

■ 論文

金融政策の国際間波及

岡田 義昭

目次
I はじめに
II 金融環境
III 金融政策概観
IV レジームスイッチング構造ベクトル自己回帰モデル
V 推計結果の評価
VI 結び
補論 レジームスイッチングSVAR
注
参考文献

▶ 要旨

本稿において、1990年代後半から最近に至るまでの日本の金融政策の展開を踏まえ、政策金利であるコールレートの推移をレジーム状態変数として採用した。そのうえで、政府・通貨当局による金融緩和策の円ドル為替レートならびに円建て取引条件に対するトランスミッションのダイナミック・プロセスに関し、レジームスイッチング構造ベクトル自己回帰モデル(RS-SVAR)を用いて日米の時系列統計データを基に推計した。その結果、非伝統的金融緩和策の円ドル為替レートに対するトランスミッション・プロセスは、国内財サービス価格や輸出入物価とは様相を異にし、有効に機能していることが分かった。

▶ キーワード

伝統的・非伝統的金融政策、フィリップス曲線、レジームスイッチング構造ベクトル自己回帰モデル、マルコフ連鎖遷移確率、トランスミッション・プロセス

▶ Abstract

In this paper, I estimate the dynamic transmission process of monetary easing policy, which Japanese Government and the monetary authority have been executing recently, to the US dollar-yen exchange rate and the terms of trade on a yen basis, by applying the regime switching structural vector autoregression model, based on Japan-US time series data. This study takes the call rate operation, one of Japanese policy tools, into account as regime state variables, reflecting the progress of Japanese monetary policy since the latter half of the 1990s. Conclusion is that the transmission process of Japanese monetary easing policy to the US dollar-yen exchange rate works effectively, unlike the transmission process to domestic goods and service prices and export/import prices.

I はじめに

日本経済は1990年代初頭に資産価格バブルが破裂したが、その後長期に亘る深刻な景気低迷とデフレに陥った。その間、日本銀行は政策金利であるコールレート（＝インターバンク市場無担保・翌日物金利）の誘導目標を下げ続け、1999年2月にはほぼゼロ水準まで引き下げた。いわゆる「ゼロ金利政策」の施行である。加えて2001年3月には「量的緩和政策」(QE)を導入し、2006年3月まで流動性を潤沢に供給し続けた。

2012年12月には第2次安倍内閣が発足した。同内閣は大幅な金融緩和政策と機動的な財政政策、民間活力の重視という三本柱の経済財政政策、すなわち“アベノミクス”を提示し、翌2013年4月より第一の柱である「異次元の金融緩和策」である量的・質的金融緩和策(QQE)が黒田東彦日銀新総裁のもとで実施された。これは「2%増の物価実現」が内閣・日本銀行の金融政策目標となり、それまでの量的緩和策や包括的金融緩和策の枠を超え、「質的緩和策」が新たに加わったのだ。さらにそれから3年後の2016年1月には、日本銀行は日銀当座預金の一部にマイナス金利を適用するところの「マイナス金利付き量的・質的金融緩和」の導入にも踏み切った。

しかしながら、こうした“非伝統的”とも称される政策金利引下げや流動性拡大にもかかわらず、国内の財サービス価格に対するトランスミッション効果は当初の期待ほどには高まらないことが観察され、大きな議論を喚起した。それと同時に、通貨の価格である為替レートや輸出入価格への伝達効果に対しても関心が高まった。すなわち、日本の非伝統的金融緩和策が単に国内のみならず新興国も含めて国際間でどのように波及し、その効果はいかなるものかという点である。

本稿ではそうした問題提起を踏まえ、まず日本の政府・日本銀行による伝統的・非伝統的金融緩和策の施行をレジームスイッチング変数として明示的に定式化する。さらにそれら変数のマルコフ連鎖遷移確率を計算し、その結果を基に“レジームスイッチング構造ベクトル自己回帰モデル”(RS-SVAR)により金融緩和策の国際間波及効果を検証する。

本稿の構成は以下の通りである。

まず第Ⅱ章・第Ⅲ章では、日本の1990年代後半以降の金融環境ならびに金融政策を概観する。ついでそれら金融緩和策の展開を踏まえ、第Ⅳ章では政策金利であるコールレート(＝インターバンク市場無担保・翌日物金利)誘導目標の推移をレジーム状態変数として定式化し、円ドル為替レートならびに日本交易条件に対するレジームスイッチング構造ベクトル自己回帰モデルを構築して日米時系列統計データを基に最尤推定量を求める。第Ⅴ章ではそれら計算結果を踏まえ、日本の伝統的・非伝統的金融緩和策の為替レートや交易条件を通じた国際間波及効果を検証する。最後に第Ⅵ章で本稿の分析から導かれる主要な結果を纏める。補論では本稿第Ⅳ章で適用したレジームスイッチング構造ベクトル自己回帰モデルの概要を要約する。

II 金融環境

本章では、1990年代から最近に至るまでの内外のマクロ経済や金融環境の動向に通底する特性を検討する。

1 金融緩和策

1990年代以降、日本初めその他主要国は長期的な経済低迷とデフレ現象に陥った。

日本経済は1990年代初頭に資産価格バブルが破裂したが、その後長期に亘る深刻な景気低迷に直面した。その間、日本の中央銀行である日本銀行は、景気低迷とデフレーションからの脱出を企図して、政策金利であるコール・レート（＝銀行間無担保・翌日物金利）の誘導目標を下げ続け、1999年2月にはほぼゼロ水準まで引き下げるところのいわゆる「ゼロ金利政策」を採用するに至った¹⁾。加えて2001年3月には「量的緩和政策」を導入し²⁾、2006年3月まで流動性を潤沢に供給し続けた。さらには、政策の時間軸効果を狙ったフォワード・ガイダンスを採用し、人々の将来予想に働き掛けた。かくして、“流動性の罫”のもとでは、日本経済に対して政策金利のコントロールによる伝統的・正統的な金融政策によって有効性を発揮することもはや不十分となったとの認識から、日本銀行は非正統的ないしは非伝統的な金融政策を採用することとなった³⁾。

日本経済のバブル崩壊後におけるこれら長期経済不況・デフレ現象に加え、2000年代後半になると、米国におけるサブプライム住宅ローンの不良債権化問題に端を発した世界的金融危機・同時不況がさらに深刻さを倍加した⁴⁾。かくして世界の主要中央銀行は、①政策金利の引き下げに加え、②潤沢な資金供給と金融調節手段の整備・強化と多様化、③買入れ対象資産の拡大、④個別金融機関等に対する流動性支援など、非伝統的金融政策を採用し、金融危機・同時不況からの脱出を図った⁵⁾。

翻って日本では2012年12月に第2次安倍内閣が発足した。同内閣は“アベノミクス”、すなわち、大幅な金融緩和策と機動的な財政政策、民間活力の重視という三本柱の経済財政政策を提示し、翌2013年4月より第一の柱である「異次元の金融緩和策」である量的・質的金融緩和策（QQE）が黒田日銀新総裁のもとで実施された⁶⁾。これは「2%の物価実現」が内閣・日本銀行の金融政策目標となり、従来までの量的緩和策や包括的金融緩和策の枠を超える新たな金融政策が求められたことによる。したがって、単に量的緩和策のみならず長期国債の買入対象を40年債を含む全ゾーンとし、毎月買い入れる長期国債の平均残存年限も7年程度まで広げる（従来は3年弱）という、いわば質的緩和策も新たに加わった。さらにそれから3年後の2016年1月には日本銀行は日銀当座預金の一部にマイナス金利を適用する「マイナス金利付き量的・質的金融緩和」の導入にも踏み切った⁷⁾。それまでの量と質を対象とした金融緩和策にさらに金利操作が加わったのだ。導入理由としては、ゼロ金利制約を解除して市場利子率

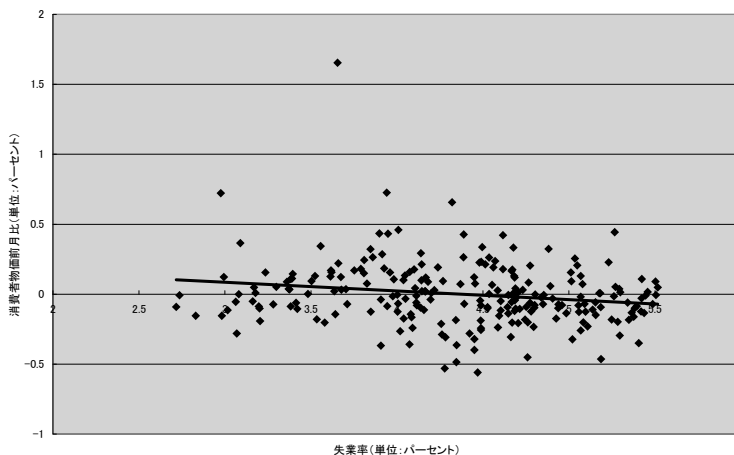
と自然利子率（＝均衡利子率）とのギャップを埋めることと、量的・質的金融緩和策の量的限界や財政コスト問題を回避するところにあったとされる⁸⁾。

2 フィリップス曲線の平坦化

一般に、貨幣賃金率と失業率との間には負の関係にあることが知られている。所謂「フィリップス曲線」と称されるものである⁹⁾。すなわち、失業率が低く労働需給が逼迫してくると貨幣賃金上昇率は大きくなるが、逆に失業率が高くなって景気が低迷してくると賃金上昇率は漸次小さくなることが指摘されている。ここでフルコスト原理を前提にすると、財サービスの価格は可変費用である賃金コストをベースにマークアップ率方式で決定されるから、財サービス価格と賃金との間で一対一対応の一義的な関係が導ける。したがって、ここにインフレと失業とのトレードオフ関係を示した「物価版フィリップス曲線」、すなわち縦軸に貨幣賃金率に換えてインフレ率を採り、横軸にはそのまま失業率を採れば、本来のフィリップス曲線と同じく右下がりの曲線を描くことができる¹⁰⁾。

