

(論文)

マンデル・フレミングモデルとその評価

田 端 克 至

概要

本論文では、マンデル・フレミングモデルの妥当性について検証した議論を整理し、実際に日本経済への応用を試みた。マンデル・フレミングモデルには、現実経済を説明するだけの有効性があると結論づけている。具体的には、BQ (Blanchard-Quah) 法を用いて、この理論の妥当性を検証した。

1 マンデル・フレミングモデル

本論文では、マンデル・フレミングモデル (Mundell-Fleming Model 以下MFモデルと呼ぶ) の現実経済への説明力を検証した議論を整理し、最後に日本経済に適応して検討する。

マンデル・フレミングモデルは、IS-LMモデルのオープンマクロ版としての意味を持っている。

IS-LM 分析で強調されるように、そこでは財政・金融両政策の有効性が組み込まれており、その効果の程度は、両曲線の形状によって異なってくる。また、貨幣は中立的ではなく、実物市場と金融市場は相互に影響しあう経済モデルである。

MF モデルでも、基本的には全くこの考え方を踏襲しており、そこに両国の国際的な資金フローのやり取りを組入れた関係式を一本追加しただけである。

話としてはシンプルだが、このモデルは現在のオープンマクロ経済学でも重要な役割を果たしている。例えば、MF モデルではケインズ型の需要喚起政策は有効だが、オープンマクロの場合、もう少し踏み込んで、捉えておく必要もあろう。オープンマクロでの需要喚起政策が有効である裏面では、相手国の需要を奪うという意味合いが含まれている。したがって、実は、自国の政策的有効性を確保するのとは裏腹に、相手国市場の需要を奪い窮乏に追い込む、近隣窮乏化政策 (beggar-thy-neighbor policy) としての意味合いがあるということである。したがって、MF モデルのもとで経済的考察を進めれば、窮乏化の影響に対する相手国からの理解や政府間の協調をどのように形成していくのかという、課題がテーマとして持ち上がってくる。

戦後、各国は、安定した成長を模索し続け、そのための裁量的財政金融政策のあり方を追求してきた。その一方で、自国と他国との政策協調の必要性を認め、そのための協議の場をつくってきた。これは、MFモデルからすると当然のことである。

1.1 モデルの簡単な説明

図1は、それぞれ金融統合線（FF）を組入れた、いわゆるMFモデルである。資本移動は完全で、今、自国金利が世界金利水準（ i_w ）を超えていれば、瞬時に世界から資本が流入する。一方、逆に世界金利水準を下回っていれば、自国の資本は外国に流出してしまう。結局、世の中は一方的に世界に資金が流出することもないければ、流入することもないという意味で均衡していると考えられ、その水準で世界の資本移動はバランスすると考える。この場合の世界資本市場の均衡をFF線と呼ぶとしよう。ここで、MF理論のエッセンスを導き出してみる。

今、MF理論では財政政策と金融政策が与える効果が全く好対照になるという有名な結論を出している。例えば図1を参考に、金融政策について見てみよう。マネーサプライの増加のような金融的拡張政策は、LM線の右下シフトとして表現される。この場合、自国金利は外国金利より低下してしまう。（ $i < i_w$ ）。固定相場であれば、このケースではもっぱら国際資金の移動で、均衡が回復される。つまり、外国へ資金が流出、中央銀行の準備（Reserve）が減少することで、LM線が再びA方向にシフトし始め元に戻ることになる。

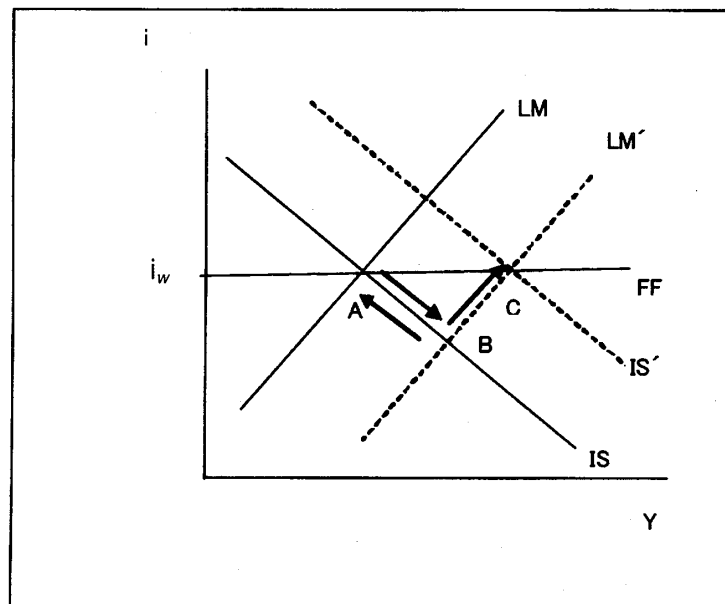


図1：マンデル-フレミングモデルと金融政策

一方、変動相場制では、為替レートの調整が作用し、均衡が回復される。金利の低下は、自国通貨の減価を引き起こす。これは、交易条件の変化を促し（交易条件の「悪化」）、自国財消費の需要を高める結果、IS曲線をC方向にシフトさせる。結果的に、金融政策は変動相場制下で非常に有効な政策手段となる。

ところが、財政政策は、全く逆の結論となる（図2参照）。固定相場制で財政政策が実施された場合、まず、自国金利は外国金利を上回ることになる。このため、外国から自国に資金が流入、自国マネーサプライを増加させLM線をLM'線にシフトさせることで均衡を回復する。

ところで、変動相場制では、為替レートによる調整が機能するので、金利水準が世界金利より高いため為替の増価を引き起こす。これは、交易条件を改善させ自国財の消費には不利に働くため、IS線を元の水準にまで戻すようなインパクトが働くことになる。つまり、財政政策は固定相場では有効だが、変動相場では全く効果がないことになる。オープンマクロで

は、財政金融政策の波及効果が異なること、これはクローズドのマクロ経済学にはない新たな問題提起であった。

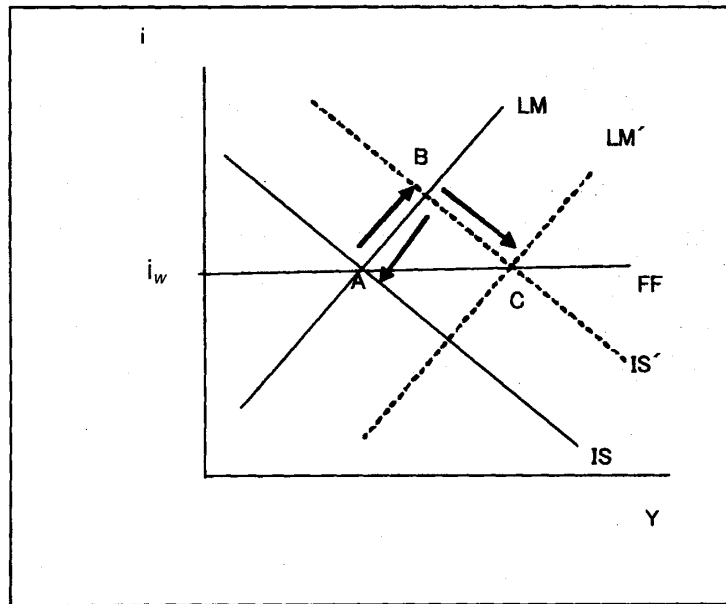


図2：マンデル-フレミングモデルと財政政策

2 確率型のマンデル・フレミングモデルを用いた動学化

2.1 確率型のマンデル・フレミングモデル

前節の議論から直感的に感じられるように、MFモデルは、ダイナミックな波及経路を理論的に論じることができるような、発展性を備えていたのである。実際、Dornbushらは、MFモデルの動学的精緻化を図った。さらに、彼の弟子であるKrugmanやObstfeld ([2],[3])はこのMFモデルから短期と長期の政策効果が峻別して取り出せることを導いた。また、この議論は、80年代以降急速に発展した時系列VARモデルを使って、実証的にも論じられている。本章では、この辺のところに踏み込んでみよう。少しモデルの基本設定から論じるとしよう¹。まず、以下の議論で使う、幾つかのマクロ変数を、まとめておこう。

y_t^d t期の需要の対数値

y_t t期の供給の対数値

s_t t期の自国通貨建て名目為替レート

p_t t期の物価の対数値

i_t t期の名目金利

r_t t期の実質金利

q_t t期の実質為替レートの実質為替レート

d_t t期の需要ショック

z_t t期の供給ショック

v_t t期のマネーショック

さて、t期の需要を y_t^d とし、実質金利と交易条件（あるいは実質為替レート）に依存しているとしよう。例えば、実質為替レートが円安になれば、交易条件は悪化し、自国財の海外での需要は拡大する。また、実質金利が低下すれば、需要は喚起され、逆に上昇は需要を縮小させる要因になる。さらに、需要サイドには、確率的に発生する需要ショックが影響すると

