

世界貿易の停滞

～循環的要因か、構造的要因か～

小林 卓典／濱田 真也

要 約

2008年の世界金融危機後、世界貿易は一時的にV字型の回復を見せたが、その後、2011年から現在にかけて伸び率は鈍化し、危機前の勢いを欠いている。その背景を探るため、世界金融危機の前後に分けて輸入数量関数の推計を行った。その結果、2011年以降、ほぼ全ての主要国／地域において長期輸入弾性値が低下していた。

世界的に貿易と経済成長との関係が弱くなったのは、循環的要因あるいは構造的要因によるものか。それを考察するため、グローバル・バリュー・チェーンの影響、世界経済の需要構成の変化、さらに主要国における緊縮財政と中国経済の減速の影響など、様々な角度から検討した。

結論として、弾性値の低下は循環的要因によるものとは必ずしも言えず、構造的な要因も重なった複合的なものである。長期停滞の様相を呈してきた世界経済にとって、世界貿易の停滞は先行きへの不確実性を高め、金融政策に依存せざるを得ない主要国の政策当局に難しいかじ取りを迫っている。

目 次

- 1 章 世界貿易の停滞
- 2 章 輸入弾性値の低下
- 3 章 世界貿易の構造変化
- まとめ

1章 世界貿易の停滞

1. 2011年以降の変化

2001年のWTO加盟を契機に中国が世界の工場として台頭、先進国では不動産ブームの追い風を受けた欧米経済の景気拡大と先進国企業のグローバル・サプライ・チェーンの構築が進展し、2000年代の世界貿易は拡大を続けた。

しかし、2008年の世界金融危機で世界経済は大きな打撃を受け、主要国が財政・金融政策を全面的に発動した2009年から2010年にかけて、世界貿易は一時的にV字型の回復を見せた。しかし、その後、2011年から世界貿易の成長は鈍化し、伸びは勢いを失っていった（図表1）。

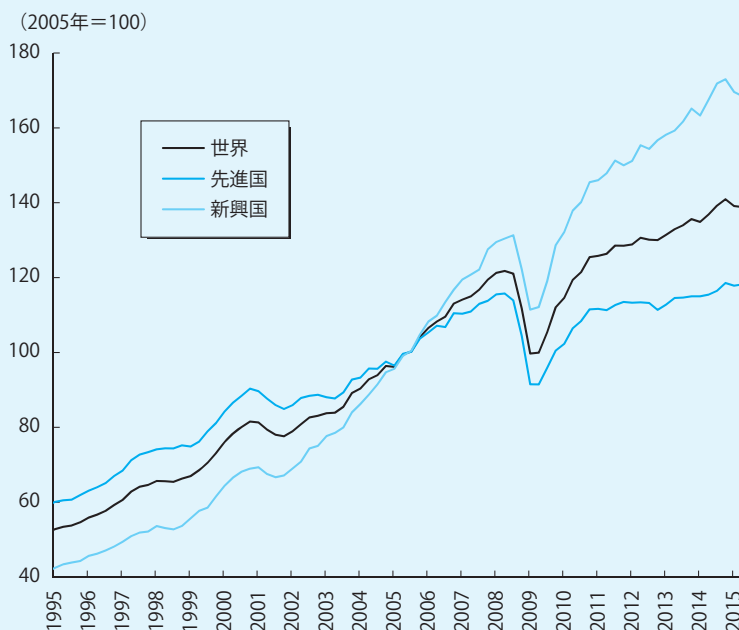
図表2は世界金融危機前の2002～07年と危機から回復した後の2011～15年第2四半期の主要国／地域の輸出入数量の伸び率を見たものである。

先進国の輸出数量は2002年から07年にかけて年率5.3%のペースで増加したが、2010年のV字回復を経て、2011年から15年前半にかけては年率1.3%と大幅に鈍化した。特にギリシャ問題を起点に財政危機が発生し域内貿易が低迷している欧州と、円安下で伸び悩む日本の輸出停滞が目立っている。

新興国では、2002～07年の輸出数量が年率11.2%増とハイペースで伸び、輸出主導の高成長を実現させたが、2011年以降は同4.0%の伸びに大きく減速した。その結果、世界全体の輸出数量の伸び率は2002～07年の7.6%に対して、2011年以降は2.6%へと大幅に低下した。

輸入数量についても同様に、主要国／地域における2011年以降の拡大ペースの鈍化が明らかであり、ここでも著しく低迷しているのが欧州である。

図表1 輸出数量の推移



(出所) オランダ経済政策分析局 “World Trade Monitor” から大和総研作成

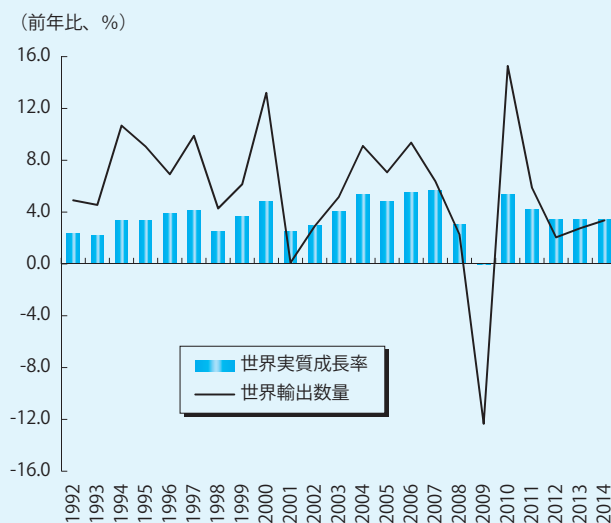
図表2 世界貿易量は 2011 年を境に大きく鈍化（年率増加率、%）

輸出数量	2002～2007 年	2011～2015 年 Q2
世界	7.6	2.6
先進国	5.3	1.3
米国	7.3	2.8
欧州	5.3	1.1
日本	8.8	0.2
新興国	11.2	4.0
アジア	14.3	4.3

輸入数量	2002～2007 年	2011～2015 年 Q2
世界	7.8	2.3
先進国	5.1	1.1
米国	6.1	3.1
欧州	4.9	0.0
日本	3.3	2.1
新興国	12.6	3.5
アジア	12.5	3.6

（注）輸出入数量の四半期データをタイムトレンドに回帰して求めた
（出所）オランダ経済政策分析局 "World Trade Monitor" から大和総研作成

図表3 世界の実質成長率と輸出数量



（出所）Haver Analyticsから大和総研作成

1990 年代以降、世界的に影響を及ぼす金融・通貨危機が発生しない限り、貿易量の伸び率は経済成長率を大幅に超過してきた（図表3）。その背景には旧ソ連や中国の市場経済参入や、世界的なグローバル・サプライ・チェーンの進展がある。世界貿易量が経済成長率を下回った例外的な時