ところで、日本の政府・日本銀行は、上述のごとく非伝統的金融緩和策の実施により景気を回復させデフレーションからの脱却を企図した。第Ⅱ－1図は1998年1月から2018年9月までの日本の消費者物価指数前月比（季節調整済み）ならびに毎月失業率（同）を散布図で示したものである。この図で示される如く、傾向線の定数項は0.27と小さく、また傾きは-0.06と極めて緩やかなものとなっている。因みに、例えば日本の高度経済成長期から安定成長期にかけての1960年1月から1990年12月に至る同様の散布図における傾向線の定数項は1.04であり、また傾きは-0.32であった。こうしたことから、政府・日本銀行が意図したような非伝統的金融緩和

第Ⅱ－1図 日本のインフレ率と失業率
(1998年1月～2018年9月)



資料：IMF, *IFS* (2018)

和策の実施による物価上昇の実現は、1998年1月から2018年9月までの期間中必ずしも奏功したとは言えないことが分かる。いわゆるフィリップス曲線の“平坦化”現象と称されるものである¹¹⁾。

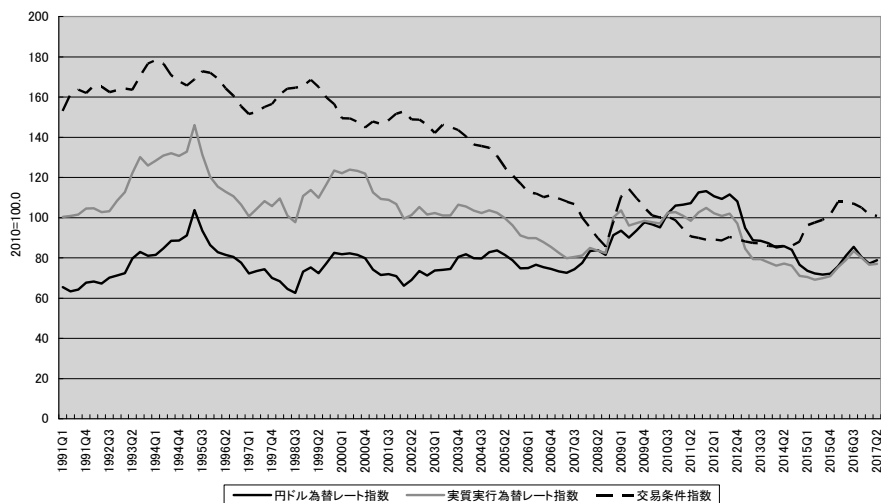
こうした現象に対する要因として、後の第Ⅲ章で概観するような①適合的予想形成（i.e. 過去の予想インフレ率を修正して将来を予想する）の要素が強い予想物価上昇率の低下、②ポートフォリオ・リバランス効果の低下、③金融環境の緩慢な緩和効果、④限定的な総需要・物価への押し上げ効果などに加え、メニューコストの存在や名目賃金の下方硬直性により構造型フィリップス曲線に非線形性のもたらされることが指摘されている¹²⁾。その他、以下のような物価を巡るマクロ経済構造の変化に関しても併せて言及されている。

(1) 経済のグローバル化に伴うサプライチェーンの発展が、コストの相対的に安い地域・企業を活用することで製造業の生産コストを引き下げ、物価上昇圧力が従来に比して弱まった¹³⁾。

(2) インターネットによる価格技術と透明性を伴うオンラインビジネス競争の激化、技術進歩による低コストのソフトウェアサービスの提供、ロボットや人工知能（AI）の普及など、革新的な技術発達がインフレのダイナミズムを変え、物価の下押し圧力となった¹⁴⁾。

(3) 世界的には貯蓄過剰状態にあってそれに見合った投資機会がないため、完全雇用に対応する均衡金利＝自然利子率の水準が大きく低下し、完全雇用になっても物価の上昇圧力はあまり強まらないとする（＝長期停滞論）¹⁵⁾。

第Ⅱ－2図 日本の円ドル為替レート・実質実効為替レート・交易条件



資料：IMF, IFS (2018)

3 為替レートと輸出入価格

上述したごとく、政策金利や流動性の国内財サービス価格に対する弱まったトランスミッション効果に対し、通貨の対外価格ないしは nominal な交換比率を意味する為替レートや、貿易財サービス価格である輸出入物価に対してはどうであったろうか。すなわち、日本の伝統的・非伝統的金融緩和策が単に国内のみならず新興国も含めて国際間でどのように波及し、その効果はいかなるものであったかという点である¹⁶⁾。第Ⅱ-2図は対米ドル名目円為替レート指数、実質実効為替レート指数、ならびに円建て交易条件（＝輸出価格指数 / 輸入価格指数（＝円表示））の四半期データを図示したものである。第Ⅱ-2図を見る限り、円ドル為替レートや交易条件の変動は、粘着的・硬直的な国内財サービス価格に比して相対的にかなりの程度弾力的ないしは柔軟であったと言える。

Ⅲ 金融政策概観

前章における金融環境の考察を踏まえ、本章において、“非伝統的”ないしは“非正統的”と称される近年の金融緩和策の展開を次章以降の実証分析に先立ち概観する。

1 非伝統的金融政策

非正統的・非伝統的金融政策とは、一般に①中央銀行のバランスシート構成を維持しつつ規模を拡大させる「狭義の量的緩和」と、②バランスシートの規模を一定に保ちつつ正統的資産を非正統的資産に組み替え、その構成を変える「狭義の信用緩和」から成ると解される。そして、「(広義の) 量的緩和」とは、経済に及んだショックに対処するため、上述のような中央銀行バランスシートの資産・負債サイド両面を最大限活用するところの従来の伝統的・正統的金融政策とは異なる非正統的・非伝統的政策手段のパッケージとしている¹⁷⁾。また、2000年代前半から半ば過ぎまで日本銀行が採用したこうした一連の金融政策の特色を、白川方明日本銀行総裁（当時）は次のようにまとめている。①インターバンク市場の無担保オーバーナイト金利 (i.e. コールレート) の誘導目標をほぼゼロ水準まで低下させたこと、②長期国債の買入れ増額など、さまざまなオペレーション手段を用いて潤沢な超過準備を供給したこと、③潤沢な流動性を円滑に供給するため、オペレーションの期間を長期化したこと、④日銀の購入資産には、リスク資産である資産担保証券 (ABS) や資産担保コマーシャルペーパー (ABCP) を含むなど、信用緩和 (credit easing) にも資する政策を採用したこと、⑤政策の時間軸効果をねらって、ゼロ金利政策や量的緩和政策を継続するというコミットメントを行ったこと、⑥金融システムの安定性を確保するため、金融機関の株式保有に伴う市場リスクを軽減すべく金融機関の保有する株式の買入れまで踏み込んだこと、としている¹⁸⁾。

これら非伝統的金融政策を更に敷衍すれば以下第2項～第5項のごとくである¹⁹⁾。

2 非伝統的金融緩和政策：日本の事例（1）

日本銀行は、1999年2月には「ゼロ金利政策」を採用したが、2001年3月に至り、金融市場調節の操作目標を正統的・伝統的なインターバンク市場無担保・翌日物金利（i.e. コールレート）から「日銀当座預金残高」に変更した。そして、これら残高目標値に対する所要準備額を5兆円程度とした。かくして、日本銀行にとって非正統的・非伝統的な金融政策である「量的緩和政策」が始まった。それまで同準備額は4兆円強であったことから、この1兆円にも達する増加額は極めて大きな金額であったと言えよう。その後、経済情勢の悪化に対応して逐次その額は引き上げられ、2004年1月に30～35兆円程度に達して以降、量的緩和政策を終了する2006年3月までこの水準に据え置かれた。この間、同政策による潤沢な資金供給を反映して、コールレートは0.001%にまで低下し、1999～2000年のゼロ金利政策時における0.02～0.03%を大きく下回った。加えて、こうした日銀当座預金残高の目標値を円滑に達成するため、日本銀行は、長期国債の購入額を当初の月額4千億円から徐々に引き上げ、2002年10月以降はおよそ3倍の月額1兆2千億円とした。2005年末時点では、日本銀行は日銀当座預金と銀行券の合計で117兆円のマネタリーベースを負債として計上（＝資金供給）し、一方で長期国債の保有額は63兆円にまで増額させた。また、日本銀行はこれら緩和政策に加えて、2002年10月から2003年9月までの間、金融機関保有の株式買入れを決め、銀行などの株式保有に伴う市場リスク軽減をもって金融システムの安定化を図った。さらには2003年7月から2006年3月までの間には、資産担保証券（e.g. ABS, ABCP等）の買入れを実施した。これは資産担保証券市場の活性化と発展を促し、また金融機関を通じた信用仲介機能を高めることによって、金融緩和に関する政策波及プロセスを強化することを目的としたとされる²⁰⁾。

日本銀行は、2003年10月の時点で、上述した資金の市中への潤沢な供給を消費者物価指数（除く生鮮食品）の前年同月比上昇率が安定してゼロ%以上となるまで“継続する”とのコミットメントを表明した。しかるに、2005年11月以降、総務省「消費者物価指数」（全国）の生鮮食品を除く総合の前年同月比がそれまでのマイナスからプラスに転じ、2006年3月初めに明らかとなった1月の同指数では前年同月比0.5%の大幅上昇（季節調整済前月比でも0.3%の上昇）となった。かくして2006年3月に至り、日本銀行は、消費者物価は先行きプラス基調が定着していくと見て、量的緩和政策に係わるコミットメントの条件が満たされたとの景気判断を下した。それゆえ、日本銀行はここで5年にわたる同政策を解除し、金融政策の操作目標をコールレートに切り替え、同レートが概ねゼロ水準で推移するように経済を誘導しつつ物価の目標水準達成に努めることを表明した²¹⁾。

3 非伝統的金融緩和政策の効果

金融機能不全に陥った各国経済において、とりわけ非伝統的金融政策が先行した日本の事例に関し、これら金融緩和政策がマクロ経済変数に与えた効果を検証すると、概ね限定的なもの