しよう。例えば、何らかの外生的に発生するブームによって、一時的に需要が拡大するようなケースがそれである。この需要ショックを d_t とする。ただし、変数は全て「対数変換」後の形で示している。

$$y_t^d = \eta(s_t + p_t^* - p_t) - \sigma(i_t - E(p_{t+1} - p_t)) + d_t \quad (1)$$

議論の簡単化のために、以降では外国の物価水準をゼロとする($p_t^* = 0$)。また、 η と σ はそれぞれの要因がどの程度需要に影響するかを示すパラメータである。

次に価格を設定する。価格は、完全に伸縮的に動くケース(flexible case)と粘着的に動くケース(sticky case)を含むような設定をする。80年代から90年代の前半まで、オープンマクロ経済学はこの価格の粘着性(stickiness)に注目、ここに国際マクロ経済の問題の発端があるとみていた。結論から言えば、

$$p_t = E_{t-1}\tilde{p}_t + \theta(\tilde{p}_t - E_{t-1}\tilde{p}_t) \quad (2)$$

となる。ここで \tilde{p}_t は市場が完全にflexibleな場合の価格であり、仮に、 $\theta = 1$ であれば、 $p_t = \tilde{p}_t$ となる。 $\theta = 0$ であれば、価格 $p_t = E_{t-1}\tilde{p}_t$ は前期($t-1$)に予想した今期の予想価格となる。つまり、今期の価格が前期の予想値によって決まるということで、まさに価格の粘着性を示している。

$\theta = 1$ ——— 完全に伸縮的な市場 (flexible case)

$\theta = 0$ ——— 粘着的な市場 (sticky case)

次に、経済の供給サイドに発生する供給ショックを z_t 、貨幣ショック v_t をととして、いわゆるドリフト項付きのランダムショックを設定する。

$$y_t = y_{t-1} + z_t \quad \text{ただし iid}(0, \sigma_z^2)$$

$$m_t = m_{t-1} + v_t \quad \text{ただし iid}(0, \sigma_v^2)$$

ただし、両ショックとも独立同一分布iid (independent identically distributed)にしたがい、それぞれ期待値ゼロ、分散 σ_z^2 (または σ_v^2)としよう。複雑になるが、需要ショックについては、若干異なる姿を示し、基本的にはドリフト項付きの形を示しているが次のように表現する。

$$d_t = d_{t-1} + \delta_t - \gamma \delta_{t-1}$$

需要ショックは、今期に発生したショック δ_t だけでなくそれ以前の需要ショック δ_{t-1} の残存している部分(残存率 $1 - \gamma$)からも影響されていると解釈される²。

さて、第一段階では完全伸縮のケース($\theta = 1$)について、考えることにしよう。需給がバランスする均衡状態で($y_t^d = y_t$)、実質為替レート(q_t)と金利平価式を設定する。なおここでは外国の金利 $i^* = 0$ としている。

$$q_t = s_t - p_t$$

$$i_t = E_t(s_{t+1} - s_t)$$

これを(1)式に代入すると

$$y_t = \eta(q_t) - \sigma(E_t(s_{t+1} - p_{t+1}) - E_t(s_t - p_t)) + d_t = (\eta + \sigma)\tilde{q}_t - \sigma(E_t\tilde{q}_{t+1}) + d_t$$

となり、整理すると、実質為替レートは、

$$\tilde{q}_t = \frac{y_t}{\eta + \sigma} - \frac{d_t}{\eta + \sigma} + \frac{\sigma}{\eta + \sigma} E_t\tilde{q}_{t+1} \quad (3)$$

\tilde{q}_t の動学的な動きを解析するには差分方程式を解かなければならない。ただし、この知識がなくても、Guess Solution法を使って、解くことができる。そこで、とりあえず、実質為替レート \tilde{q}_t は均衡所得 y_t 、マネーサプライ m_t 、需要ショック d_t と過去のショック δ_t に影響されるとして、 $\tilde{q}_t = a_1 y_t + a_2 m_t + a_3 d_t + a_4 \delta_t$ の各パラメータを推測した³。

$$\tilde{q}_t = \frac{y_t - d_t}{\eta} + \frac{\gamma}{\eta} \frac{\sigma}{\eta + \sigma} \delta_t \quad (4)$$

この結果を見ると、実質為替レートは、伸縮的に価格機能が働く市場の下では、マネーサプライに全く影響されないことが示された。また、後で繰り返すが、ここで求めた \tilde{q}_t は、市場の需給調整が完全に終了した後で成立する実質為替レートである。したがって、均衡実質為替レートと考えてよい。この均衡実質為替レートは、短期的な影響が剥落し、長期に収束する水準でもある。

同じようにして完全伸縮的な市場での価格(\tilde{p}_t)を考えてみよう。MFモデルでは、価格は貨幣の需給から決定される。貨幣の需給式と、既に述べた金利平価式とを示せば、次のようになる。

$$m_t - \tilde{p}_t = y_t^d - \lambda i_t$$

$$i_t = E_t(s_{t+1} - s_t) \quad (5)$$

ここでも外国の金利 i^* はゼロと仮定している。この式を変形すると、需給が均衡しているのであれば

$$\tilde{p}_t = m_t - y_t + \lambda E_t(s_{t+1} - \tilde{p}_{t+1} - (s_t - \tilde{p}_t)) + \lambda E_t\tilde{p}_{t+1} + \lambda \tilde{p}_t$$

となる。ここで、(4)式も用いて、式を整理する。

$$\tilde{p}_t = \frac{m_t - y_t}{1 + \lambda} + \frac{\lambda \gamma}{(\eta + \sigma)} \delta_t + \frac{\lambda}{1 + \lambda} E_t\tilde{p}_{t+1}$$

この式を再びGuess Solution法を使って、解いてみる。

$$\tilde{p}_t = m_t - y_t + \alpha \delta_t \quad (6)$$

$$\text{ただし } \alpha = \frac{\lambda \gamma}{(\eta + \sigma)}$$

物価水準はマネーサプライの増加や所得の拡大によって上昇することを示している。ついでに、名目為替レート s_t を求めておこう。 $\tilde{q}_t = \tilde{s}_t - \tilde{p}_t$ より、

$$\tilde{s}_t = \tilde{q}_t + \tilde{p}_t = m_t + \left(\frac{1-\eta}{\eta} \right) y_t - \frac{1}{\eta} d_t + \left(\frac{\gamma \sigma}{\eta(\eta + \sigma)} + \alpha \right) \delta_t \quad (7)$$

名目均衡為替レートは、名目貨幣量の増加を促すマネタリーなショックによって、減価するような影響を受けることが分かる。また、 $\left(\frac{1-\eta}{\eta} \right)$ の大きさ次第ではあるが、供給ショックも名目為替レートの減価を引き起こすものと考えられる。一方、需要ショックが名目均衡為替レートの変動にどのように影響するかは、パラメータの大きさ次第である。 d_t そのものが、 $d_t = d_{t-1} + \delta_t - \gamma \delta_{t-1}$ であることから、(7)式の左辺の第三項と第四項の効果を集計した値が、正負いづれをとるかは、パラメータに依存することになる。

以上のように、確率的に発生するショックを組入れたMF理論でも、マネーの増加が為替レートに与える影響などでは従来の伝統的な見解が成立することが確認される。しかしながら、需要ショックの名目為替レートに与える影響などは、パラメータに依存していることも見てとれる。