期は、ITバブルが崩壊した2001年と世界金融危機により世界的に需要が一気に喪失した2009年のみである。

しかし、2012年から14年にかけて、小幅ながら3年連続で貿易量が成長率を下回る状態となっている。

こうした世界貿易の停滞をもたらした原因として、欧州経済の不振、中国経済の減速など需要側からの循環的要因と何らかの構造的要因、あるいは主要国で続く低インフレと低成長によって特徴づけられる長期停滞説にも合致した要因が影響しているものと考えられる。

2章 輸入弾性値の低下

1. 輸入数量関数の推計

本章では、世界貿易の停滞をもたらした構造的要因に焦点を当て、2008年の世界金融危機とその後のV字回復を経て、貿易とGDPの関係自体に何らかの差異が生じたのかを定量的に検証することを試みる。

ここでは、まず、貿易の代理変数として輸入数量を用いることとし、GDPとの関係を輸入数量関数で表す。輸入数量関数には、Constantinescu et al. (2015)と同様に、実質GDPを説明変数とする誤差修正モデル(ECM)を仮定した。このとき、輸入数量関数は、(1)式のように表される。

$$\Delta \ln m_t = \alpha + \beta \Delta \ln y_t + \gamma \ln m_{t-1} + (\delta/\gamma) \ln y_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

ここで、 m_t は各四半期での輸入数量を、 y_t は各四半期での実質GDPを表す¹。これらの一部にかかっている Δ は、前期との差分を取る演算子である。また、 ϵ_t はモデルの誤差項を表す。

ECMは、輸入数量と実質GDPとの間に安定した長期的な関係があることを前提としている。(1)式は、以下のように書き直すことで、短期

的な関係に加え、両者の長期的な関係を直接的に表すことができる。

$$\begin{aligned} \Delta \ln m_t &= \alpha_1 + \beta \Delta \ln y_t + \gamma [\ln m_{t-1} + (\alpha_2/\gamma) \\ &\quad + (\delta/\gamma) \ln y_{t-1}] + \epsilon_t \\ \alpha &= \alpha_1 + \alpha_2 \end{aligned} \quad (2)$$

つまり、両者の長期的な関係が以下の(3)式のように表されるとすると、

$$\ln m = -(\alpha_2/\gamma) - (\delta/\gamma) \ln y \quad (3)$$

(2)式の大かっこ([])内には、1期前における両者の長期的な関係からの乖離が表れる。このとき、大かっこの係数 γ がマイナスであれば、この乖離を修正するように輸入数量が変化する。

このように、ECMを仮定した場合の輸入数量は、「各期の実質GDPの変化に対応する短期的な動き」に加えて、「実質GDPとの間の長期的な関係に回帰する動き」によって変化する。

前者の感応度は、(2)式の β によって表される。 β は各期の実質GDPの変化率に対する輸入数量の変化率を表し、「短期輸入弾性値」と呼ぶ。後者における回帰の速さは、(2)式の $-\gamma$ によって表され、これを「乖離修正速度」と呼ぶ。

一方で、両者の長期的な関係は、(3)式の $-(\delta/\gamma)$ によって表される。 $-(\delta/\gamma)$ は、長期的な関係での実質GDPの変化率に対する輸入数量の変化率を表し、これを「長期輸入弾性値」と呼ぶ。

本章の分析で明らかにしたいことは、両者の関係を表すこれらのパラメータがどう変化したかということである。中でも、特に興味があるのは、両者の長期的な関係を表す長期輸入弾性値である

1) 本章での分析に用いたデータの作成方法の詳細については、【補足1】を参照。

う。世界のGDPが今後回復したとすると、それほど貿易が増えていくだろうか²、というような長期的な見通しを考える際には、これが関係するためである。よって、本章でも長期輸入弾性値の変化を中心に追うこととする。

ここでは、世界全体に加え、先進国、新興国に分けての分析も行った。また、先進国については、米国、欧州、日本を、新興国については、アジア新興国、中国を個別に分析対象に加えた。

なお分析期間は、2008年からの世界金融危機とその後の回復期を除いた、2001～07年（前期）と2011～13年（後期）の2期間とし、それぞれの期間で輸入数量関数（（2）、（3）式）を推定した。

Constantinescu et al.（2015）は、輸入数量関数の推定について、後期の分析期間を2008年からとしているが、世界金融危機のようなショック

が発生する場合、輸入弾性値が大きくなることは経験的に明らかであるため、本章では2011年からとした³。

2. 弱まった世界貿易と経済成長の関係

推定結果の詳細は、図表4に示したとおりである。

まず、長期輸入弾性値の推定結果であるが、世界全体で見れば、後期において大きく低下していることが分かる。【補足2】で触れているが、前期と後期の間に構造変化の存在が確認されていることから、後期において貿易とGDPとの間の長期的な関係が弱まった可能性が示唆される。

言い換えれば、世界全体のGDPが今後1%増加した場合、前期までの関係が維持されていれば、貿易が約1.7%増加すると考えられたが、後期の

図表4 主要国／地域の輸入数量関数の推定結果

国／地域	長期輸入弾性値 ($-\delta/\gamma$)		短期輸入弾性値 (β)		乖離修正速度 ($-\gamma$)	
	2001年Q1 ～ 2007年Q4	2011年Q1 ～ 2013年Q4	2001年Q1 ～ 2007年Q4	2011年Q1 ～ 2013年Q4	2001年Q1 ～ 2007年Q4	2011年Q1 ～ 2013年Q4
世界全体	1.71 ***	0.8 ***	1.96 ***	1.27 **	0.43 ***	0.8 ***
先進国	1.79 ***	0.01	2.18 ***	1.24	0.45 ***	0.45
米国	2.08 ***	0.87 ***	1.32	0.07	0.48 ***	0.85 **
欧州	0.66 ***	-0.58 ***	0.5	1.16 ***	0.41 ***	0.43 ***
日本	1.89 ***	1.41 **	0.77	0.54	0.31 **	0.44
新興国	1.81 ***	1.01 ***	1.39 **	1.31 **	0.23	0.91 ***
アジア新興国	1.36 ***	0.64 ***	0.47	0.97	0.18	0.96 **
中国	1.12 ***	0.8 ***	0.52	0.25	0.58 **	0.92 **