でしかなかったという評価が一般的である²²⁾。たとえば、鶴飼はこうした政策効果の実証分析に関する諸論文のサーベイ結果を以下の a～dのごとく纏めている²³⁾。

a 時間軸効果

量的緩和政策継続のコミットメントによってゼロ金利が将来にわたって継続されるという予想が短中期のイールドカーブを押し下げる効果（＝時間軸効果）は、多くの分析で明確に計測された。

b ポートフォリオ・リバランス効果

日銀当座預金供給量の増加による日本銀行のバランスシート拡大や、長期国債オペ増額による日本銀行の資産構成の変化の効果に関し見てみると、ポートフォリオ・リバランスがマネタリーベースと不完全代替の関係にある金融資産の利回りのうちプレミアム部分を縮小させる効果については結果がわかれており、また効果があったとする分析結果でもコミットメントの効果に比べれば小さな効果となった。一方、将来の短期金利経路に関する民間予想への影響（＝シグナル効果）については一部検出された。

c 金融環境の緩和効果

量的緩和政策は、総じて緩和的な金融環境を作り出したとの評価が多い。すなわち、量的緩和政策によって、不良債権問題を抱えた金融機関が市場から調達する資金にかかるプレミアムについて、格付け格差をほとんど反映しないところまで縮小したことが確認された。このことは、量的緩和政策が、金融機関の資金繰り不安を回避することによって金融市場の安定化や緩和的な金融環境を創出する効果を発揮したと解釈し得る。

d 総需要・物価への押し上げ効果

総需要・物価への押し上げ効果については、ゼロ金利下限制約下でのマネタリーベース増大がもたらす効果に限定すると、検出されないか、あってもゼロ金利制約のない時期に比べて小さいとの結果であった。一方、量的緩和政策の効果を広く捉えると、総じて無担保コールレート・オーバーナイト物を単にゼロ%にする以上の金融緩和が実現したことが示されているが、それにもかかわらず、総需要や物価を押し上げる効果は限定的との結果が多い。その理由として、ゼロ金利下限制約以外にも、バブル崩壊以降、資産価格の大幅な下落によって企業および金融機関のバランスシートが毀損した結果、金融緩和に対する企業や金融機関の反応が著しく鈍化したことが指摘される。

4 非伝統的金融緩和政策：日本の事例（2）

2000年代に入り、信用力の低い個人向け住宅融資であるサブプライム・ローン市場の混乱に端を発した米国の金融危機は、100年に1度あるかないかというほどの深刻な信用不安・信用収縮をもたらした²⁴⁾。

2001年6月から始まった米国の金融緩和政策は2004年6月末には終わり、米通貨当局は金融引き締め政策に転じた。これに伴い、住宅需要は急速に減少し、住宅価格も急落した。住宅価格の上昇を前提としたサブプライム・ローンの延滞率は徐々に高まり、不良債権化が進行・拡大した。かくして、サブプライム・ローン関連市場がひとたび危機的状況に陥ると、瞬く間に金融危機的状況は世界中に伝染・波及した。加えて2008年9月に米国5大証券会社の一翼を担ってきた「リーマン・ブラザーズ」が破綻したことにより、それまでの米国の金融構造は根底から覆されることとなった。さらにそれら金融危機の拡大は、世界の金融機関におけるローン残高や保有証券をことごとく劣化させ、多額の損失を発生させた。その結果、こうした信用危機は世界の実体経済をして1930年代の大恐慌を想起させるほどの未曾有の不況にまで追い込んだ。各国政府や財政・金融当局、主要国際機関は、これら経済危機からの脱却を図るべく、今日想定されるあらゆる手立てを講じた。

日本では日本銀行が2008年10月末にコールレート誘導目標を0.2%引き下げて0.3%としたことを初め、超過準備に0.1%の利息を付ける補完預金制度を採用した²⁵⁾。その後もコールレート誘導目標を徐々に引き下げ、また長期国債買切りオペ額を引き上げるなど積極的な金融緩和策を展開した。2010年10月に至ると「包括的金融緩和策」を実施し、資産買入れ等の基金を創設したり実質ゼロ金利政策を継続したりした。この包括的金融緩和策は追加緩和を伴いつつ2013年3月まで続けられた。

5 非伝統的金融緩和政策：日本の事例（3）

2012年12月に第2次安倍内閣が発足した。同内閣は“アベノミクス”、すなわち、大幅な金融緩和政策と機動的な財政政策、民間活力の重視という三本柱の経済財政政策を提示し、翌2013年4月より第一の柱である「異次元の金融緩和策」である量的・質的金融緩和策（QQE）が黒田日銀総裁のもとで実施された。「2%の物価実現」が内閣・日本銀行の金融政策目標となり、従来までの量的緩和策や包括的金融緩和策の枠を超える新たな金融政策が求められることとなった。

量的・質的金融緩和策とは凡そ以下のごとくである。

- (1) 金融調節の操作目標をコールレート（インターバンク市場無担保・翌日物金利）からマネタリーベースに変更し、加えてこれらの量を年間約60～80兆円に相当する金額まで引き上げる
- (2) マネタリーベース残高と長期国債や株価指数連動型上場投資信託の保有額を2年で倍増

させる

(3) 長期国債の買入対象を40年債を含む全ゾーンとし、毎月買い入れる長期国債の平均残存年限も7年程度まで広げる（従来は3年弱）

かくして新たな金融緩和策には単に(1)(2)の量的緩和策のみならず、(3)の質的緩和策も新規に加わった。

その後、黒田総裁の日本銀行は2年間でマネタリーベースを倍増し、購入する国債の平均残存期間も倍増するとする大胆な金融政策を執った。その結果、それまでの白川前総裁の金融政策にある種の物足りなさを感じていたマーケットには好感をもって受け入れられ、株式購入＝株価上昇と円レートの減価を加速した。ただし長期金利に与えた効果は株価に比べ限定的であった²⁶⁾。長期金利は、異次元政策の公表に伴って一時的に0.4%まで低下したが、その後上昇に転じ、イールドカーブ全体を引き下げるという日本銀行の当初の意図は必ずしも達成されなかった。もっとも、名目長期金利は不変でも、インフレ期待が高まれば実質金利の予測値は低下し、政策効果は有効となる。しかるに、この時期の各種サーベイや物価連動債に基づく将来のインフレ予測値を見る限りにおいて明確な上昇傾向を示していたことは注目されるべきであろう²⁷⁾。

以上のごとく、2013年春にデフレからの脱却を意図して導入された日本銀行の量的・質的金融緩和策を中心とした政策実施であったが、経済の実体は政策意図に比して必ずしも捗々しいものではなかった²⁸⁾。したがって、それから凡そ3年経った2016年1月、日銀当座預金の一部にマイナス金利を適用する「マイナス金利付き量的・質的金融緩和」の導入に踏み切った²⁹⁾。すなわち、日本銀行は日銀当座預金を3段階の階層に分け、基礎残高にはプラス0.1%の金利を、マクロ加算残高には0%を、政策金利残高にはマイナス0.1%をそれぞれ適用することに決めた。加えて、長期金利をもコントロールするという新たな挑戦に打って出た。こうしたマイナス金利や長期金利コントロールという緩和策の政策効果に対しては、その後関係者間で多くの議論を巻き起こした。例えば、争点の一例を挙げると、以下のごとくである³⁰⁾。

- (1) 異次元金融緩和策・マイナス金利の成否に関する評価
- (2) 政策を巡る論理の一貫性の確保問題
- (3) 財政危機に伴う出口問題
- (4) マイナス金利政策特有のより直接的な金融コスト・副作用に関する問題
- (5) 金融政策の技術上の限界点
- (6) 代替案の検討議論

これら政策のevidenceに立脚したpros and consに関しては、学界や政策担当者などでいずれも未だ明確な決着点の見えない多くの論争をもたらしている。

6 金融緩和政策：他主要国の事例

上述した日本の事例に加え、米国のサブプライム住宅ローン破綻に端を発し、その後のグローバルな金融危機に直面した世界の主要中央銀行もさまざまな政策に取り組んだ。たとえば、米国連邦準備制度、欧州中央銀行、イングランド銀行、カナダ銀行、スイス国民銀行、スウェーデン・リクスバンクなどの政策対応を見ると以下のごとくである³¹⁾。

a 政策金利の引き下げ

いずれの中央銀行も政策金利を1%以下の低水準まで引き下げ、実体経済における深刻な不況からの脱出を図ろうとした。加えて、いくつかの中央銀行では、“時間軸効果”をねらって、ターム物金利など長めの金利を低位安定化させるべく政策金利の先行きに関する低水準維持というコミットメントを表明した。

b 潤沢な資金供給と金融調節手段の整備・拡充

各中央銀行は、さまざまな手段を行使して短期金融市場に対し潤沢な資金供給を行い、もって市場の安定化を企図した。たとえば、①資金供給手段の拡充（e.g. オペの頻度・規模の引き上げ、オペ期間の長期化、適格担保・取引相手方の拡大等）、②新たな資金吸収手段の導入（e.g. 中央銀行による債務証券の発行等）、③スタンディング・ファシリティの整備（e.g. 貸出ファシリティの貸出期間延長、超過準備に対する付利制度導入等）などの金融調節手段が講じられた。

c 買入れ対象資産の拡大

中央銀行による金融調節の買入れ対象資産は、従来は主として短期国債など短期かつ安全度の高い金融資産に限られてきた。これに対し、今般の局面では、多くの中央銀行が従来の範囲を越えて買入れ対象資産を拡大した。たとえば、①信用市場の機能を活性化あるいは補完するため、CP・社債等の民間債務を買入れる、②幅広い金融資産の価格に影響を与えるためやあるいは通貨供給量の増加を図るために、国債ないしはエージェンシー債などの長期債券を買入れる、③金融機関を通じた信用仲介機能を維持・強化するために、金融機関から保有株式等の金融資産を買入れる、などである。

d 個別金融機関等に対する流動性支援

いくつかの中央銀行は、システムック・リスクを回避し金融システムの安定維持を図るため、「最後の貸し手」として個別金融機関等への流動性支援を実施した。このうち、たとえば米国においては、預金取扱金融機関（depository institutions）以外にも流動性支援の措置がとられるなどした。