2.2 Stickyなモデルへの拡張

前節では、価格が完全に伸縮的なケースでの価格形成や為替レートの動学化を目指した。現実の経済では、価格の伸縮性は完全ではなく、Stickyになっている。前述したように、国際マクロ経済学ではこのStickyであるということが、価格の形成をゆがめ、国際的な資源分配や成長にも大きく影響しているのではと考えてきた。とりあえず、このような議論の、ポイントを押さえておくことにしよう。

さらに、Stickyである状態は、需給バランスに不均衡が発生している状態であり、均衡以前の短期ないし中期的な様子をモデル化していると考えることができる。この発想は、後の実証分析などにも、密接に関連しているので、強調しておこう。

(2)式に、(6)式を代入することで、次の式を得る⁴。

$$p_t = \tilde{p}_t - (1 - \theta) [\nu_t - z_t + \alpha \delta_t] \quad (8)$$

一見して分かるように、粘着的に価格が形成されるのであれば、均衡価格 (p_t) は \tilde{p}_t とは一致しないので $p_t \neq \tilde{p}_t$ である。例えば、マネーサプライなショック (ν_t) が発生した場合、価格は粘着性をおびる程、変化しなくなる。完全伸縮的なケースでの価格は $p_t^{Flexible} = \tilde{p}_t$ であり、粘着的なケースの価格は、 $p_t^{Sticky} = \tilde{p}_t - (1 - \theta) \nu_t$ で、 $p_t^{Flexible} > p_t^{Sticky}$ となっている⁵。

次に、実質為替レートを求めてみよう。貨幣の需給バランスは(5)式で示されたが、これまで導出した関係を使って変形するとしよう。ややテクニカルな変形ではあるが、右辺は、金利平価 $i_t = E_t(s_{t+1} - s_t)$ と実質為替レート $q_t = s_t - p_t$ を上手く組み合わせられている⁶。

$$\underbrace{m_t - \tilde{p}_t + (1 - \theta)[\nu_t - z_t + \alpha\delta_t]}_{m_t - \tilde{p}_t} = \underbrace{d_t + \eta q_t - (\sigma + \lambda)(E_t q_{t+1} - q_t) - \lambda(p_{t+1} - p_t)}_{y_t^d - \lambda i_t} \quad (9)$$

また、期待物価上昇率 $E_t(p_{t+1} - p_t)$ を計算するとしよう⁷。

$$\begin{aligned} E_t(p_{t+1} - p_t) &= m_t - y_t - [(m_t - y_t + a\delta_t) - (1 - \theta)E_t(\nu_t - z_t + a\delta_t)] \\ &= -a\delta_t + (1 - \theta)[\nu_t - z_t + a\delta_t] \end{aligned}$$

この期待物価上昇率を示す関係式と $\tilde{p}_t = m_t - y_t + a\delta_t$ を(9)式に代入して実質為替レートの動学的な関係を導き出す。

$$(\eta + \sigma + \lambda)q_t = y_t - d_t + (1 - \theta)(1 + \lambda)(\nu_t - z_t) - \theta(1 + \lambda)a\delta_t + (a + \lambda)E_t q_{t+1}$$

これを、再びGuess Solution法を使って解いてみよう。これまでと同様に、 q_t に影響しそうなマクロ変数を推測すると、おそらく需要ショック (d_t や δ_t)、その他にはマネタリーなショック (ν_t) や供給ショック (z_t) が影響しそうである。そこで、 $q_t = c_1 y_t + c_2 d_t + c_3 \delta_t + c_4 \nu_t + c_5 z_t$ として計算した。その結果、次のような、なかなか意味深い式を導出することができるのである。

$$\begin{aligned} q_t &= \frac{y_t - d_t}{\eta} + \frac{\gamma}{\eta} \frac{\sigma}{\eta + \sigma} \delta_t + \frac{(1 - \theta)(1 + \lambda)}{(\eta + \sigma + \lambda)} [\nu_t - z_t + \alpha\delta_t] \\ &= \tilde{q}_t + \frac{(1 - \theta)(1 + \lambda)}{(\eta + \sigma + \lambda)} [\nu_t - z_t + \alpha\delta_t] \end{aligned} \quad (10)$$

この結果に見ると、 $\frac{(1 - \theta)(1 + \lambda)}{(\eta + \sigma + \lambda)} > 0$ であるから、マネタリーなショック (ν_t) が発生すると、一時的に実質為替レートは価格調整が完全なケースより減価することになる ($q_t > \tilde{q}_t$)。

ここで、若干注意すべきは「長期」の概念である。長期とは、市場の価格メカニズムが機能し需給のバランスが均衡した状態を示すものとしよう。したがって、伸縮的な市場で形成される実質為替レート \tilde{q}_t は、長期均衡レートとしての特徴を備えている。マネタリーなショックは、市場がStickyである限り、短期的に実質為替レートを均衡レートから乖離させ、大きく減価させてしまうこともある。一方、供給ショック (z_t) も、長期均衡為替レートへの均衡を妨げる様に働くが、今度は供給ショックは実質為替レートを増価させるように働くことを示している。

この様に、Stickyな価格形成は、経済の均衡を妨げ、長期的に経済がバランスする姿とは異なる経済状態をもたらすことになる。大きな為替の変化や、政策効果の思いもよらない低下などは、市場メカニズムが十分には働かない「Stickyな価格形成」にその原因を求めることができるのである。このような問題提起をさらに確認するため、今度は名目為替レートについてみておこう。 $s_t = q_t + p_t$ から(8)式と(10)式を用いて計算した。結果だけを示せば、名目為替レートは、次のように表現される。

$$s_t = \tilde{s}_t + (1 - \eta - \sigma) \frac{(1 - \theta)}{(\eta + \sigma + \lambda)} [\nu_t - z_t + a\delta_t]$$

$1 > \eta + \sigma$ であれば、マネタリーなショック (v_t) は名目為替を均衡為替レートより大きく変動させる ($s_t > \bar{s}_t$)。これはまさにDornbushが説明した名目為替レートの長期均衡からの乖離が短期的に発生するというOvershoot現象に他ならない。

3 Mundell-Fleming動学モデルの実証分析への準備

3.1 VARモデルの基礎

本節では、最初に、時系列分析の特徴を簡単に説明し、その上で、Blanchard-Quah モデルを解説する。

前節の説明で、様々な経済的ショック（マネタリーなショックや供給サイドへのショック、需要サイドへのショック）は、短期と長期で経済に与える効果が異なることが示唆された。この原因は、主に、価格の粘着性によって、短期的には需給バランスが達成されないことによる。こうした主張は、国際マクロ経済学では、主流となっており、為替レートの大きな変動や国際資金フローの短期的で急激な変化を示す要因としても注目されてきた。ここでは、こうしたショックがはたして、国際マクロ経済の変動にどの程度影響してきたのか、その点を考察する。こうした長期と短期のショックの波及経路や影響度を測る手法として、Blanchard-Quahの構造型のVARモデル (Vector Autoregressive Model) を使って検討するのが本節の目的である。

ただ、時系列分析を全く知らない方もいるであろうから、まず最初に、VARモデルの基礎を簡単に復習しておこう。本書はVAR の解説ではないので説明は必要最小限にとどめるが、時系列分析の初学者は例えば山本 [7] などを参考にしたい。ここでは、本章の理解をする上で必要なポイントである、VAR のVMA 表現という考え方、インパルス応答関数、コレスキー分解、分散分解などという概念を中心に、少し解説をしておこう。今、 t 時点で m 個の確率変数から成るベクトルを y_t とする。

$$y_t = \{y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{mt}\}$$

時系列分析とは $\dots -1, 0, 1, \dots, n, n+1 \dots$ 期のベクトル y のデータを分析することで、その統計的特性を分析し経済の持つ構造をとらえ、それをもとに予測や検証を行なうことである。これを次のように表現してもよい。

$$\{y_t\} = \{\dots y_{-1}, y_0, \dots, y_n, y_{n+1} \dots\}'$$

$\{y_t\}$ の平均 $E(y_t)$ 、分散 $var(y_t)$ 、自己共分散 $cov(y_t, y_{t-s})$ は、時間の経過によっても変化しない一定の値となるとき、この時系列データは「定常 (stationarity)」であると呼ばれる⁸。時系列分析で、はたしてデータが定常であるか、どうかというのは計測の妥当性を左右する重要な問題である。経済構造が変化して、データがジャンプしてしまい、定常性が満たされない場合、このデータは変化前と変化後でそれぞれ別個の時系列分析をして、構造を捉えなおさないといけないからである。もう一つ、ここで $cov(y_t, y_{t-s})$ は共分散だが、データの異時点間の共分散を示すことから自己共分散 (autocovariance) と名づけている。時系列分析では、定常な一定の値を、さらに具体的に次のような仮定している。

$$\begin{aligned} E(y_t) &= 0 \\ var(y_t) &= \sigma^2 \end{aligned}$$

$$\text{cov}(y_t, y_{t-s}) = 0$$

ただし ($s = \dots, -1, 0, 1, 2 \dots$)