（注1）*** は1%、** は5%、* は10%有意水準で、「係数がゼロに等しい」という帰無仮説が棄却されたことを示す

（注2）（2）式の誤差項は、平均ゼロのホワイト・ノイズを仮定している。「誤差項が自己相関を持たない」という帰無仮説は、Breusch-Godfrey 検定（ラグ次数は2）により、2001年Q1～2007年Q4の日本とアジア新興国を除いて、5%の有意水準で棄却されなかった。一方、「誤差項が均一分散である」という帰無仮説は、White 検定により、全ての系列において、5%の有意水準で棄却されなかった

（出所）オランダ経済政策分析局、IMF、"China Customs Statistics" から大和総研作成

2) Constantinescu et al.（2015）にも指摘されているが、実際は、GDPは貿易の外生変数ではなく、これらは共に依存し合う関係にある。

3) 本章での輸入数量関数の推定における前提については、【補足2】を参照。

図表5 世界全体の長期輸入弾性値に対する主要国／地域別の寄与度分解

国／地域	輸入数量シェア		実質GDP変化率の 世界全体比		長期輸入弾性値		世界全体の長期輸入弾性値 に対する寄与度		
	2001年Q1 ～ 2007年Q4	2011年Q1 ～ 2013年Q4	2001年Q1 ～ 2007年Q4	2011年Q1 ～ 2013年Q4	2001年Q1 ～ 2007年Q4	2011年Q1 ～ 2013年Q4	2001年Q1 ～ 2007年Q4	2011年Q1 ～ 2013年Q4	差
世界全体	1.00	1.00	1.00	1.00	1.71	0.80	1.71	0.80	-0.91
先進国	0.64	0.52	0.73	0.67	1.79	0.01	0.83	0.00	-0.83
米国	0.16	0.13	0.60	0.49	2.08	0.87	0.19	0.06	-0.14
欧州	0.30	0.24	1.46	0.76	0.66	-0.58	0.29	-0.10	-0.40
日本	0.05	0.04	0.32	0.33	1.89	1.41	0.03	0.02	-0.01
新興国	0.36	0.48	1.52	1.41	1.81	1.01	1.00	0.68	-0.31
アジア新興国	0.19	0.26	1.95	1.56	1.36	0.64	0.51	0.26	-0.26

(注1) 長期輸入弾性値は、(3)式で各主要国／地域で個別に推定したものであるため、「世界全体の長期輸入弾性値に対する寄与度」において、例えば、先進国と新興国を合計したものが世界全体とは一致しない

(注2) 図表4のとおり、先進国の2011年Q1～2013年Q4における長期輸入弾性値は、有意な推定値が得られなかった(出所) オランダ経済政策分析局、IMFデータから大和総研作成

状況が継続すれば、その半分以上の約0.8%の増加にとどまるということになる。

また、この変化が、対象とした主要国／地域で、均一的といえる様子で発生していることも注目される。このことは、国／地域を問わず、貿易とGDPの長期的なリンクが弱まっていることを示唆する結果であろう。

この状況をより詳細にみるために、世界全体の長期輸入弾性値を各主要国／地域で分解する。

$$\frac{\Delta \ln m_t^w}{\Delta \ln y_t^w} = \sum_{i=1}^N \left(\frac{m_t^i}{m_t^w} \right) \left(\frac{\Delta \ln y_t^i}{\Delta \ln y_t^w} \right) \left(\frac{\Delta \ln m_t^i}{\Delta \ln y_t^i} \right) \quad (4)$$

(4)式は、Constantinescu et al. (2015) に倣った。添え字 w は世界全体を表すものとし、添え字 i は各国／地域を表す。また、世界全体は N 個の国／地域で構成されるものとしている。

これより、世界全体の輸入弾性値に対する各国／地域の寄与度は、輸入数量シェア、実質GDP変化率の世界全体比とおおのの輸入弾性値をか

けたものとなる。そこで、世界全体の長期輸入弾性値を、これらの各数値が得られる、中国を除いた主要国／地域で分解した(図表5)。

この結果から、世界全体の長期輸入弾性値の低下に最も影響していたのは、欧州であったことが読み取れる。次いで影響していたのは、アジア新興国であった。おのおのの内訳を見ると、欧州については、実質GDPの成長が世界全体に比べて減速したこと、長期輸入弾性値が大きく低下したことが原因となっていることが分かる⁴⁾。一方で、アジア新興国については、その他の主要国／地域とは違って輸入数量シェアは拡大したものの、欧州と同様に残り二つの要素が大きく低下したことが原因となっている。

3. 世界貿易の短期的な変化の分析

再び図表4に戻ると、短期輸入弾性値については、多くの主要国／地域において有意な係数が両期間そろって得られなかったが、世界全体で見れば低下したと言える。ただし、新興国においては

4) ただし、欧州の後期の長期輸入弾性値は負の推定値が得られている。これは、GDPが成長すると輸入数量が減少するという関係を示唆するものであるが、この点についての解釈は難しく、推定値の妥当性を割り引いて考える必要はある。

大きな低下は見られず、先進国における低下が、世界全体の低下に影響していたものと推測される。

ここで、構造的要因から少し視点を変えて、この短期輸入弾性値の低下が、輸入数量の平均変化率の低下にどれほど影響を与えたかを見てみる。(2) 式の平均を取ると、(5) 式のような関係が得られる⁵。ここで、 $\mu_{\Delta \ln m}$ は輸入数量の平均変化率を、 $\mu_{\Delta \ln y}$ は実質 GDP の平均変化率を表すものとする。