7 先行研究

こうした1990年代後半から最近に至るまで日本の政府・通貨当局が不況やデフレからの脱却を企図して採用した伝統的・非伝統的金融緩和策に関し、それがマクロ経済にいかなる影響を与えたかというトランスミッション効果について、主として自己回帰モデルを用いて実証分析を行った研究として以下のような論文を挙げるができる。

粕谷/福永(2003)は、金融政策が日本経済に与える効果について非線形モデルの一種である円滑遷移VARモデルを用いて検証した。まず金融政策効果の非対称性の要因に関する理論的分析において、これまで指摘されてきたような要因変数の変化に沿って金融政策効果が単調に高まるケース(単調型)だけでなく、要因変数の変化に沿って金融政策効果が高まるが、要因変数の変化がある程度までいくと金融政策効果が逆に弱まるケース(反転型)があり得ることを理論的に指摘した。ついで、実際に実質鉱工業生産指数、M2+CD、CPI(除く生鮮食品)、コールレートの日本データを基に、円滑遷移VARモデルを用いて金融政策のマクロ経済に与える効果を検証した。その結果、不況ほど政策効果は大きい、過度の不況は効果が反転するという変化と、貸出市場での貸出態度が厳しいと政策効果は大きい、過度に厳しいと政策効果は反転するという変化が有意に見られることを明らかにした。

一般にマクロ経済を新IS-LM体系などの理論的枠組みで実証分析するに際し、ゼロ金利政策やマイナス金利政策、量的・質的金融緩和策を明示的に導入すると、政策金利反応式の「非線形性」が問題となる。これら非線形関係を定式化して論理的整合性を保持するためには、たとえば①名目金利の非負制約条件式の設定、②時変パラメータの推計、③レジームスイッチング・モデルなど非線形推計法の導入、などの工夫が必要となる。そこで岡田(2014a)は、上述③のマルコフスイッチング・モデルを日本の時系列統計データに適用することによってゼロ金利下限制約下のテイラー・ルール式に関する非線形性を陽表的に取り扱い、それによって、長引く景気低迷とデフレーションからの脱出を図るべく非伝統的な金融政策が導入された1990年代後半から2000年代の日本経済の動きを検証した。その結果、デフレ期においてはインフレ期に比べ、有効需要が大幅に不足した不況期には、需給がタイトな好況期に比して政策金利が物価下落や景気の下降に対応した政策金利の引き下げ策が極めて効果的に運用されていたこと、有効需要が大幅に不足した不況期には、需給がタイトな好況期に比して政策金利が物価下落や景気の下降に対応して有意に調整されたことを明らかにした。さらに、通常期は政策金利(無担保コールレート翌日物)の調整によって物価や需給ギャップの変動に対応していたが、政策金利水準がゼロ近辺まで低下すると金利調整ではもはや景気動向に対応しきれなくなり、金融政策の操作目標を日銀当座預金残高にシフトさせることにより量的緩和策に転じたことを実証的に明確化した。この背景には、時間軸効果を狙ってインフレ予想を生み出すことで政策効果を高め流動性の罫から脱出しようとする通貨当局の意図が汲み取れるとする。

Hayashi/Koeda(2013)(2014)(2018)は、日本政府・日本銀行が実施した量的緩和策(QE)がマクロ経済に与える効果に関し、レジームスイッチング構造ベクトル自己回帰モデルを用い

て日本経済を実証分析した。まず Hayashi/Koeda 論文はフォワード・ガイダンスの導入、預金受入れ金融機関の日銀当座預金超過残高、ならびにネットの政策金利（コールレートと金融資産購入最低付利との差）がゼロに近づくことをもって量的緩和策（QE）と定義した。そして、1999年3月から2000年7月、2001年3月から2006年6月、2008年12月から今日までネット政策金利がゼロであることより量的緩和策レジームとし、それらレジームスイッチング確率のもとでインフレーション、生産ギャップ、政策金利、超過準備（日銀当座預金残高と所要準備額との差額）の4変数を内生変数にとって構造ベクトル自己回帰式の計算を行った。その結果を踏まえ、インパルス応答シミュレーション、反事実的（counterfactual）推論を加えることにより、以下のような結論を得た。

(1) 量的緩和レジーム期には、日本銀行のQE政策は実質生産額やインフレーションに対してプラスの効果を及ぼすことが見て取れる。すなわち、実質生産額は拡大し、また消費者物価は上昇する。

(2) QE政策の解除にあたっては、例えば2006年5月ないしは6月時点では生産活動の活性化や物価上昇はその後も維持される。他方、2006年3月に至るまでの期間の解除では、超過リザーブが大幅に積み上がっていたことやマクロ経済状況が弱かったことから、生産活動や物価にはマイナスの影響を及ぼすことを指摘している。

Koeda (2018) もほぼ上述と同様の分析手法に基づき、日本の現行金融緩和策に関する出口過程について検討した。その結果、日本銀行が2016年9月に政策金利をマイナス0.1%からゼロ水準に戻したと仮定してシミュレーション分析すると、名目金利の上昇に比して物価の方がより大きく上昇するインパルス応答結果をもって、むしろ実質金利が引下がることにより景気押し上げ効果に結び付くと結論付けた。さらに Uribe (2017) (2018) は同様に1975:Q 1から2016:Q 4までの日本の時系列データに構造ベクトル自己回帰モデルを適用し、マルコフ連鎖モンテカルロ法によって推計した。その結果、継続的なインパルス応答過程を見ると、フォワード・ガイダンスに従って政策維持をアナンスしつつ段階的に利上げを行った場合、金利引上げ幅以上に物価が上昇し、実質金利の低下をもって一人当たりGDPは上昇するとの政策効果を導いた。

8 今後の課題

ところでこうした先行研究は、レジームスイッチング自己回帰モデルなどのごとく、政策の実施に伴う体系の非線形性を陽表的に取り扱った推計法を導入して、主として政策金利や流動性の国内財サービス価格や国内実質生産額に対するトランスミッション・チャンネルを対象とした実証分析である。これに対し、通貨の対外価格ないしは名目的交換比率である為替レートや貿易財サービス価格である輸出入物価（＝交易条件）に対する検証を通じて、日本の伝統的・非伝統的金融緩和策が単に国内のみならず新興国等も含めて国際間でどのように波及しその効果はいかなるものであるかという点に関しては、本稿も含めさらなる検討を要すると言えよう。

経済のグローバル化が言われて久しい。実際、各国経済は今日網の目のごとく相互に関連しあって運行する。したがって、一国の政策実施は即他国へもその影響が波及することから、閉鎖経済体系に基づく理論的・実証的分析を開放経済体系への分析まで拡張する必要性が今日極めて大きいと言えるであろう。

Ⅳ レジームスイッチング構造ベクトル自己回帰モデル

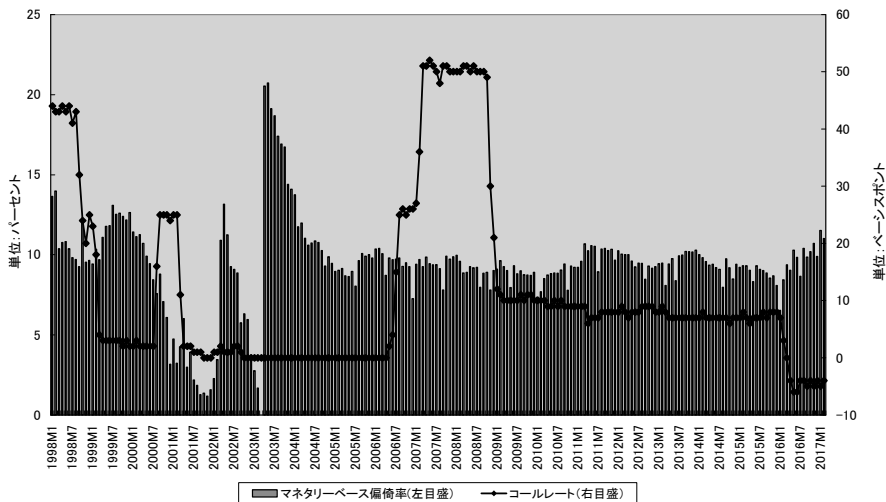
本章では、前章で概観した1990年代後半から最近までの日本の金融政策の展開に鑑みて、政策金利であるコールレート（＝インターバンク市場無担保・翌日物金利）誘導目標の推移をレジーム状態変数として採用し、政府・通貨当局による金融緩和策の円ドル為替レートならびに円建て取引条件に対するトランスミッションのダイナミック・プロセスをレジームスイッチング構造ベクトル自己回帰モデル（RS-SVAR）を用いて日米の時系列統計データを基に計算する。

1 レジームスイッチング

第Ⅳ－1図は、1998年1月から最近までの日本の政策金利であるコールレート誘導目標の推移ならびにマネタリーベースのトレンドからの偏倚率³²⁾の推移の双方をグラフ化したものである。この図から所謂ゼロ金利政策・マイナス金利政策の実施や大幅な流動性増を通じた金融緩和策の施行状況が見て取れる。

そこで我々は、レジーム状態変数としてこの政策金利であるコールレート誘導目標を採用する。レジーム数を $M=2$ とし、日本銀行が長引く景気低迷とデフレーションからの脱出のため

