006年以降で変化しているのかどうか、そして他の国と比較してどうなのかを同様の手法で検証する。

同順位なしのデータにおける順位相関係数とt値の計算方法を再掲すると以下である。

$$t = \rho \times \sqrt{\frac{n-2}{1-\rho^2}}$$

ここで、 ρ は相関係数で、 $\rho = 1 - \frac{6 \times \sum d_i^2}{n^3 - n}$ 、 d は (A) 列と (B) 列の順位の差、 n はデータ数である。

データは、2018年の先進5カ国の国別・対外投資残高を2006年の同データで除した数値（の順位）、そして、各国の同期間における実質経済成長率の平均（の順位）である。ただし、対外投資残高がゼロのデータと欠損値は除外したものである。先進5カ国を選んだ理由は、同時期の国際資金フローの特徴として、ダウンヒル型つまり先進国から途上国への流れが強まっていることである。両順位について順位相関を調べたところ、表11のとおりとなった。

表8 先進5カ国からの対外株式投資の伸びと成長率の順位相関

	日本	アメリカ	イギリス	ドイツ	フランス
相関係数	0.421	0.351	0.419	0.340	0.115
t値	3.406	3.373	3.911	2.851	1.033
データ数	56	83	74	64	81

最も相関が高かったのがイギリスで、次いで日本、アメリカ、ドイツ、フランスの順となっている。国際金融センターとしてのイギリスは別として、日本とアメリカで強い相関がみうけられる。日本とアメリカの違いとしてデータ数、すなわち、投資先の数の違いが挙げられよう。このことから、アメリカは2006年以降においても、成長率の高い国々への広範な株式投資を継続してきたといえよう。

〔まとめ〕

2006年から2018年間の国際的な株式投資の変化について、以下のような特徴と傾向を知りえた。

1. Chinn-Ito index で表されるような金融の開放度は、外国からの投資を容易して経済成長にプラスに作用する側面と、危機が起きたときに資本流出ないし流入減少を起こす、または、外国から金融危機が連鎖しやすいという意味で、両刃の剣としての特徴を持っている可能性がある。ただし、2008年以降の世界金融危機にみまわれたのが欧米の国々であったことが、このような負の相関をたまたまもたらしただけとの解釈もありうる点は、注意が必要であろう。

2. 直接投資と経済成長率では、経済成長率の方が対内株式投資に対して強く作用している。
3. 外国からの株式投資における金融データとの関連については、マネタリーベースの伸びが5%有意で正の強い相関を示している。マネタリーベースの伸びは、量的緩和政策の代理変数としても利用可能であることを考慮すると、通貨当局が金融システムを下支えしようとする意志の表明が、株価上昇の期待を生み出している可能性がある。実際、株価指数の伸びに対しては、マネタリーベースの伸びが1%有意の強い相関を持っていた。
4. 対外投資の視点から、投資元として先進5ヶ国の投資先の成長率と投資残高の伸びの順位相関をみたところ、イギリス、日本、アメリカが比較的高い相関を示し、ドイツ、フランスでは相関はそれほど強くなかった。とりわけアメリカは、投資先の国の数が多いこと、そして投資の残高も圧倒的に大きいことが判明し、その傾向は2006年以前から変質していないと思われる。

(つづく)

参考文献・サイト

- 前田 淳 (2015)『国際資金フローの新潮流』蒼天社。
- Abiad, Abdul, Davide Furceri, Sebnem Kalemli-Ozcan, and Andrea Pescatori (2013), “Dancing together? Spillovers, common shocks, and the role of financial and trade linkages,” *World Economic Outlook: Transitions and tensions*, IMF, October, pp. 81-111.
- Broner, F., Erce, A., Martin, A. and Ventura, J. (2014), “Sovereign debt markets in turbulent times: Creditor discrimination and crowding-out effects,” *Journal of Monetary Economics*, No. 61, pp. 114-42.
- Cerutti, C., Claessens, S. and Laeven, P. (2015), “The use and effectiveness of macroprudential policies: New evidence,” *IMF Working Paper*, No. 16/61, pp. 1-42, International Monetary Fund.
- Chinn, M. & Hiro Ito (2018), “The Chinn-Ito Index - A de jure measure of financial openness -” (http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm, accessed on September 22, 2020)
- Daude, C. and Stein, E. (2007), “The quality of institutions and foreign direct investment,” *Economics and Politics*, No. 19, pp. 317-344.
- McQuade, Peter & Martin Schmitz (2016), “The great moderation in international capital flows: a global phenomenon?” European Central Bank, *Working Paper Series*, No. 1952, August, pp. 1-44.
- Warnock, Francis E. and Veronica C. Warnock (2006), “International Capital Flows and U.S. Interest Rates,” *NBER Working Paper*, No. 12560, October, pp. 1-44.