過去と現在のデータに全く相関がなく、しかも期待値はゼロのような確率過程をホワイトノイズと呼ぶ。時系列データを利用したモデルの典型的な姿は、自己回帰モデルVAR (Vector Autorigresive) と呼ばれる、非常にシンプルな表現となっている。イメージしやすいように言えば、今期 (t 期) のデータ y_t は、過去のデータ $y_{t-1}, y_{t-2} \dots$ でほぼ説明され、残りの説明されない部分は経済構造では想定しえないような出来事が確率的に発生するにすぎない。この部分を、攪乱項 (u_t) とする。この攪乱項は、ホワイトノイズの確率過程に従う確率変数であり、この攪乱項のことを時系列分析ではイノベーション (innovation) と呼ぶことがある。

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \phi_3 y_{t-3} + \dots + \phi_p y_{t-p} + u_t \quad (11)$$

このモデルは、VAR モデルでも特に、VAR(p) モデルという。さらに、このVAR(p) モデルで表現される y_t が定常であれば、

$$|\mathbf{I}_m - \phi_1 \mathbf{z} - \phi_2 \mathbf{z}^2 - \phi_3 \mathbf{z}^3 \dots - \phi_p \mathbf{z}^p| = 0$$

を満たす根の絶対値は全て1より大きくなるという特徴がある⁹。ここまでのポイントを敢えて言えば、VAR モデルが、どんな形をしているのかという点にある。

次に押さえるべきポイントは、VARモデルはVMA (Vector Autorigresive Moving Average) モデルという別表現にも変形できるという点である。結論だけを示せばVAR のVMA表現は次のようになる¹⁰。

$$y_t = u_t - \Psi_1 u_{t-1} - \Psi_2 u_{t-2} - \Psi_k u_{t-k} \dots \quad (12)$$

ところで、このVMA表現をラグオペレータ (L) を使って表記すると、非常に単純化された表現になる。この種の論文を読む際、よく使われるので触れておこう。まず、(11) は $\phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \phi_3 y_{t-3} + \dots$ の部分をオペレータを使うと

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \phi_3 y_{t-3} + \dots + u_t = u_t + \phi(L) y_t$$

となる。 $\phi(L) y_t$ を左辺に移項し整理すれば、

$$y_t = (\mathbf{I}_m - \phi(L))^{-1} u_t$$

となり、 y_t は攪乱項の流列で説明されるVMA表現になっているのである。ところで、VMA表現からVAR表現にもどすことが出来る場合を、反転可能性と呼ぶ。本来なら、ここでWOLDの分解定理やGrangerのCausalityについて言及しなければならないが、この辺は、ぜひ紹介

した時系列分析の教科書に目を通して頂きたい。実際の計測では、例えばVARモデルの(11)式のパラメータの推計は、EXCELレベルでも実行可能である。一つの課題は、どの程度のラグ（このモデル上ではPの大きさ）をとるかである。便利なことに、これを判断する基準として赤池情報基準（AIC）やShwarzの情報基準（SBIC）が開発されている。これは統計パッケージには、装備されているので、その情報量が最低になる次数を選択する。一般に、経済システムは、それほど高次の次数にはならないことを付け加えておくでしょう。

時系列分析が、なぜ重宝がられるようになったかということ、計測や理論面の容易さだけでなく、Sims批判のように、どんなに精緻な計測でもそもそも前提となる理論に誤りがあれば、重大な欠陥をもった計測になってしまうという点にある。VARモデルは、マクロ変数間の相互の関係を理論によって縛ってしまうのではなく、先入観を廃して、観測される統計的構造によって規定しようというものであった。もう一つの利点は、経済構造のダイナミックな波及経路を掌握することが可能になる点である。図3は、外生的に発生する

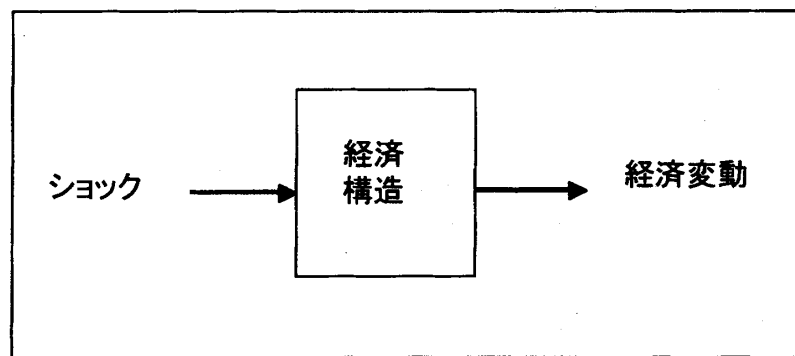


図3：ショックと経済構造

経済ショックが、経済構造に影響をあたえ、その結果、様々な経済の変動を引き起こすという考え方をフローチャートに示したものである。時系列分析は、経済の時系列データから経済構造を推計するものだが、そこに人工的にショックを与え、はたしてこれがどのような変動を引き起こすのか、その変化の時間的経過を容易に表現することができる。モデルに即して言えば、攪乱項で発生するインパルスが、経済構造を通じてどのようにマクロ諸変数に伝播していくのか、表現可能であり、例えば、あるインパルスに対してどのような応答があったのかインパルス応答関数（impulse response function）を求めることができる。単純な例として、ここでは2変数のVAR（2）モデルケースを山本 [7] にならって説明する。

$$\begin{aligned} x_t &= a_1 x_{t-1} + a_2 x_{t-2} + b_1 z_{t-1} + b_2 z_{t-2} + u_{1t} \\ z_t &= c_1 x_{t-1} + c_2 x_{t-2} + d_1 z_{t-1} + d_2 z_{t-2} + u_{2t} \end{aligned}$$

ただし、攪乱項はホワイトノイズを仮定する。

$$\begin{aligned} E(u_t) &= 0 \\ \text{Var}(u_t) &= \Sigma \\ \text{Cov}(u_t, u_s) &= 0 \end{aligned}$$

(ただし、 $t \neq s$)

今、第ゼロ期 ($t = 0$) に $u_{10} = 1, u_{20} = 0$ のインパルスが発生させてみよう。この場合、

第0期; $x_0 = 1, z_0 = 0$

第1期; $x_1 = a_1, z_1 = c_1$

第2期; $x_2 = a_1^2 + a_2 + b_1 c_1, z_2 = c_1 a_1 + c_2 + c_1 d_1$

というように、次々にインパルスに対する応答を計算できる。これを第0期から始まって、第10期までとれば、10期間のインパルス応答関数を図示することができる。インパルス応答関数の原理は、これに尽きるが、もう少し理解を深めたい。前述したようにVARモデルのVMA表現をすれば、

$$y_t = \Psi_0 u_t - \Psi_1 u_{t-1} - \Psi_2 u_{t-2} - \Psi_3 u_{t-3} \cdots$$

となる。ここで y_t は m 個の確立変数からなるベクトルであることを思い出そう。したがって、 Ψ は $m \times m$ 行列 (この例だと 2×2 行列) となっている。いまこのベクトルの要素の i 番目の y_i にインパルスが発生した時の y_j のインパルス応答関数を求めれば、それぞれの Ψ の i 行、 j 列番目の値になっている。

$$\Psi_{0ij}, \Psi_{1ij}, \Psi_{2ij}, \dots$$

つまり、インパルス応答関数は、VMA表現した時のそれぞれの係数の大きさになっているのである。

さて、インパルス応答関数はなかなか魅力的な特性を備えているが、実は問題もある。これを克服するのが、Cholesky分解という工夫である。ここで用いた2変数モデルで考えてみよう。第0期のインパルス ($u_{10} = 1, u_{20} = 0$) を与えているが、これはそもそも相互の瞬時的相関がゼロであることを前提としている。しかし、この前提が現実には納得的ではなく、 u_{10} のショックは少なからず u_{20} にも影響しているケースの方が、一般的で妥当なのである。この2変数の場合を、ベクトル表示すると、 $y_t = (x_t, z_t), \phi_t = (a_t, c_t), u_t = (u_{1t}, u_{2t})$ とすれば、