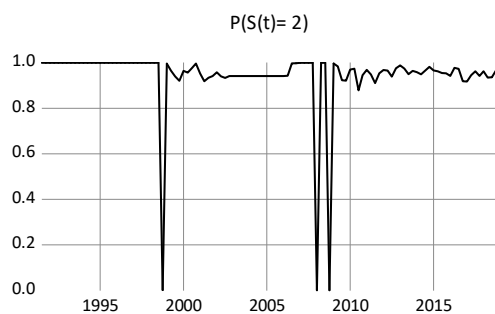
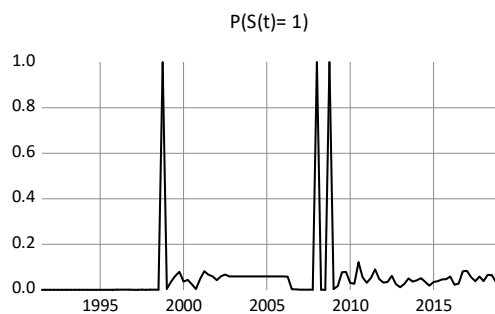
第Ⅳ－1図 日本の政策金利とマネタリーベース



資料：IMF, IFS (2018)

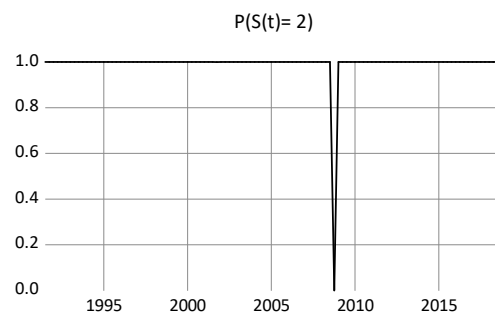
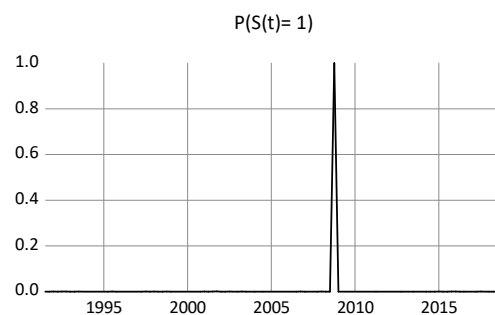
第IV-2図 マルコフ・スイッチング確率：円ドル為替レート

Simple Switching Filtered Regime Probabilities



第IV-3図 マルコフ・スイッチング確率：交易条件

Simple Switching Filtered Regime Probabilities



積極的な金融緩和を意図してコールレート金利目標水準をゼロ近辺ないしはマイナス金利まで引き下げた期をレジーム 2 とし、それ以外をレジーム 1 とする。

さらにこれらレジーム間のスイッチング (= 転換) 確率が 1 次のマルコフ過程、すなわち 1 期前の履歴にのみ依存するような確率過程を考える。このマルコフ・スイッチング確率に関し、為替レートならびに交易条件に対するスイッチング確率を図示すれば第 IV - 2 図・第 IV - 3 図のごとくとなる。

2 SVAR 計算

次いで、これらレジームスイッチング状態変数をもとに構造ベクトル自己回帰式を定式化し、日米の時系列データに適用して計算する (モデル式の概要に関しては本稿補論参照)。

RS-SVAR に関する内生変数としては〈日本マネタリーベース対 GDP 比率、日米金利差、円ドル為替レート〉ならびに〈日本マネタリーベース対 GDP 比率、日米金利差、円建て交易条件〉の変数を各々採用する³³⁾。また、金融市場は他の市場 (e.g. 財サービス市場、労働市場等) に比べて調整速度が相対的に速く、また本 RS-SVAR 計算で採用するデータは四半期ベースゆえ、ラグは 2 期とする (\leftrightarrow 6 ヶ月)。

a データ

ここで採用した日米経済の四半期時系列統計データ (IMF (2018)) を示すと以下のごとくである。

s : レジーム状態変数

m : マネタリーベース (円) \div 日本名目 GDP (同) (単位: パーセント)

r : 日本コールレートと米フェデラルファンドレートとの日米金利差 (単位: BP p.a.)

e : 対米ドル名目円為替レート (単位: 円 / 米ドル)

t : 円建て交易条件指数 (輸出物価指数 \div 輸入物価指数 (円レート換算), 単位: 2010 = 100.0)

統計データの標本期間は、1991年第 1 四半期より最近時点 (= 2018年第 4 四半期) までとする。マネタリーベース、日本名目 GDP、輸出物価指数、輸入物価指数の時系列データについては、原系列数値に対しセンサス X12-ARIMA 法により季節調整を施す。

b 推計結果

上述第 1 節のレジームスイッチングを前提としつつ、補論 (A9) 式で示される構造ベクトル自己回帰式に対する対数尤度関数について t を 1 期ずつ繰り上げ、 (μ, A, Σ, δ) に関し補論第 5 節の手順に従って逐次最大化をはかれば、ここに各レジームに対する構造ベクトル自己回帰

Table 1: Switching Transition Probabilities/Expected Durations

Sample (adjusted): 1991Q3 2018Q4		
Constant transition probabilities:		
$P(i, k) = P(s(t) = k s(t-1) = i)$ (row = i / column = k)		
	1	2
1	0.058395	0.941605
2	0.058395	0.941605
Constant expected durations:		
	1	2
	1.062017	17.12463

Table2: VAR Estimates

Sample (adjusted): 1991Q3 2018Q4				
Number of states: 2				
Standard errors in () & z-statistics in []				
	MONEY	IRATE	EXRATE	
Regime 1				
STATE	-4.359242 -2.7054 [-1.61131]	2.371784 -0.39697 [5.97477]	-32.29132 -6.90535 [-4.67628]	
Regime 2				
STATE	-0.820497 -0.24228 [-3.38651]	-0.004519 -0.03548 [-0.12734]	1.003496 -0.60624 [1.65529]	
Common				
MONEY(-1)	0.935893 -0.09218 [10.1532]	0.001978 -0.01347 [0.14683]	0.107528 -0.23079 [0.46590]	
MONEY(-2)	0.046914 -0.09052 [0.51827]	-0.001247 -0.01323 [-0.09429]	-0.059019 -0.22663 [-0.26042]	
IRATE(-1)	1.409617 -0.41531 [3.39409]	1.571642 -0.06086 [25.8227]	1.201489 -1.03849 [1.15695]	
IRATE(-2)	-1.064695 -0.42396 [-2.51131]	-0.604615 -0.06214 [-9.72947]	-2.216415 -1.05987 [-2.09120]	
EXRATE(-1)	-0.024534 -0.0337 [-0.72800]	4.64E-05 -0.00449 [0.01033]	1.109932 -0.08439 [13.1526]	
EXRATE(-2)	0.058235 -0.03274 [1.77890]	-0.001538 -0.00439 [-0.35076]	-0.167634 -0.08196 [-2.04535]	
SIGMA-MONEY	2.944087 -0.39708 [7.41430]	0.0044 -0.04105 [0.10719]	0.179223 -0.70307 [0.25492]	
SIGMA-IRATE	0.0044 -0.04105 [0.10719]	0.063077 -0.00856 [7.37135]	0.041249 -0.10318 [0.39976]	
SIGMA-EXRATE	0.179223 -0.70307 [0.25492]	0.041249 -0.10318 [0.39976]	18.37845 -2.49906 [7.35415]	
Transition Matrix Parameters				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic Prob.	
PI-C	-2.780348	0.59994	-4.634376	0
Determinant resid covariance		9.583231		
Log likelihood		-546.802		
Akaike info criterion		10.50549		
Schwarz criterion		11.26654		
Number of coefficients		31		

Table 3: Switching Transition Probabilities/Expected Durations

Sample (adjusted): 1991Q3 2018Q4			
Constant transition probabilities:			
$P(i, k) = P(s(t) = k \mid s(t-1) = i)$			
(row = i / column = k)			
	1	2	
1	0.009099	0.990901	
2	0.009099	0.990901	
Constant expected durations:			
	1	2	
	1.009183	109.9012	

Table 4: VAR Estimates

Sample (adjusted): 1991Q3 2018Q4				
Number of states: 2				
Standard errors in () & z-statistics in []				
	MONEY	IRATE	TOT	
Regime 1				
STATE	-7.355313 -3.39966 [-2.16354]	0.773385 -0.49297 [1.56881]	9.308702 -4.97934 [1.86946]	
Regime 2				
STATE	-5.758846 -3.42403 [-1.68189]	1.814708 -0.49519 [3.66468]	23.01214 -5.00172 [4.60084]	
Common				
MONEY(-1)	0.986869 -0.09422 [10.4744]	0.011883 -0.01356 [0.87661]	-0.179911 -0.1369 [-1.31422]	
MONEY(-2)	0.048683 -0.09895 [0.49200]	-0.014712 -0.01425 [-1.03260]	0.137927 -0.14388 [0.95861]	
IRATE(-1)	1.867669 -0.49026 [3.80955]	1.534811 -0.07002 [21.9185]	0.401155 -0.70779 [0.56677]	
IRATE(-2)	-1.821664 -0.47099 [-3.86777]	-0.580999 -0.06774 [-8.57660]	-0.297119 -0.6845 [-0.43407]	
TOT(-1)	0.044561 -0.06989 [0.63763]	-0.006537 -0.0077 [-0.84919]	1.459894 -0.07912 [18.4513]	
TOT(-2)	0.000334 -0.06931 [0.00482]	0.001216 -0.00744 [0.16358]	-0.507411 -0.07661 [-6.62365]	
SIGMA-MONEY	3.212486 -0.43317 [7.41619]	-0.014942 -0.04448 [-0.33590]	1.087143 -0.46049 [2.36086]	
SIGMA-IRATE	-0.014942 -0.04448 [-0.33590]	0.06765 -0.00912 [7.41487]	-0.069218 -0.06544 [-1.05766]	
SIGMA-TOT	1.087143 -0.46049 [2.36086]	-0.069218 -0.06544 [-1.05766]	6.892735 -0.9298 [7.41315]	
Transition Matrix Parameters				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
PI-C	4.690441	1.004595	4.668989	0
Determinant resid covariance		2.011713		
Log likelihood		-492.5787		
Akaike info criterion		9.519613		
Schwarz criterion		10.28066		
Number of coefficients		31		