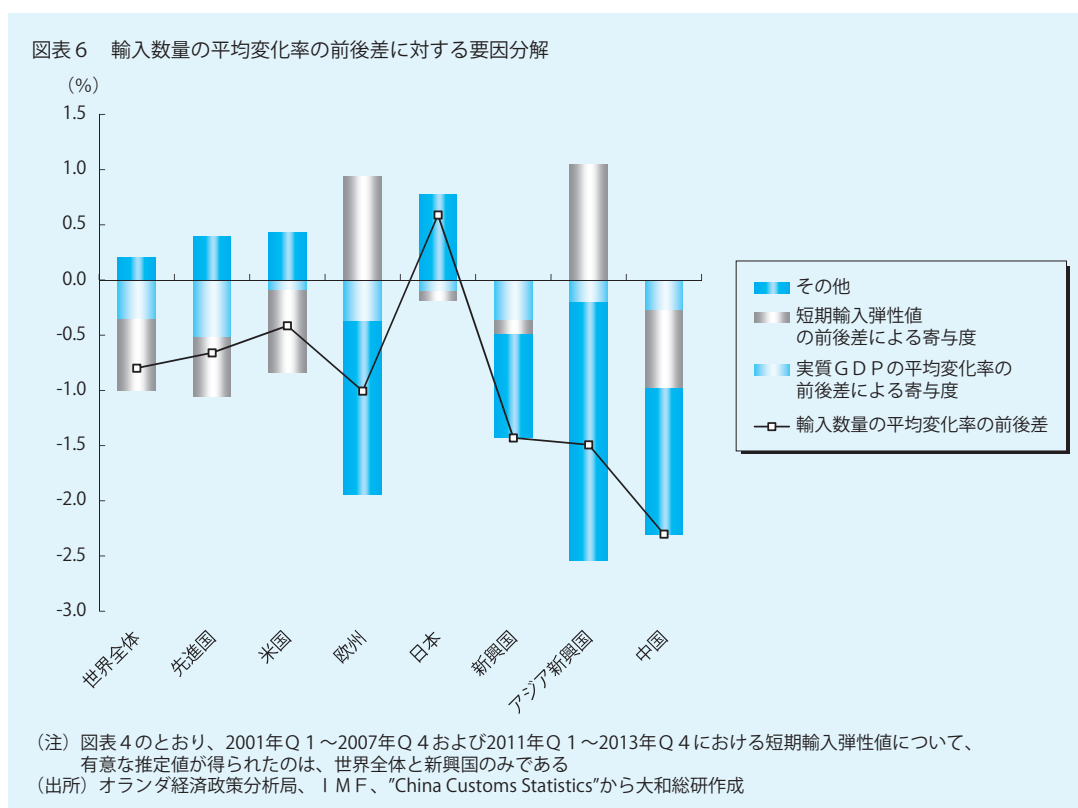
$$\mu_{\Delta \ln m} = \alpha_1 + \beta \mu_{\Delta \ln y} \quad (5)$$

さらに、(5) 式の関係が前期、後期について得られれば、(6) 式のように、輸入数量の平均

変化率の前期(添え字 A)と後期(添え字 B)の差に対する、短期輸入弾性値の差と実質 GDP の平均変化率の差による寄与度を考えることができる。前者は(6) 式の右辺第 2 項に、後者は右辺第 3 項にそれぞれ表れる。

$$\mu_{\Delta \ln m}^B - \mu_{\Delta \ln m}^A \approx (\alpha_1^B - \alpha_1^A) + (\beta^B - \beta^A) \mu_{\Delta \ln y}^A + \beta^A (\mu_{\Delta \ln y}^B - \mu_{\Delta \ln y}^A) \quad (6)$$

(6) 式を各主要国/地域について計算した結果は、図表 6 のとおりである。これら二つの要素だけで表せない部分も大きい⁶、世界全体の輸入数量の平均変化率が低下したことについては、



- 5) これは、 $\ln m_t$ と $\ln y_t$ が 1 階差を取ると定常になり、かつ共和分関係を持つことを前提としている。このことから、(2) 式の各項について一定の平均を定義でき、さらに、右辺第 3 項および第 4 項(誤差項)の平均はゼロと仮定しているので、(5) 式のように書ける。 $\ln m_t$ と $\ln y_t$ がこれらの前提を満たすかの確認については、【補足 2】を参照。
- 6) 図表 6 の「その他」の部分は、(6) 式の第 1 項、短期輸入弾性値の差と実質 GDP 平均変化率の差の相互作用分、その他誤差が含まれていると考えられる。図表 4 のとおり、短期輸入弾性値について、前期、後期ともに有意な推定値が得られたのは世界全体と新興国のみであるため、これらの地域以外の要因分解については、妥当性は高くないと考えられる。

実質GDPの成長の減速よりも、短期輸入弾性値の低下による影響が大きいことが示唆される。もう一つ有意な短期輸入弾性値の推定値が得られた地域である新興国については、実質GDPの成長の減速による影響がより大きいことが分かる。

最後に、長期的な関係への回帰速度である乖離修正速度は、先に見た長期・短期輸入弾性値の低下とは反対に、金融危機後に多くの主要国／地域において上昇したことが分かる。このことと、短期輸入弾性値が低下したことを併せて考えれば、貿易の変化は、各期のGDPの変化に対応する短期的な動きが縮小し、GDPとの間の長期的な関係へより素早く回帰するものに推移したことが推測される。

3章 世界貿易の構造変化

1. グローバル・バリュー・チェーン

グローバル・バリュー・チェーン（Global Value Chain、以下、GVC）は、各国の企業が国内外の生産工程を見直し、最適化を図るために国境を越えて生産・サービス拠点を配置し、グローバル市場からの利益を最大化するために世界的に進展した。情報通信技術の飛躍的な進歩、輸送コストの低下、中国の市場経済参入等による安価な労働コストの活用機会の広がりとも相まって、1990年代からGVCの構築が加速したといわれている。

2000年代の輸入弾性値が高かった時期はGVCの構築が積極化した時期とも重なっている。GVCが輸入弾性値を上昇させた背景について、Gangnes (2015) は次の3つの要因を挙げている。

①導入効果（adoption effect）：GVCを導入し、国境を越えて生産工程を分断化することによ

り、中間財等の輸出が増加し弾性値が上昇する。
②構成効果（composition effect）：グローバル企業が所得弾性値の高い、特に耐久財の分野でGVCを積極的に展開することにより、耐久財の貿易シェアが高まり、弾性値が上昇する。
③サプライ・チェーン効果：意図せざる需要減少に直面した川下産業は中間財等の輸入抑制を迫られるが、GVC関連貿易は海外の所得減少に対する感応度が非GVC貿易よりも大きく、在庫調整が速やかに行われる。

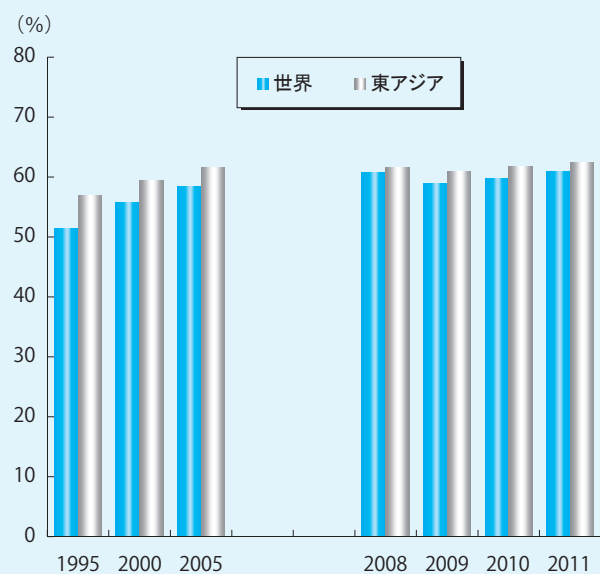
そうすると世界金融危機以降、輸入弾性値が低下したことについて、グローバル企業によるGVCの導入スピード、国境を越えた生産工程の分断化、あるいはGVC関連貿易に何らかの変化が生じた可能性がある。