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \phi_3 y_{t-p} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} u_t$$

となっており、例えば x の第0期に発生したインパルスは、瞬時的相関が無いことを前提としているため (対角線上の要素以外はゼロになっているため)、 z に影響しない構造になっている。これを克服するには共分散がゼロで無い可能性も組入れたモデルを組み立て直せばよい。

とりあえず、単純に考えれば、瞬時的相関も組入れるため、 $\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \rightarrow \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix}$ とでも置いて計算をすればよいように思うかもしれない。しかし、この場合、もはや攪乱項はホワイトノイズではないため、モデルの定常性が保証されなくなってしまうのである。

Sims は、これを克服するために、次のようなマトリックスを元のVAR モデルに乗じてあげればよいことを示した。便利なことに、マトリックスの左した三角形部分がノンゼロの

$T = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -\frac{\delta_{12}}{\delta_{11}} & 1 \end{bmatrix}$ を乗じると再び、対角行列以外はゼロという形、要するに共分散の部分はゼロになるというような形を回復することができるのである。ためしにやってみよう。今、 Tu_t は $\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -\frac{\delta_{12}}{\delta_{11}} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix}$ となるが、これを u_t^+ と置いて分散、共分散を求めてみる。

$$\begin{aligned} u_t^+ (u_t^+)' &= \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -\frac{\delta_{12}}{\delta_{11}} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -\frac{\delta_{12}}{\delta_{11}} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} \delta_{11} & 0 \\ 0 & \delta_{22} - \frac{\delta_{12}^2}{\delta_{11}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_{11}^+ & 0 \\ 0 & \delta_{22}^+ \end{bmatrix} \end{aligned}$$

一見して、この操作によって、対角行列以外はゼロとなる形になっている。このような工夫によって、瞬時的相関も想定したVARモデルの計測が行なえることは容易に理解できよう。念のため、Cholesky分解の手法を使って、計測しているVARモデルを示しておく¹¹。

$$\begin{aligned} x_t &= a_1 x_{t-1} + a_2 x_{t-2} + b_1 z_{t-1} + b_2 z_{t-2} + u_{1t}^+ \\ z_t &= c_1 x_{t-1} + c_2 x_{t-2} + d_1 z_{t-1} + d_2 z_{t-2} + u_{2t}^+ \end{aligned}$$

残念ながら、このCholesky分解の手法にも限界がある。特に、採用する経済変数の順位の置き方によって、結果が異なることである。つまり、この事例であれば最初に x_t 、次に z_t とした場合と z_t 、 x_t とで結果は異なってしまう。この欠点を克服するには、分析する変数の順番をいれかえるなどの試行をするのが、最も現実的な対応であろう。

最後に分散分解について、説明しておきたい。再び、VARのVMA表現を見てみよう。例えば、第 j 番目の攪乱項 u_j に 1 unit のショックが発生した場合、これは変数 j 番目の変数である y_j にどのように影響してくるのか、これまでの議論から、次のように表される。

$$y_{it} = \Psi_{0,ij} u_{jt} - \Psi_{1,ij} u_{jt-1} - \Psi_{2,ij} u_{jt-2} - \Psi_{k,ij} u_{jt-k} \cdots$$

したがって u_j に系列相関がなければ ($cov(u_{jt}, u_{jt-s}) = 0$ ただし $t \neq s$)、

$$E(\Psi_{0,ij} u_{jt} - \Psi_{1,ij} u_{jt-1} - \Psi_{2,ij} u_{jt-2} - \Psi_{k,ij} u_{jt-k} \cdots)^2 = \sum_n^{\infty} (\Psi_{k,ij})^2 \sigma_{jj}$$

これは、攪乱項の j 番目の要素にショックが発生した場合に、 i 番目の要素にどの程度影響してくるのか、その大きさを分散というかたちで表現していると解釈することができる。このショックによって発生する全体の分散は、 $var(y_{it})$ である。したがって、ショックが発生した場合の、全体の中での相対的影響度を、相対的な分散寄与率 (variance contribution) とい、次のように示すことができる。

$$RVC = \frac{\sum_{k=0}^{\infty} (\Psi_{k,ij})^2 \sigma_{jj}}{\text{var}(y_{it})} = \frac{\sum_{k=0}^{\infty} (\Psi_{k,ij})^2 \sigma_{jj}}{\sum_{j=1}^{\infty} \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} (\Psi_{k,ij})^2 \sigma_{jj} \right\}}$$

イメージし易いように言えば、地震のようなショックが発生してビルディング全体がゆれたとしよう。その中で、3階部分はどの程度ゆれたか。全体のゆれの大きさを1として、各階部分のゆれの相対的大きさを計算する。そうすれば、地震がビルの構造を通じてどのように影響したのか、例えば1階部分の大きなゆれが、2階に伝わったなどと分析できるであろう。経済現象でも、供給ショックが発生したケースでは、経済全体にどのように影響するのか、こんなことも検討することができる。

3.2 Blanchard-Quah の構造VARモデル

経済変数の中には、短期的に影響がある変数、長期的にはその効果を全く失ってしまう変数、長期的にもその影響力を持続する変数が存在する。例えば、前節で論じたMFモデルでは、実質為替レート of 長期均衡からの乖離は、マネタリーなショックや需要ショックなど経済的ショックで発生した。長期の影響と短期の影響を区別して計測することは、マクロ経済に発生する問題の本質とその対応策を考える上で重要なのである。Blanchard-Quah [5] は、このような手法としてBlanchard-Quahの構造VARモデルという手法（こうして求める構造VARモデルはBQ decompositionと呼ばれている）を提示している。この手法は、いわゆる構造VARモデルの一種である。

以下の議論は、Carlo Favero [1] に従って進める。まず、最初に、これまでの議論を踏まえて、ラグ = p のVARモデルは、以下のように表現される。

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + A_3 y_{t-3} + \cdots + A_p y_{t-p} + B v_t = \sum_{i=0}^p A_i y_{t-i} + B v_t \quad (13)$$

ただし、 $B v_t$ については若干の説明が必要であろう。ここで v_t は攪乱項、 B は非対角要素がゼロではない行列になっている。この取り扱いが、これまで説明してきた非構造型のVARモデルの攪乱項と異なっていることに注意を要する。このモデルを非構造型のVARモデルと比較すると、 $u_t = B v_t$ という特徴を持っている。構造型VARモデルでは、攪乱項の y_t への波及の仕方にマトリックス B で示されるような制約が課せられている。BQ型構造型VARの攪乱項については、触れねばならないことがあるが、説明の順序の関係で後回しにしよう。

さて、(13)式をもとに、ベクトルの差分をとり、これを Δy_t とする。さらに、テクニカルな変形をするとして。

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= y_t - y_{t-1} = (A_1 - I) y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \cdots + A_p y_{t-p} + B v_t \\ &= (A_1 - I) y_{t-1} - (A_1 - I) y_{t-2} + A_2 y_{t-2} + (A_1 - I) y_{t-2} + \cdots + A_p y_{t-p} + B v_t \\ &= (A_1 - I) \Delta y_{t-1} + (A_1 + A_2 - I) \Delta y_{t-2} - (A_1 + A_2 - I) y_{t-3} \\ &\quad + A_3 y_{t-3} + (A_1 + A_2 - I) y_{t-3} + \cdots + A_p y_{t-p} + B v_t \\ &= (A_1 - I) \Delta y_{t-1} + (A_1 + A_2 - I) \Delta y_{t-2} + \cdots + (A_1 + A_2 + \cdots + A_{p-1} - I) \Delta y_{t-p+1} \\ &\quad + (A_1 + A_2 + A_3 + \cdots + A_{p-1} - I) y_{t-p} + A_p y_{t-p} + B v_t \end{aligned}$$