(SVAR) モデルの最尤推定量が求められる。これら推計結果に加え、各構造ショックが1標準偏差だけ体系に加わったときの経済全体へ及ぼす影響を示すインパルス応答(単純・累積)、ならびにマネタリーベース比率や日米金利差が為替レートならびに交易条件へ及ぼす各寄与度=歴史的要因分解を纏めれば以下のごとくである。

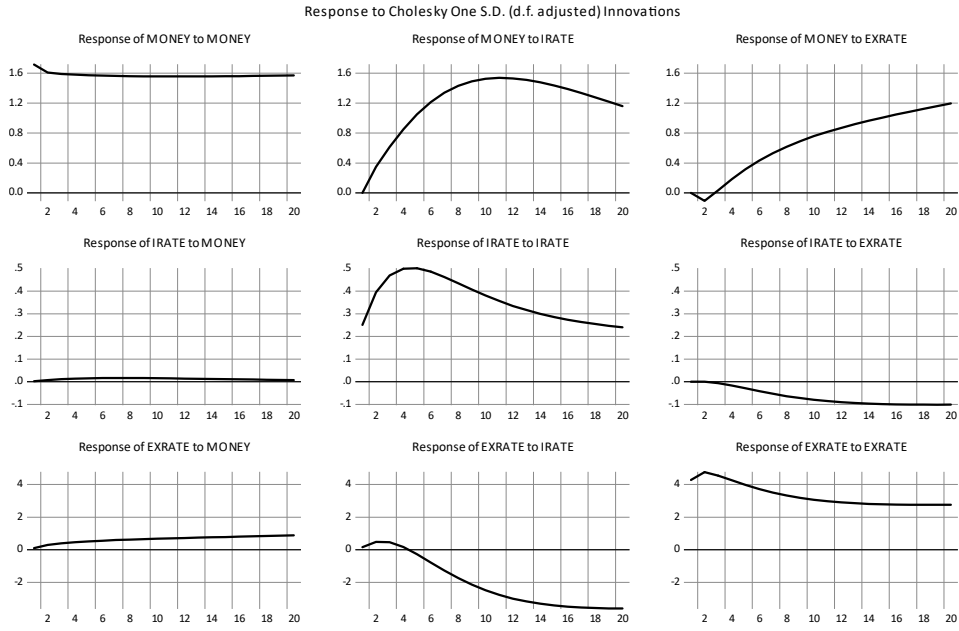
まず、1次のマルコフ過程に従うところの円ドル為替レートならびに交易条件に対する各レジーム転換確率、各レジームの平均持続期間³⁴⁾、ベクトル自己回帰式の推計結果を見てみよう。第Ⅳ-1表ならびに第Ⅳ-3表で示されるごとく、為替レートのレジーム転換確率に関し、状態1から状態2へのマルコフ推移確率、すなわち通常の金融政策を実施する状態1から、コールレート金利目標水準をゼロ近辺ないしはマイナス金利まで引き下げる状態2へ転換したときの推移確率は0.94であり、また状態1の平均持続期間は1.1四半期、状態2の平均持続期間は17.1四半期という結果が得られる。他方、円建て交易条件に対するレジーム転換確率に関しては、状態1から状態2への推移確率は0.99であり、また状態1の平均持続期間は1.0四半期、状態2の平均持続期間は109.9四半期となっている。

つぎにベクトル自己回帰式の推計結果は第Ⅳ-2表ならびに第Ⅳ-4表で示される。前者は〈日本マネタリーベース対GDP比率、日米金利差、円ドル為替レート〉を内生変数に採ったものであり、後者は〈日本マネタリーベース対GDP比率、日米金利差、円建て交易条件〉を内生変数に採ったものである。各統計量を見ると概ね妥当なものと言える。

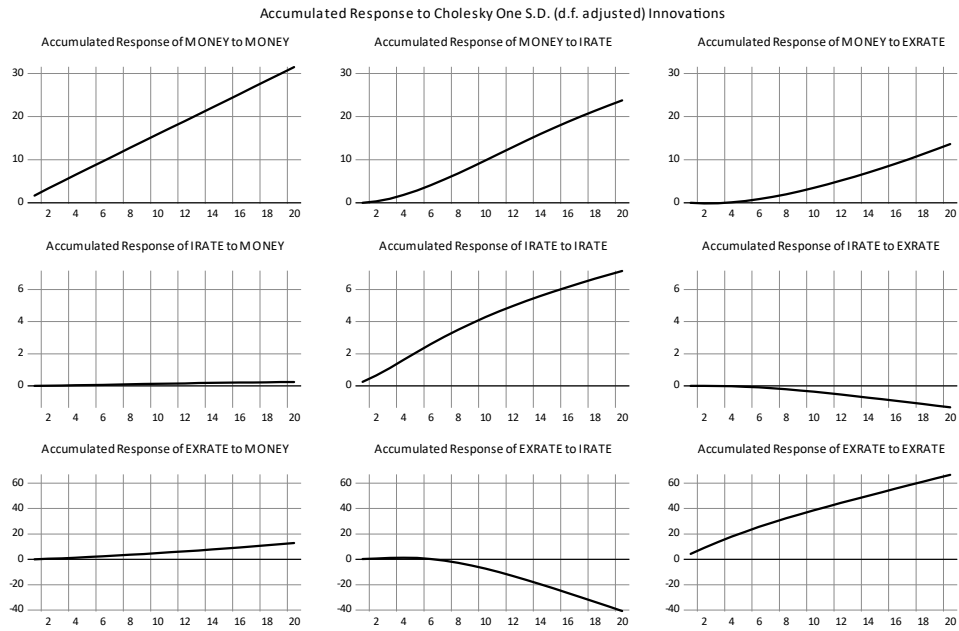
さらに各構造ショックを1標準偏差だけプラスで与えたときの各3内生変数のインパルス応答結果(単純・累積)は、第Ⅳ-4図~第Ⅳ-11図のごとくに示せる。日本の政策金利が引き下げられ、日米金利差が拡大してコールレートがフェデラルファンドレートを下回ると、金利裁定が働いて資本の流出と共に円ドル為替レートは減価し³⁵⁾、また、円のマネタリーベースが拡大すると、過剰流動性から円が売られて円ドル為替レートは同じく減価していることが見て取れる。交易条件(=円建て輸出物価/円建て輸入物価)に関しては、マネタリーベースが拡大すると為替レートの減価より円建て輸入物価が上昇して交易条件は悪化する。一方、コールレートがフェデラルファンドレートを下回ると、為替レートの減価より交易条件は同じく悪化するが、国内金利低下による景気刺激効果がこうした為替レート減価の効果を凌駕し、国内輸出価格は調整されて交易条件は良化する傾向が見られる³⁶⁾。

最後に、為替レートに及ぼすマネタリーベース比率ならびに日米金利差の各寄与度=歴史的要因分解を見ると、日米金利差に基づく金利裁定の寄与度がほぼ半分近くを占め、圧倒的にマネタリーベース比率の寄与度を上回っていることが分かる(第Ⅳ-12図参照)。他方、交易条件に及ぼす各要因の寄与度は、上述したごとく為替レートと輸出入物価面調整の側面が相互に絡み合う背景もあって余り明確には抽出し難い(第Ⅳ-13図参照)。