それを確認するため、OECD-WTOの“Trade in Value-Added”のデータセットに基づいて、GVC関連貿易の時系列的な変化をみることにする。

ここでGVC関連貿易と定義したものは、①自国が輸出を行うために海外から輸入した中間財や資本財等の付加価値、および②自国が輸出したもののうち、海外が輸出を行うために使用した中間財や資本財の付加価値の2つである。ただし、残念ながらOECD-WTOのデータは、2006～07年が欠如した不連続なものであり、しかも最新データは2011年となっている。

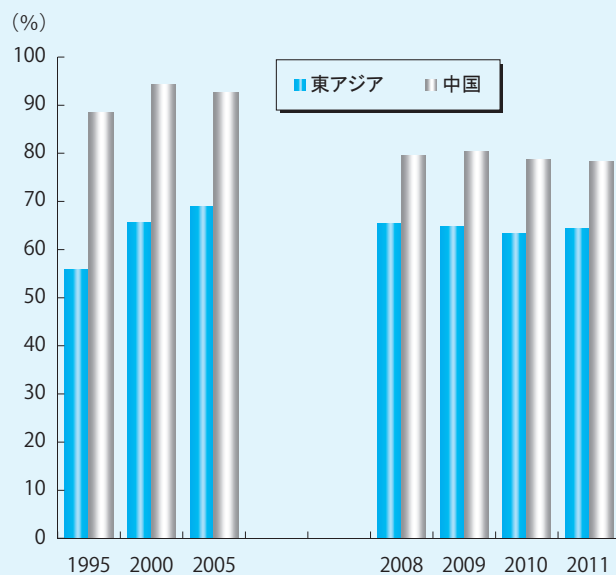
図表7は製造業について、世界と東アジアのGVC関連輸出の総輸出に対するシェアを見たものである。1995年以降、GVCの進展とともにシェアは上昇し、世界金融危機を経てGVC関連の輸出シェアの上昇はストップし、ほぼ横ばいで推移している。2011年以降もその状況に変化がないとすれば、世界金融危機がGVC構築の動きに何

図表7 GVC関連輸出のシェア（製造業）



(注) 総輸出に対するシェア、石炭・石油製品を除く製造業、東アジアは日本を除く
 (出所) O E C D - W T O "Trade in Value-Added"から大和総研作成

図表8 GVC関連輸出のシェア（電気・精密機械）



(注) 総輸出に対するシェア、東アジアは日本を除く
 (出所) O E C D - W T O "Trade in Value-Added"から大和総研作成

らかの影響を及ぼし、世界貿易の停滞の一つの要因となった可能性がある。

同様に、図表8は、GVCが進展する中であって国際的な分業が最も進んだと考えられる電気・精密機械について、東アジアと中国のGVC関連の輸出シェアを見たものである。中国のGVC関連の輸出シェアは、2000年代初めには早々とピークアウトしたもようであり、世界金融危機以前から中国における中間財の調達・供給を巡るGVCの役割と垂直統合のスピードが変化していたようである。

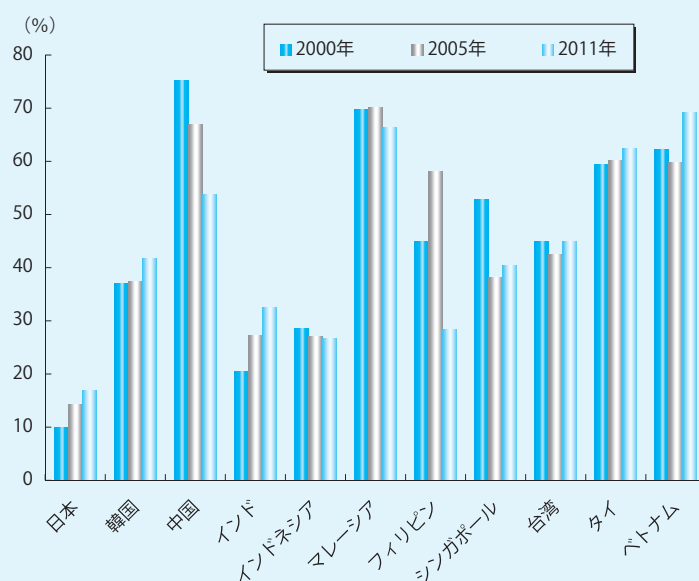
2001年のWTO加盟を契機に対内直接投資が拡大した中国は世界の工場としての地位を確立したが、急速な労働コストの上昇から競争力を徐々に喪失していった。一方、所得向上による中間層の拡大は、最終財の需要を輸出から中国国内向けにシフトさせることになり、中国におけるGVC関連輸出のシェアが低下することになったものと考えられる。

また、直接投資の拡大により中国に生産拠点の集積が進んだ結果、中間財や資本財の中国国内での調達が可能となり、海外からの輸入への依存度が低下したことも世界の貿易量に影響を与えた可能性がある。

図表9は電気・精密機械産業について、各国が輸出を行うために、どの程度海外からの輸入財に依存しているかを付加価値のシェアで表したものである。これによれば2000年以降、中国は輸出を行うための輸入財への依存度が急速に低下していることから、自国内での部品等の調達比率を上昇させたことが分かる。

このようにGVCの進展スピードの鈍化は世界貿易の停滞について何らかの影響を与えていると考えられるものの、その変化は世界金融危機前から生じているため、近年の輸入弾性値の低下を説明するにはさらに実証研究が必要である。