この変形では、例えば、 $-(\mathbf{A}_1 - \mathbf{I})\mathbf{y}_{t-2}$ をして $(\mathbf{A}_1 - \mathbf{I})\mathbf{y}_{t-2}$ を加えているので、差し引きは変わらない。おなじような足して、引いてという作業を何回か繰り返してみると、この式が出てくる。

長期的には均衡状態に経済は至る。そのため、まず \mathbf{y} の差分はゼロになる。すなわち、均衡状態にある長期には、 $\Delta \mathbf{y}_t = \Delta \mathbf{y}_{t-1} = \dots = \Delta \mathbf{y}_{t-p+1} = 0$ が成立する。さらに、均衡状態は \mathbf{y} の値はある値に収束してしまうことから、 $\mathbf{y}_{t-p+1} = \mathbf{y}_{t-p} = \bar{\mathbf{y}}$ であり、そこでは $\bar{\mathbf{y}}_t = \mathbf{A}_1 \bar{\mathbf{y}}_{t-1} + \mathbf{B}\mathbf{v}_t$ と設定しても一般性は失わない。この関係を使えば、 $\mathbf{y}_{t-p} = (\mathbf{I} - \mathbf{A}_1)^{-1} \mathbf{B}\mathbf{v}_t$ となる。

$$0 = (\mathbf{A}_1 + \mathbf{A}_2 + \mathbf{A}_3 + \dots + \mathbf{A}_{p-1} + \mathbf{A}_p - \mathbf{I}) \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{B}\mathbf{v}_t = \left(\sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i - \mathbf{I} \right) (\mathbf{I} - \mathbf{A}_1)^{-1} \mathbf{B}\mathbf{v}_t + \mathbf{B}\mathbf{v}_t$$

これを整理すると、

$$(\mathbf{I} - \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i)^{-1} \mathbf{B}\mathbf{v}_t = (\mathbf{I} - \mathbf{A}_1)^{-1} \mathbf{B}\mathbf{v}_t \quad (14)$$

となる。さて、この式は、実際のBQ法の計算をする上で、重要な役割を果たしている。BQ法は実質二段階の計算を行なうのだが、左辺は、(13)式のVMA表現になっているし、右辺は $\bar{\mathbf{y}}_t = \mathbf{A}_1 \bar{\mathbf{y}}_{t-1} + \mathbf{B}\mathbf{v}_t$ のVMA表現である。そこで、とりあえず、左辺部分、つまり、(14)式の左

辺 $(\mathbf{I} - \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i)^{-1}$ の値や $\mathbf{B}\mathbf{v}_t (= \mathbf{u}_t)$ を、通常の新構造VARモデルとして計測する。次に、右辺部

分の新構造VARモデルについては、唯一残りの未知数である \mathbf{A}_1 を「計算」すればよい。既に、 \mathbf{A}_1 は、新構造VARモデルで求めた $\mathbf{A}_1, \mathbf{A}_2, \mathbf{A}_3, \dots, \mathbf{A}_{p-1}, \mathbf{A}_p$ から計算できる。これが、均衡状態での長期的な新構造VAR ($\bar{\mathbf{y}}_t = \mathbf{A}_1 \bar{\mathbf{y}}_{t-1} + \mathbf{B}\mathbf{v}_t$) を規定していることは理解できるであろう。

Blanchard-Quah のもうひとつの特徴は、 \mathbf{v}_t の独特の解釈である。新構造型VARモデルでは、攪乱項について理解は難しくはない。例えば、前節のVARモデルでは、攪乱項 u_{1t} の 1 unit ショックは、変数 x のショックである。このデータがマネーサプライであれば、1 unit ショックはマネーを 1 unit を増加させるようなショックと解釈してよい。

これに対して、ここでの攪乱項に組み込まれたショック \mathbf{v}_t は、 \mathbf{y}_t に影響すると考えられるショックを、だいたい三つ程度に分けて検討する。典型的なのは、長期的に影響するショック（供給ショック）、中期的に影響するショック（需要ショック）、短期的なショック（マネタリーショックや財政政策のような政策発動のショック）などである。これが \mathbf{B} マトリックスで規定される構造を経由して \mathbf{y}_t に影響する。

$$\mathbf{v}_t = \{\mathbf{v}_s, \mathbf{v}_d, \mathbf{v}_m \mid \mathbf{v}_s \text{ は供給ショック、} \mathbf{v}_d \text{ は需要ショック、} \mathbf{v}_m \text{ はマネーサプライショック}\}$$

とする。

さて、(13)式から、ここまでの説明同様、均衡状態では $\mathbf{y}_t = \mathbf{y}_{t-1} = \dots$ であることを考慮して、VMA表現を作成すると、

$$\mathbf{y}_t = (\mathbf{I} - \mathbf{A}_1)^{-1} \mathbf{B}\mathbf{v}_t$$

となる。実は、 $(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1)^{-1}\mathbf{B}$ の下三角形は非ゼロのマトリックスになっているのである。

$$(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1)^{-1}\mathbf{B}\nu_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_s \\ v_d \\ v_m \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_s \\ v_s + v_d \\ v_s + v_d + v_m \end{bmatrix}$$

やや直感的な説明ではあるが、 $(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1)^{-1}\mathbf{B}$ に適当なショックの波及構造を設定することで、短期 ($v_s + v_d + v_m$)、中期 ($v_s + v_d$)、長期 (v_s) のショックに分けた波及経路を測定することが可能になる。BQ 型の構造VAR モデルを理解する上で混乱しがちなのは、短期、中期、長期をデータから直接計測しているわけではないことである。こうした点が、わかり難いので注意が必要である。

4 Blanchard-Quahの構造VARモデルによる為替市場の計測

Blanchard-Quahは、経済循環がはたして、どの程度、供給サイドのショック、需要サイドのショック、マネタリーなショックによって発生するかを検証した。ここでは、この手法を国際マクロ経済学に応用してみよう。BQ法を利用した構造VARの計測には、Clarida Gali [6] がある。そこでは、実質為替レートが、供給サイドショック、需要サイドショック、マネタリーなショックのどれによって影響を受けるかを、円-ドル、ポンド-ドル、ドイツマルク-ドルの実質為替レートで、それぞれ計測している。結果だけを表(1)に示すとして。データは1976年から97年4月までの月次データでラグ4のVARである。こうして見ると、マネーの変動は、ショック発生後36ヶ月してもかなり大きな影響があことを示している。日本の場合、供給ショックが実質為替レートの変動を示す上で重要な役割を果たしている。さて、