第IV-4図 インパルス応答 (単純) : 円ドル為替レート

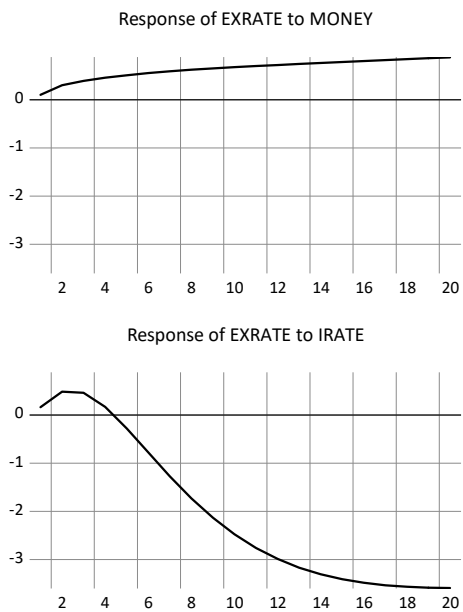


第IV-5図 インパルス応答 (累積) : 円ドル為替レート



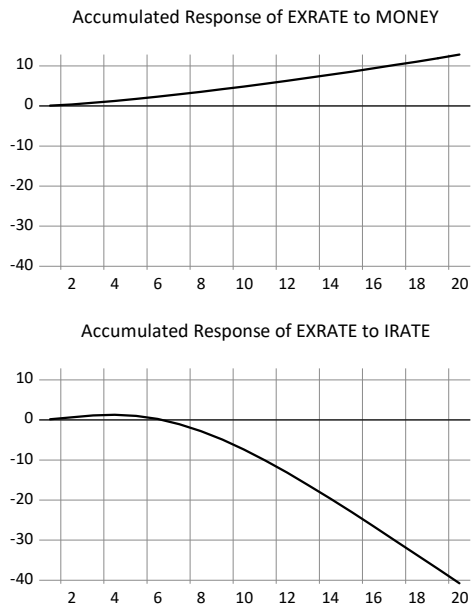
第IV-6図 インパルス応答 (単純) : 円ドル為替レート

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations

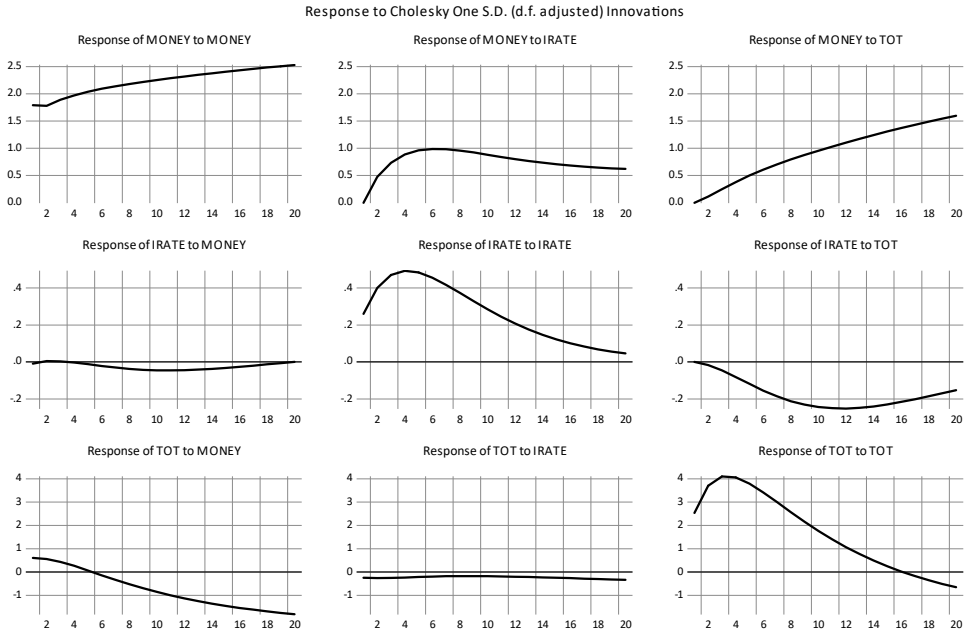


第IV-7図 インパルス応答 (累積) : 円ドル為替レート

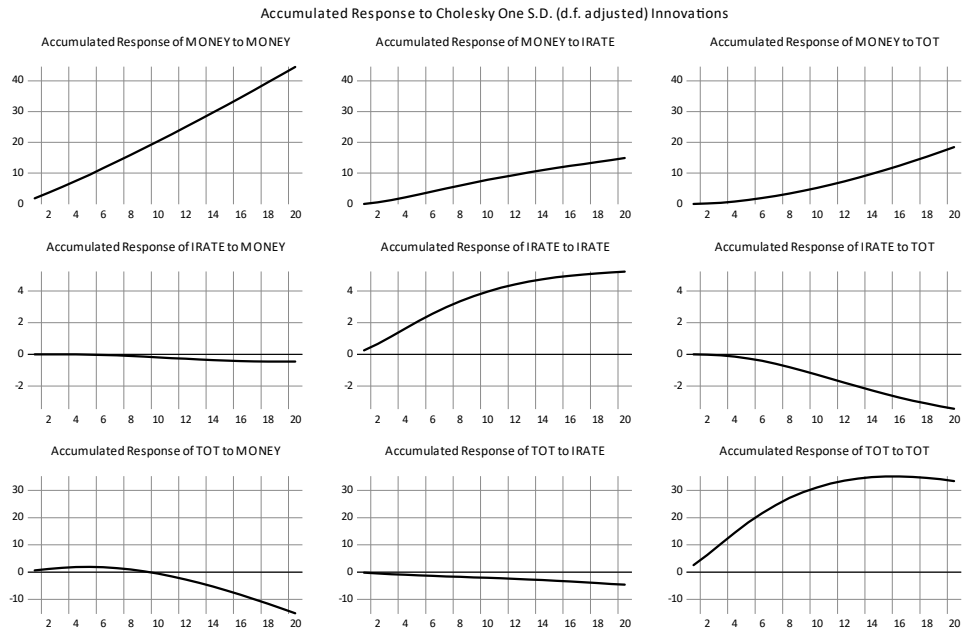
Accumulated Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations



第IV-8図 インパルス応答(単純): 交易条件

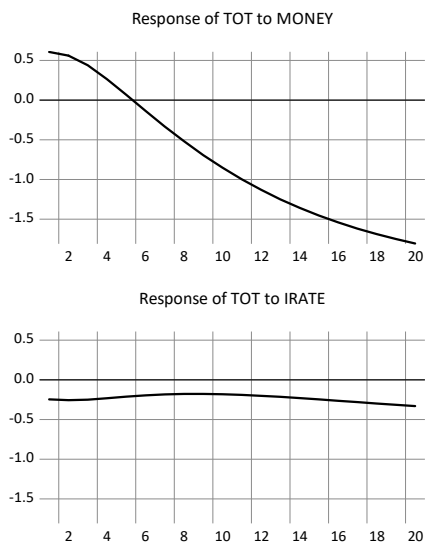


第IV-9図 インパルス応答(累積): 交易条件



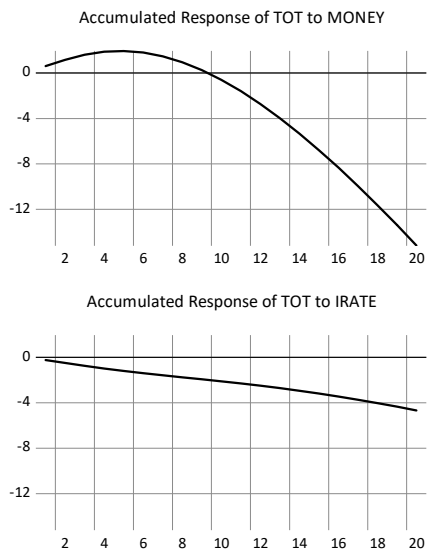
第IV-10図 インパルス応答(単純): 交易条件

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations

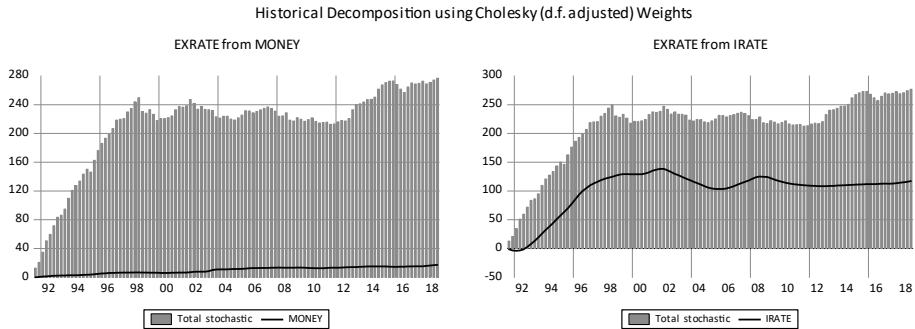


第IV-11図 インパルス応答(累積): 交易条件

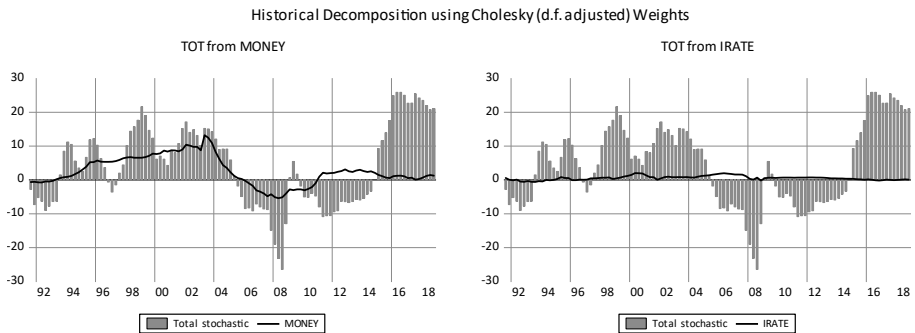
Accumulated Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations



第IV-12図 要因分解：円ドル為替レート



第IV-13図 要因分解：交易条件



V 推計結果の評価

本章では、前章の円ドル為替レートならびに日本交易条件に対するレジームスイッチング構造ベクトル自己回帰 (RS-SVAR) モデルの最尤推定量に関する推計結果に対し、それが示唆する現実的インプリケーションを考察する。

1 為替レート

a 変動相場制

世界各国は、自国を取り巻くそれぞれの通貨事情に応じて今日以下のような国際通貨制度を採用している³⁷⁾。

(1) 独自の法定通貨が放棄された為替相場制度：他国通貨（米ドル、ユーロなど）を唯一の法定通貨として流通させるか、あるいは、通貨同盟に属し、共通の法定通貨を加盟国間で共有する制度。

(2) カレンシー・ボード制：自国通貨を固定レートで特定の外貨と交換させるとともに、国内通貨流通量に見合うだけの外貨準備を通貨委員会（カレンシー・ボード）に保有させる制度。

- (3) 通常の固定相場制:(公式か、事実上かを問わず) 自国通貨をある主要通貨、または通貨バスケットに固定レートで釘付けにした制度。
- (4) 変動幅固定制: 通貨当局が中心レートとその上下一定の変動幅内で為替レートを維持する制度。
- (5) クローリング・ベッグ制: 為替レートを、事前にアナウンスされた一定の変化率で、あるいは、ある特定の量的な指標の変化に応じて定期的に変更する制度。
- (6) クローリング・バンド制: 事前にアナウンスされた一定の変化率で、あるいは、ある特定の量的な指標の変化に応じて定期的に中心値を変更し、その中心値周辺のある変動幅内に為替レートを維持する制度。
- (7) 特定の中央値を設定しない管理フロート制: 為替レートの事前にアナウンスされたパスを特定したり、事前に介入コミットメントを行ったりせず、その時々で通貨当局が外国為替市場に積極的に介入することによって、為替レート変動に影響を及ぼす制度。
- (8) 完全変動相場制: 原則外国為替市場の需給に応じて為替レートは決定されるが、大幅な為替レート変動を抑制したり、あるいは乱高下をスムーズなものにしたりするための当局の裁量的な為替介入は許される。