図表9 輸出に必要な輸入財の付加価値シェア（電気・精密機械）



(出所) OECD-WTO "Trade in Value-Added" から大和総研作成

2. 最終需要の構成変化

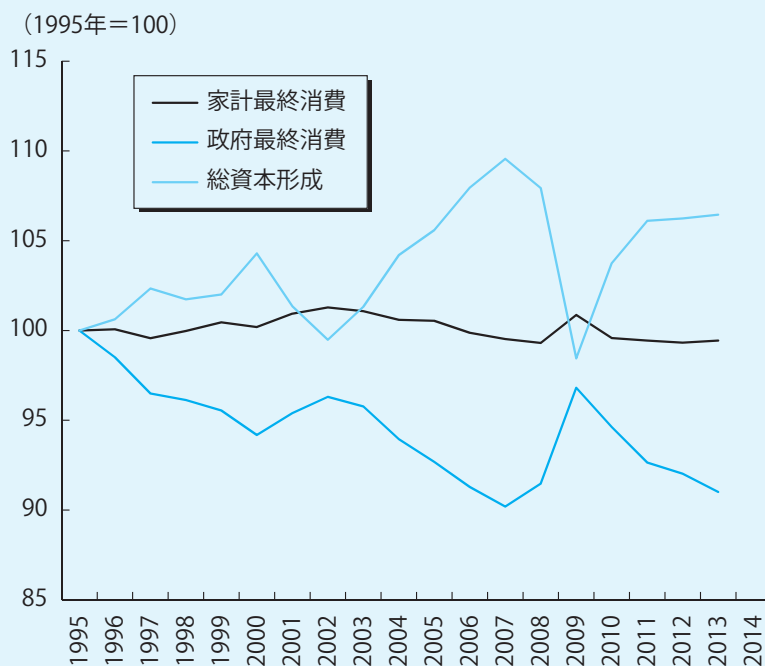
輸入弾性値の変化について、世界経済の需要構成の変化が与えた影響はどうであろうか。一般的に輸入への依存度は、政府消費、家計消費、設備投資など資本形成の順に高くなるであろう。もし世界の需要構成における資本形成のシェアが低下し続けていけば、投資の停滞が輸入弾性値低下の一つの根拠となり得るだろう。

図表 10 は、世界の実質 GDP における総固定資本形成、家計消費および政府消費のシェアの変化を見たものだが、総資本形成のシェアは、世界金融危機の影響を受けて 2009 年に大きく低下し、V 字型の上昇を示した後は安定している。家計消費のシェアはほぼ一定であり、輸入依存度が低いと政府消費は低下している。そのため需要

構成の変化が 2011 年以降の弾性値の低下につながった要因とみなすことは難しい。

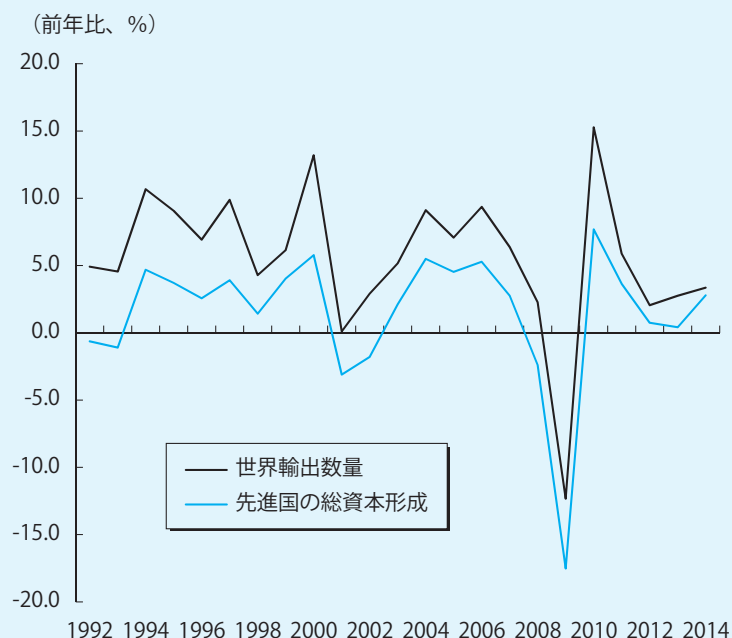
ただし、図表 11 に示すように、先進国の総資本形成と世界輸出数量との間に密接な連動性がある。投資と貿易量の連動性の強さは景気循環の側面から説明されるべきことであり、弾性値の変化と直接結び付けることはできないが、世界金融危機以降の欧州や日本など先進国で長引く投資需要の停滞が輸入弾性値の変化に影響している可能性は排除できない。

図表10 投資と消費のシェア（対世界GDP）



(注) 対実質GDP比を95年を100として指数化
(出所) Haver Analyticsから大和総研作成

図表11 世界貿易と先進国投資の連動性



(注) 総資本形成の変化率はIMFの投資/GDP比と先進国実質成長率を基に作成

(出所) Haver Analyticsから大和総研作成

3. 主要国の緊縮財政

世界貿易が欧州経済の低迷と中国経済の減速から強い影響を受けているのは明らかだが、双方とも一時的な需要側から生じた景気循環的な景気減速と片付けてしまうのには無理があるのではないか。

主要先進国について世界金融危機後の緊縮財政が経済成長の加速を阻む要因となっている。きっかけは、緊縮財政が主要国で合意されたことである。世界金融危機後、2008年から09年にかけて米国や英国で開催された20カ国・地域首脳サミット（G20）の主要テーマは、一貫して「世界金融危機からの脱却と回復」であり、財政・金融政策による強力な刺激策が各国の協調の下で実施された。

しかし、危機が徐々に収束に向かい、回復への道筋が見え始めた2010年6月のトロント・サミットでは、「必要な国で健全化が行われないことが、信認を損ない、成長を阻害するリスクがある。このバランスを反映し、先進国は、2013年までに少なくとも赤字を半減させ、2016年までに政府債務の対GDP比を安定化又は低下させる財政計画にコミットした」と、緊縮財政に方向転換することが確認された。これによって主要先進国は、量的緩和など非伝統的金融政策への依存を必然的に深めていくことになる。

その後も主要先進国は緊縮策を堅持する姿勢を基本的に変えず、特にユーロ圏では緊縮財政を堅持し、南欧周縁国の景気回復を不必要に遅らせてきたとの印象は否めない。域内貿易の大きさ故にピーク時には世界貿易の3分の1近くを占めた欧

州経済が、世界貿易の停滞を打開する一つの鍵を握っているが、緊縮財政を転換する、あるいはユーロ圏が財政統合を進めドイツから景気停滞に直面した国へ財政的なサポートが行われる制度改革を行う可能性は、現時点では低いと言わざるを得ない。

4. 中国経済の減速

中国の輸入数量は2015年に入り、2四半期連続で減少している。2009年以来となる前年割れが生じた理由について、過剰生産能力に起因する固定投資への調整圧力が厳しくなっていると考えられる。公式統計では7%台の成長を続ける中国経済だが、2015年は7%を割る公算が大きくなっている。従来想定されていた以上に早い段階で経済成長率の低下が前倒しで訪れた可能性がある。