	供給	需要	マネー	
英国	33.1	21.1	45.8	100
独	6.6	9.9	6.35	100
日本	81.0	7.1	11.9	100

表1：分散分解の結果(36ヶ月目)
Clarida-Galiより

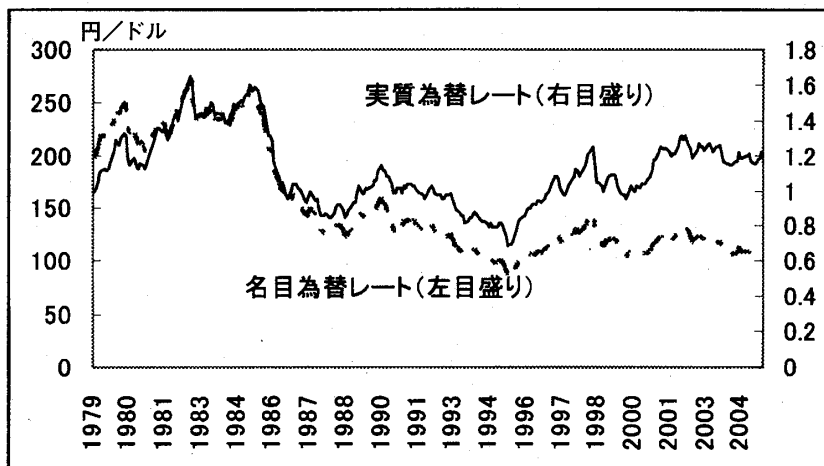
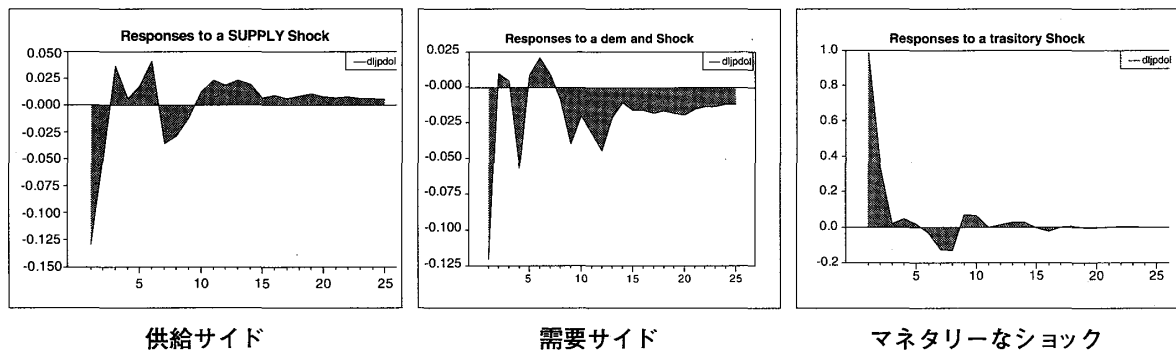


図4：実質と名目の為替レート

Clarida Galiの手法にならって、計測を実施してみよう¹²。日米の鉱工業生産指数の対数値の相対値（日本－米国）の差分、日米の消費者物価の相対値の差分、実質為替レートの差分の3変数を利用したBQ法による構造VARモデルを推計してみた。1979年12月から2005年3月までの期間の月次データである。

さて、補論で示した方法で計算した結果を考察するとしよう。



まず、インパルスは、MF理論の結果と整合しているであろうか。実証結果は、供給サイドのショックが、実質為替レートを減価させるパーマネントな影響をもっていることが分かる。一方、需要ショックは、短期的には為替レートに与える影響は不確定だが、ショック発生後10ヵ月を経過した後は、為替レートを増価させるようなパーマネントなショックを示している。一方、マネタリーなショックは、当初10ヶ月は大きなインパルスを持っているが、その後大幅に減衰して、長期的には為替レートへの影響がほぼ無くなるような結果を示している。こうした分析結果は、先行研究であるClarida=Gali [6] とも一致する。

さらに、経済的ショックに対する、為替レートの反応が、短期と中長期で異なることも見てとれる。例えば、マネタリーなショックは、当初、6ヶ月間は為替レートを減価するように作用するが、その後、むしろ逆に増価するように作用している。これは、いわゆるDornbush たちが理論的に説明した為替レートのオーバーシュート現象をとらえているとも解釈できるのである。

こうした推計結果は、MF理論の考え方と「ほぼ」整合する。MF理論をIS-LM-FFモデルの図解レベルで捉えれば、プラスの需要ショックは、貨幣市場で超過需要を発生させ、LM 曲線を左上方にシフトさせる。この効果が中期的に残存するのなら、変動相場制下では自国の金利上昇、自国通貨高というメカニズムが働くことになる。

また、プラスの供給ショックは、貨幣需給バランスを超過供給状態にすると考えられる。というのも、少ない資源で効率的に財を生産できるため、財価格の低下による実質マネーサプライの増加が発生するからである。したがってLM線が右下にシフトする結果、自国の金利水準が低下し、実質為替レートは減価していくと考えられる。

実際のMF理論が、これ程には単純ではないことを、理論的インプリケーションを備えている確率型のMF理論を使って、理論的に説明してきた。ところで、実際にはどうであろう。確率型MF理論のインプリケーションは、構造VARモデルでも確認できるのだろうか。この点を実質為替レートで、確認しておこう。

実際に需要ショックが実質為替レートを増価させるのか否かは、(10)式と(4)式で見れば、もう少し複雑である。(4)(10)式を再掲して考えてみよう。

$$\tilde{q}_t = \frac{y_t - d_t}{\eta} + \frac{\gamma}{\eta} \frac{\sigma}{\eta + \sigma} \delta_t$$

$$q_t = \tilde{q}_t + \frac{(1 - \theta)(1 + \lambda)}{(\eta + \sigma + \lambda)} [\nu_t - z_t + \alpha \delta_t]$$

\tilde{q}_t は、長期の均衡実質為替レートがどのような要因によって決定されるのかを示している。明らかなことは、マネタリーなショック (ν_t) は、どこにも入っていない。つまりマネーのショックは、為替レートには影響しないことを示している。一方、短期の実質為替レートを決定する q_t の結果を観察すると、例えば、需要ショック (δ_t) がパーマnentに実質為替レートを増価させるか否かは、パラメータの大きさによって異なっている¹³。また、マネタリーなショックは、パラメータの大きさに依存するものの、短期的な実質為替レートに影響する。したがって、この \tilde{q}_t と q_t の結果を合わせれば、長期的な実質為替レートの形成にマネタリーなショックは関係しないが、短期的にはプラスのマネタリーなショック (つまりマネーの増加) は、実質為替レートを減価させるように作用することを示している。実際に、構造VARの結果を眺めてみると、マネタリーなショックが長期的に為替レートに与える影響を減衰させていく姿になっており、まさに確率型MF理論の予想通りの結果である。

さらに、供給ショック (z_t) についても、理論的には短期の実質為替レートを増価させる $\left(-\frac{(1 - \theta)(1 + \lambda)}{(\eta + \sigma + \lambda)} \right)$ 。しかし、長期的には、均衡実質為替レートを減価させるように作用するはずである ($y_t = y_{t-1} + z_t$ に注意)。このことは、BQ型の構造VARモデルの計測結果を見ても、当初4ヶ月程度、供給ショックは為替レートを増価させていることと、その後はパーマnentな要因として減価するように作用していることが分かる。

BQ型の構造VARモデルには、恣意的に長期、中期、短期に影響を分けているなど、実証段階でとまどう点はある。しかしMF理論が実証的にも支持されるだけのしっかりとした理論構成になっていることを確認できる計量的アプローチを可能にしている。

最後に、これまでの考察から、理論・実証の両面から、需要ショックの実質為替レートに与える影響は特定できないことが分かった。今後も議論の争点となるケインズ流の需要喚起政策が有効であるか否かのポイントは、需要喚起政策が交易条件の変化を通じて、相手国の需要を奪取できるのかという点にある。この点で、需要サイドで発生するショックが、交易条件に与える影響がパラメータに依存していて特定できないという結論は、なかなか意義深い。パラメータを決定する経済環境に応じて、全く異なる結論を得られる可能性が示唆されているからである。この点を深める一つのアプローチは、経済環境を決定する要因は何かという点である。この議論は、国際的取引固有の価格メカニズムに求めるアプローチになる。さらに、この議論を深めることで、国際協調のあり方についても、新しい議論展開が可能になる。