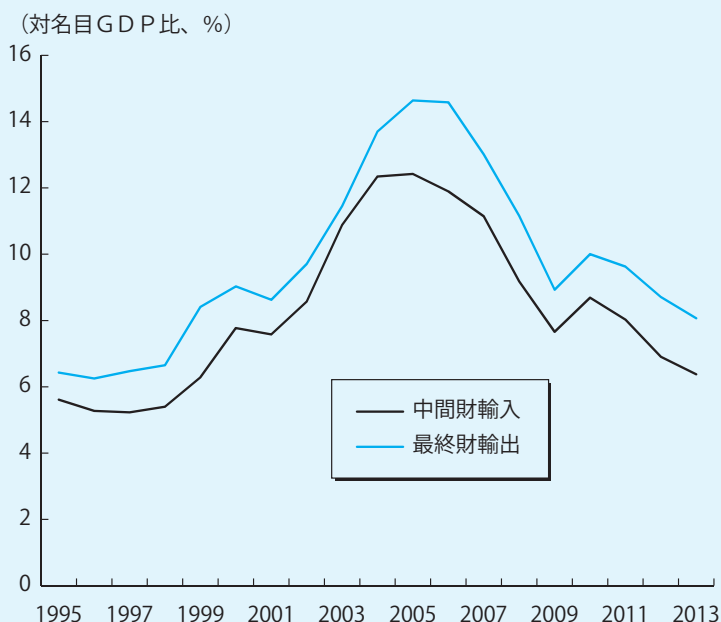
先進国の低成長に中国の減速が加わった結果、

2015年に入り、韓国、台湾、シンガポール、タイ、さらに自国通貨が大幅に減価したインドネシア、トルコ、ブラジル、ロシアといった資源国など、多くの新興国に輸出不振が広がっている。グローバル・サプライ・チェーンが世界に広く構築されたが故に、中国の需要減少が各国の生産調整に結び付き、輸出減少を招いている側面がある。

問題は中国経済の減速による世界貿易への影響がどの程度長期化するのかである。景気減速に対して中国政府は政策を発動し、短期的に景気を浮揚させることは十分に可能だろう。実際に足元では金融緩和の効果によって、住宅不動産市場に底入れの動きが広がっている。

しかし中国政府が過剰生産能力を削減するためには構造調整に本格的に取り組む必要がある。ただし、構造調整による国有企業の統廃合、不採算

図表12 中国の中間財輸入と最終財輸出



(注) 化学、窯業土石、鉄鋼・非鉄・金属、一般機械、電気機械、輸送機械を対象とした

(出所) 経済産業研究所 TID2013、Haver Analyticsから大和総研作成

部門からの撤退によって中国経済に加わる景気の下降圧力はむしろ高まることになるだろう。現在の中国経済の減速を一過性のものと捉えることは難しくなりつつある。

構造調整のショックを吸収するためには、金融緩和を行うとともに、人民元を切り下げ、輸出をテコ入れすることが不可欠になる。

図表 12 に示したように、中国の中間財輸入と最終財の輸出（対名目 GDP 比）は世界金融危機前にピークを打ち低下し続けている。これは一面において、中国の内需が拡大した結果ではあるが、中間財を輸入し、最終財に加工して輸出する世界の工場としての役割は既に過去のものとなっている。

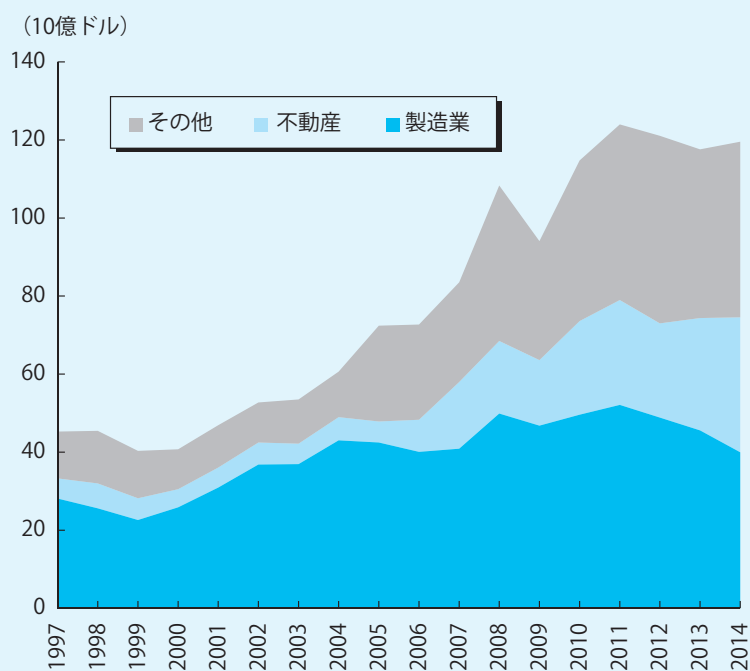
また中国への製造業向け直接投資は、2012 年以降、3 年連続で減少し、中国離れが進んでいる。

急速な労働コストの上昇や、割高となった人民元の実効為替レートなどが、製造拠点としての中国の優位性を低下させている（図表 13）。

2015 年 8 月に突如実施された人民元切り下げは、小幅すぎて輸出の拡大には不十分であろう。構造調整を進め、投資主導から消費主導への転換は長年の政策課題だったが、これまで期待通りに進展したとは言い難い。したがって、経済成長率の下降を回避する必要性が高まるほど、人民元の切り下げは今後もくすぶり続けるだろう。

中国が人民元を切り下げ、経済成長の減速に歯止めをかけることは、世界貿易にとってプラスの面もあるが、世界経済が人民元の切り下げを許容できるかどうか、現状は複雑な面を併せ持っている。

図表13 中国への直接投資の推移



(出所) C E I C から大和総研作成

まとめ

2011年以降の世界貿易の停滞について様々な角度から検討した。その原因は一時的に生じた循環的要因によるものとは必ずしも言えず、構造的な要因も重なった複合的なものであると考えられる。長期停滞の様相を呈してきた世界経済にとって、世界貿易の停滞は、先行きの不確実性を高め、金融政策に依存せざるを得ない主要国の政策当局に難しいかじ取りを迫っている。

【補足1】2章での分析に用いたデータの作成方法について

2章で用いた輸入数量および実質GDPの四半期データの作成方法と、そのデータを使った分析における制約について記載する。

輸入数量は、中国を除く地域については、オランダ経済政策分析局（CPB）の世界貿易モニターから得られる月次の輸入数量（2005年を基準年として基準化したもの、季節調整済み）を各四半期で単純平均した。中国については、“China Customs Statistics”から取得した月次の輸入金額を輸入価格指数で割ったものを各四半期で単純平均した。さらに、他の地域と合わせるため、2005年を基準年として基準化し、季節調整した。