- 1 本稿は、Nelson Mark [4] 8章を参考にしている。
- 2 $d_t = \delta_t + (1 - \gamma) \delta_{t-1} + (1 - \gamma) \delta_{t-2} + \dots$
 $d_{t-1} = \delta_{t-1} + (1 - \gamma) \delta_{t-2} + (1 - \gamma) \delta_{t-3} + \dots$
 ゆえに
 $d_t - d_{t-1} = \delta_t - \gamma \delta_{t-1}$
- 3 $\bar{q}_t = \frac{y_t}{\eta + \sigma} - \frac{d_t}{\eta + \sigma} + \frac{\sigma}{\eta + \sigma} E_t \bar{q}_{t+1}$ に
 $\bar{q}_t = a_1 y_t + a_2 m_t + a_3 d_t + a_4 \delta_t$ と
 $E_t \bar{q}_{t+1} = a_1 E_t y_{t+1} + a_2 E_t m_{t+1} + a_3 E_t d_{t+1} + a_4 E_t \delta_{t+1}$
 $= a_1 y_t + a_2 m_t + a_3 (d_t - \gamma \delta_t)$
 を代入する。例えば $E_t m_{t+1} = E_t m_t + E_t v_t = m_t$ なので。
 そうすると、
 $a_1 y_t + a_2 m_t + a_3 d_t + a_4 \delta_t = \frac{y_t - d_t}{\eta + \sigma} + \frac{\sigma}{\eta + \sigma} [a_1 y_t + a_2 m_t + a_3 (d_t - \gamma \delta_t)]$
- 4 $p_t = E_{t-1}(m_t - y_t + a \delta_t) + \theta (\bar{p}_t - E_{t-1}(m_t - y_t + a \delta_t))$
 $= (1 - \theta)(m_{t-1} - y_{t-1}) + \theta (m_{t-1} + v_t - y_{t-1} - z_t + a \delta_t)$
 $= (m_{t-1} - y_{t-1}) + (v_t - z_t + a \delta_t) - (v_t - z_t + a \delta_t) + \theta (v_t - z_t + a \delta_t)$
 $= \bar{p}_t + (\theta - 1)(v_t - z_t + a \delta_t)$
- 5 $p_t = E_{t-1}(m_t - y_t + a \delta_t) + \theta (\bar{p}_t - E_{t-1}(m_t - y_t + a \delta_t))$
 $= E_{t-1}(m_{t-1} - y_{t-1} + v_t - z_t + a \delta_t) + \theta (\bar{p}_t - E_{t-1}(m_{t-1} - y_{t-1} + v_t - z_t + a \delta_t))$
 ここで $E_{t-1} v_t = 0, E_{t-1} z_t = 0, E_{t-1} \delta_t = 0$ であることに注意し、再び \bar{p}_t にも代入を繰り返す。
 $p_t = (m_{t-1} - y_{t-1}) + \theta (v_t - z_t + a \delta_t)$
 $= (m_{t-1} - y_{t-1}) + (v_t - z_t + a \delta_t) - (v_t - z_t + a \delta_t) + \theta (v_t - z_t + a \delta_t)$
 $= \bar{p}_t + (\theta - 1)(v_t - z_t + a \delta_t)$
- 6 右辺⇒
 $y_t^d - \lambda i_t = d_t + \eta q_t - \lambda E_t(s_{t+1} - s_t) - \sigma (E_t(s_{t+1} - p_{t+1}) - E_t(s_t - p_t))$
 $= d_t + \eta q_t - (\lambda + \sigma) E_t((s_{t+1} - p_{t+1}) - (s_t - p_t)) - \lambda E_t(p_{t+1} - p_t)$
 $= d_t + \eta q_t - (\lambda + \sigma) E_t(q_{t+1} - q_t) - \lambda E_t(p_{t+1} - p_t)$
- 7 $E_t P_{t+1} = E_t \{(m_{t+1} - y_{t+1} + a \delta_t) - (1 - \theta)[v_t - z_t + a \delta_t]\}$
 $= m_t - y_t$
- 8 $\{\dots y_{t-1}, y_0, \dots, y_n, y_{n+1} \dots\}'$ の ' は、行ベクトルから列ベクトルに入れ替える (転置) という意味。
- 9 VAR モデルが理解しにくければ、とりあえず、AR モデルの記述を理解するようにつとめればよい。
 ところで、| | は、行列式を示している。
- 10 $y_t = \phi_1(\phi_1 y_{t-2} + \phi_2 y_{t-3} + \phi_3 y_{t-p-1} + \dots u_{t-1}) + \phi_2 y_{t-2} + \phi_3 y_{t-3} + \phi_p y_{t-p} + u_t$
 $= u_t + \phi_1 u_{t-1} + (\phi_2 + \phi_1^2) y_{t-2} + (\phi_3 + \phi_1 \phi_2) y_{t-3} + \dots$
 さらに、 $y_{t-2} = \phi_1 y_{t-3} + \phi_2 y_{t-4} + \phi_3 y_{t-p-2} + \dots u_{t-2}$ の関係を y_{t-2} に代入し整理した上で、さらに y_{t-3} を代入する作業を続ける。そうすると、 $y_{t-2}, y_{t-3}, y_{t-4} \dots$ は、どんどん消えてしまい、最後は $y_0 =$ 定数と攪乱項の系列で示されるようになる。こうして、VAR 表現がVMA 表現に変換される。
- 11 きちんと説明すれば、おおもとのVAR モデルの両辺に左から下三角形が非ゼロのT 行列を乗じてあげればよい。この場合、例えば係数は $T a_1$ となるが、これを再び a_1 と定義しなおしても一般性は失われない。
- 12 計測にはRATSを利用した。筆者のHP からダウンロード可能にしてある。
- 13 $\frac{y_t - d_t}{\eta} + \frac{\gamma}{\eta} \frac{\sigma}{\eta + \sigma} \delta_t$ より
 $\frac{-(d_{t-1} + \delta_t - \gamma \delta_{t-1})}{\eta} + \frac{\gamma}{\eta} \frac{\sigma}{\eta + \sigma} \delta_t > 0$
 となるようなパラメータの大きさでなければならない。

参考文献

- [1] C. Favero. Applied Macroeconometrics. Oxford University Press, 2001.

- [2] M. Obstfeld. Floating exchange rates : experience and prospects. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2 : 369 – 450, 1985.
- [3] M. Obstfeld. International macroeconomics : Beyond the mundell-fleming model. *NBER Working Papers*, w8369, 2001.
- [4] N. Mark. International Macroeconomics and Finance theory and Econometric Methods. *Blackwell publishers*, 2001.
- [5] O. Blanchard and D. Quah. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*., 79 : 655 – 673, 1989.
- [6] R. Clarida and J. Gali. Sources of real exchange rate fluctuations : How important are nominal shocks? *NBER Working Papers*, w4658, 1994.
- [7] 山本拓 経済の時系列分析 創文社 1988年

補論 ; Ratsを用いたBQ法の手順

ここでは時系列分析で定評のあるRATSを使ったが、同じことはEViewsやTSPなどのソフトでも可能である。主要部分のプログラムを示すとしてしよう。RATSでは、スクリプトの前に*を付けると、文章としてみなし、読み込まない。1行～7行目までは、データを読み込ませる手続きである。ここでは、データをC ファイルのホルダーtempに入れているが、この辺は自分のPCのデータの置き場所に応じて修正する必要がある。データは、EXCEL形式で入っている。

RATS のプログラム

* The Blanchard-Quah Example

cal 1979 1 12

all 2005 : 3

open data c : \ temp \ varexdata.xls

data (org=obs,format=xls)

次に、読み込んだデータを加工している。例えばlog JIP / ljprod は、データJIPを対数変換し、それをljprodと定義している。

log JIP / ljprod

.....

変数を定義した後に、systemからend (system) までは、非構造型のVARモデル設定である。Ratsでは、VARの設定はsystemとend(system)間に書き込む。またこのVARモデルは、rcmodelとタイトルをつけている。変数はdlprod usjcp dljpdolの三つであり、定数項も含めたラグ8のVARモデルになっている。estimateでこれを推計し、推計結果の内、outsigma=vによって分散などの推計データはモデル内に蓄積されるように指示されている。Fテストは行なわないように設定してある。

```

system(model=rcmodel)
variables dlprod usjcp dljpdol
lags 1 to 8
det constant
end(system)
estimate(outsigma=v,noftests)

```

ここでは、三つの変数に順位を与え (LIST IEQN = 1 2 3)、それぞれのインパルス応答関数を計算している。この際、この前段階で求めたVAR の分散、共分散データ (V) を利用するように設定してある。

```

LIST IEQN = 1 2 3
ERRORS(IMPULSES) 3 36 V
CARDS IEQN ** IEQN

```

この結果を踏まえて、BQ 法によるパラメータの計算が、本文 (14) 式の方法で行なわれている。

```

* Compute the Blanchard-Quah factorization of the covariance matrix compute bqfactor=%bqfactor(%sigma,%varlagsums)

```