実質GDPは、米国、日本、中国については、IMFの国際金融統計から得られる各四半期の実質GDP（2010年を基準年として基準化したもの、中国を除き季節調整済み）を利用した（中国については、別途季節調整）。これらを除く地域については、同統計におけるデータの制約により、各四半期の成長率（前年同期比）のみしか得られない。このため、2010年の各四半期での輸入数量に対して、前後の成長率を順次適用して作成した系列を季節調整した。

この処理は、2010年の各四半期での実質GDPと輸入数量が平行に推移するという仮定に基づくものである。この仮定の妥当性を検証するため、この方法によって得られた各四半期の実質GDPから計算した年次成長率と、国際金融統計から得られる年次成長率とを比較したところ、ほぼ同じ結果が得られることが確かめられた。

これらのデータのサンプル期間は、データの取得が可能であった2001～13年とした（ただし、中国はデータの制約上、2005～13年とした）。

他にも、輸入数量、実質GDPとで異なった統計からデータを取得したことによる、データの作成上の注意点がある。2章で対象とした地域（個別国を除く）は、「世界全体」「先進国」「新興国」「欧州」「アジア新興国」であるが、これらの地域でカバーされている国が、CPBとIMFの統計で若干異なっている。両方で結果に影響を与えそうな主要な国での差異はないことは確認したが、この点についてはあらかじめ断っておく。

また、輸入数量、実質GDPともに、基準年を設けて基準化した系列である。このため、これらの系列を用いた輸入数量関数の定数項の推定値は、実水準を用いた場合の推定値とは異なる。しかし、2章で扱ったパラメータについては、基準化したことによる影響はないと考えられる。

【補足2】2章での輸入数量関数の推定における前提について

2章では、輸入数量と実質GDPとの間の関係を考える上で、ECM型の輸入数量関数を仮定した。そして、データのサンプル期間から世界金融危機とその後の回復期を除いた、2001～07年（前期）と2011～13年（後期）の2期間について、それぞれ輸入数量関数を推定し、得られたパラメータを比較した。

2期間をこのように分けたのは、世界金融危機とその後の回復期で、両者の各系列およびそれらの関係に何らかの構造変化が生じている可能性を

考慮したためである。この前提の下で、両期間における輸入数量関数のパラメータの推定値の差異をもって、先述した両者の関係に何らかの変化があったのかを検証している。

このため、推定結果を解釈する際には、この前提がどれほど確かであることを確認しておく必要がある。データのサンプル期間で両者の関係に構造変化が認められないとなれば、上記の2期間で異なったパラメータが推定されても、異なったものとして考えることが難しくなるためである。

これについては、本文の推定式（（2）、（3）式）に対して Stepwise Chow 検定を行った⁷。この結果、対象とした主要国／地域において、2008年第4四半期～09年第2四半期を中心に構造変化が確認された。これらの変化点は、世界金融危機に関連するものと考えられるが、各主要国／地域でばらつきがあったため、その点を考慮して、分析期間の設定を行った。

一方で、そもそも、輸入数量関数をECMで定式化するためには、輸入数量（対数）および実質GDP（対数）が、例えば、①1階差が定常な過程となること、②共和分関係を持つこと——の2つの性質を満たすことが必要である。

紙面の都合により詳細は割愛するが、まず、全サンプル期間において、両系列に対して単位根検定⁸を行ったところ、全ての系列が①の性質を満たすことが確認された。そこで、共和分検定⁹を行ったところ、日本を除く系列で②の性質が満た

7) 「構造変化がない」という帰無仮説を、F値が1%有意水準で棄却した期間とした。

8) Augmented Dickey-Fuller 検定等による。系列の形状から、レベルについては「定数項のみ」と「定数項＋トレンド」、1階差については「定数項なし」と「定数項のみ」のパターンで検定した。ラグ次数は、シュワルツ情報量基準で選択した。「単位根を持つ」という帰無仮説を、検定統計量が5%有意水準で棄却するかどうかを検定した。臨界値は、McKinnon (1996) による。

9) 両系列が①の性質を満たしたため、Engle-Granger テストを行った。系列は回帰式の誤差項であるため、「定数項なし」のパターンで検定した。ラグ次数は、シュワルツ情報量基準で選択した。「回帰式の誤差項が単位根を持つ」という帰無仮説を、検定統計量が5%有意水準で棄却するかどうかを検定した。臨界値は、Davidson and McKinnon (1993, Table20.2) による。

されなかった¹⁰⁾。

次に、前期と後期に分けて、同様の検定を行った。①については、前期では先進国の実質GDPと新興国の輸入数量、後期では先進国と欧州の実質GDPを除き、全ての系列で満たされることが確認された。そこで、①を満たす系列に対して②の検定を行ったところ、前期については、世界全体、欧州、中国、後期については、米国、日本、新興国、アジア新興国において満たされることが確認された。

ただし、前期、後期に分けた検定は、サンプル数が特に少ないという問題がある。前期は28サンプル（中国は12サンプル）で、後期はわずか12サンプルしかいないため、このような検定結果自体の確かさについても、本来ならば検証しなければならないと思われる。

以上、本文で暗黙のうちに置いていた前提は、全ての期間・系列で満たされているわけではないことが確認された。このことは分析結果の解釈を限定的にするものであるが、本文では、これらの前提を満たすものとして議論を進めている点を、ここに断っておく。

10) これらの結果に対しては、系列に構造変化の存在が疑われること、また、季節調整が加えられていることによるバイアスがあると考えられるが、ここではこの点を考慮していない。

【参考文献】

- Byron Gangnes, Alyson C Ma and Ari Van Assche (2015) ,“Global value chains and the trade-income relationship: Implications for the recent trade slowdown”, The Global Trade Slowdown: A New Normal?, A VoxEU.org eBook
- Constantinescu, C, A Mattoo and M Ruta (2015) , “The Global Trade Slowdown: Cyclical or Structural?”, IMF Working Paper No. 15/6
- Davidson, R. and Mackinnon, James G., “Estimation and Inference in Econometrics”, Oxford University Press, 1993
- MacKinnon, James G., “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests”, Journal of Applied Econometrics, 1996, vol.11, no.6, pp. 601-618

[著者]

小林 卓典（こばやし たくのり）



経済調査部長

濱田 真也（はまだ しんや）



経済調査部
 研究員（日本取引所グループより
 出向）
 担当は、日本経済、株式市場