ところで、日本を初めとする主要各国の通貨市場はユーロ圏のごとく域外も含めて完全変動相場制を採用しているが、そこでは完全競争市場の条件である①同質性、②多数性、③完備性、④自由性、などを具備している³⁸⁾。したがって、為替レートのシグナル機能をもとに通貨の需給量が決まる一方、逆に通貨の需給量に応じて模索過程を通じ為替レートは自由に変動する³⁹⁾。もちろん完全変動相場制とは言っても必ずしもクリーンフロートとは限らない。変動幅が激しかったり変動速度が極めて速かったりすると、平準化・安定化をはかるべくポートフォリオ・リバランス効果やシグナル効果を狙って、必要に応じ「風に逆らう式」や「スミージングオペレーション」のごとく、金融当局の外国為替市場への単独ないしは協調介入は行われている。これによって乱高下、過剰反応、バブル、ペソ問題、ミスアラインメントなどの最小化が図られている⁴⁰⁾。ただし、本来的には名目円ドルレートは完全競争市場原理に基づいて変動すると言える。

b 推計結果の評価

しかるに、本レジームスイッチングSVARの推計結果を見ると、推計値の各統計量は妥当なものとなっている。またインパルス応答に関しては、日本の政策金利が引き下げられ、日米金利差が拡大してコールレートがフェデラルファンドレートを下回ると、金利裁定が働いて資本の流出と共に直ちに円ドル為替レートは減価し、また、円のマネタリーベースが拡大すると、過剰流動性から円が売られて円ドル為替レートは同じく直ちに減価していることが見て取れ

る。したがって、1998年以降、日本の政府・日本銀行が施行したゼロ金利政策や量的質的金融緩和策、さらにはマイナス金利政策などの伝統的・非伝統的金融緩和策は、少なくとも日本円通貨の米ドル建て価格表示である対米ドル名目円為替レートに対しては十全たるトランスミッション効果を確保していたと言える。これは国内財サービス価格の粘着ないしは硬直した時遷的・継起的動きとは極めて対称的な結果となっている。

2 輸出入価格 / 交易条件⁴¹⁾

a グローバル・バリューチェーン

1985年9月のプラザ合意以降円レートは米ドルに対して急速に増価した。それゆえ、米ドル建て取引を主体とする本邦企業の多くは、輸出競争力の低下や生産コストの相対的な増加を懸念してASEAN他東アジアを中心に生産拠点を積極的に移転させた。その結果、東アジアでは、企業立地の最適化に基づく生産ネットワーク＝工程間分業ネットワークないしは垂直的産業内分業ネットワークが形成された。

さらにまた1990年代後半になると、東アジアにおけるこれら生産ネットワークの既存の型は徐々に変化し始める。例えば製造業、とりわけ高付加価値品の生産においては、最終製品の完成までに多段階の工程を経ることになるが、情報通信技術の発展により、各工程がたとえ物理的・地理的に離れていてもひとつの事業プロセスとして管理・統括することを可能とした。このため、ASEAN初め東アジアの多国籍企業は、モジュール化された生産工程単位ごとに規模の経済や立地の優位性を域内で追求し始めた。こうした生産工程単位ないしは事業段階単位の国際分業システムは、「グローバル・バリューチェーン」として今日発展を遂げ、広範囲かつ複雑な高度のネットワークとして機能し続けてきている。

ところで、これら生産ネットワークの内部では国際間取引の値決めは一般的に予め定められた“社内レート”や“社内価格”によってなされ、且つ製品の国際間需給は全体的な生産計画によって決まる。したがって、生産ネットワークの構築が高まり、グローバル・バリューチェーンの展開が進むと、ネットワークの外部要因が自社の輸出入価格に及ぼす影響は低まざるを得なくなってきた。

b パス・スルー率

近年、技術通信技術などの急速な進展により、各種規制の撤廃もあって経済のグローバル化が加速した。したがって、技術に関する市場内伝播の速度は速まり、新技術の体化された製品に対する“差別化”を長期に亘って持続させることは著しく困難となった。その結果、市場におけるライバル企業との競争は激化し、各企業は市場での優位性を確保すべく価格・品質を含む全方位的競争力を強く意識することとなった。

一般に、世界の市場で利潤の最大化を図るよう合理的に行動する企業が最適価格を決定する

にあたり、貿易取引の建値や決済に対して生産者通貨建て（PCP）を選択するかあるいは市場別通貨建て（PTM）を選択するかという独占的競争市場での「通貨建て選択」問題は極めて重要な経営戦略となってきた。生産者通貨建てとは、企業が財サービスの輸出入に対して自国通貨により建値や取引・決済を行うものである。他方、市場別通貨建てとは、たとえ同一製品であっても企業は各国市場ごとにその国の通貨により建値や取引・決済を行うものである。したがって、場合によってはそれら企業は為替レート変動を輸出入価格にそのまま100%転嫁することなく、自社のマークアップ率を動かすことにより為替レート変動を吸収することもあり得る。かくして、東アジアの市場で競争が激化すると、必然的にPCP型企業よりもライバル企業との競争を意識したPTM型企業の割合が高まることとなった。

c 輸出入価格への影響

こうして、ASEANを初めとする東アジアでは生産ネットワークが構築されて深化し、グローバル・バリューチェーンが一層展開するにつれ、外部要因が自社の輸出入価格に及ぼす直接的影響は弱まざるを得なくなった。また生産者通貨建て価格設定型企業よりも市場別通貨建て価格設定型企業の割合が増えることで為替レート変動による輸出入価格へのパス・スルー率も低下傾向にある実態から、これもまた諸々の外部要因による輸出入価格への影響度を低める状況となった。したがって、金融緩和策の交易条件への波及効果は近年漸次低下しつつあると言える。

d 計算結果の評価

本レジームスイッチングSVARの交易条件（＝輸出物価／輸入物価）に関する計算結果によれば、1998年以降、日本の政府・日本銀行による伝統的・非伝統的金融緩和策の本邦企業の輸出価格や輸入価格へのトランスミッション効果は、為替レート関連結果に比べて余り明確なものとは言い難い。このような結果は、上述した日本企業の輸出入価格決定を取り巻くビジネス環境の構造的変移や独占的競争市場の特性などが少なからず影響していると思われる。

VI 結び

本稿において、政府・通貨当局による金融政策の円ドル為替レートならびに交易条件に対するトランスミッションの動学プロセスを、レジームスイッチング構造ベクトル自己帰帰モデル（RS-SVAR）を用いて日米の時系列統計データを基に推計し（1991年Q1～2018年Q4；112四半期）、以下のような結果を得た。但し、本モデル式では1990年代後半から最近に至るまでの日本の金融政策の展開を踏まえ、政策金利であるコールレート（＝インターバンク市場無担保・翌日物金利）誘導目標の推移をレジーム状態変数として採用している。

(i) レジームスイッチング構造ベクトル自己回帰式の内生変数として〈日本マネタリーベース対 GDP 比率, 日米金利差, 円ドル為替レート〉ならびに〈日本マネタリーベース対 GDP 比率, 日米金利差, 円建て交易条件〉を採用して最尤推定量を求めると, ベクトル自己回帰式に関して概ね妥当な推計結果が得られた。

(ii) 円ドル為替レートの変動に対し, 通常の金融政策を実施するレジーム状態からゼロ金利政策・マイナス金利政策という非伝統的金融政策レジーム状態へ転換するマルコフ推移確率は0.94と高く, また前者の状態に留まる平均持続期間は1.1四半期, 後者の状態の平均持続期間は17.1四半期であった。他方, 交易条件に対する非伝統的金融緩和策への転換確率は0.99であり, また通常の金融政策レジーム平均持続期間は1.0四半期, 非伝統的金融政策レジームの平均持続期間は109.9四半期となった。

(iii) 各構造ショックの為替レートに対するインパルス応答結果を見ると, 政策金利が引き下げられてコールレートがフェデラルファンドレートを下回るケースでは, 金利裁定が働いて資本の流出と共に円ドル為替レートは直ちに減価し, また, 円のマネタリーベースが拡大するケースでは過剰流動性から円が売られて為替レートは同じく直ちに減価することが示された。交易条件に関しては, マネタリーベースが拡大すると為替レートの減価より円建て輸入物価が上昇して交易条件は悪化する。一方, コールレートがフェデラルファンドレートを下回ると為替レートの減価より交易条件は同じく悪化するが, 国内金利下落による景気刺激効果がこうした為替レート減価の効果を凌駕し, 国内輸出価格は調整されて交易条件は良化する傾向が見られた。

(iv) 為替レートに及ぼすマネタリーベース比率ならびに日米金利差の各寄与度を見ると, 金利裁定要因の寄与度がほぼ半分近くを占め, 圧倒的にマネタリーベース比率の寄与度を上回っていることが分かる。一方, 交易条件に及ぼす各要因の寄与度は, 上述したごとく為替レート変動と輸出入物価調整の両側面が相互に絡み合うこともあって余り明確には抽出し難い。

(v) いずれにしても, 日本政府・通貨当局による伝統的・非伝統的金融緩和策のトランスミッション・プロセスは, 円ドル為替レートに関する限り1990年代以降今日に至るまで国内財サービス価格などは様相を異にして有効に機能していると言える。その理由としては, 国内物価の継起的・時遷的動きに関してはグローバル化するマクロ経済構造の変移や独占的競争市場の進展により粘着性・硬直性が強まる傾向にあるが, 一方, 米ドルと円が取引される外国為替市場は, それに比べ同質性, 多数性, 完備性, 自由性など“完全競争市場”の特性を十分に備えており, したがってトランスミッション・プロセス内部の伝達阻害物質ないしは夾雑物・不純物が相対的に少ないために, 経済政策などの外的ショックないしは外生的イノベーションが有効に機能すると思われる。

補論 レジームスイッチングSVAR

本補論において、本稿第IV章で用いたレジームスイッチング構造ベクトル自己回帰 (RS-SVAR) モデルの推計計算に関する概要を示す⁴²⁾。

1 基本モデル

まず、離散的時間 $t = \{1, 2, \dots, T\}$ において、

$y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})'$ ($k \times 1$ 次元ベクトル) : 内生確率変数

A_1, \dots, A_p ($k \times k$ 行列) : 推計されるべきラグ係数行列

μ_t ($k \times 1$ 次元ベクトル) : 切片ベクトル

$\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{kt})'$ ($k \times 1$ 次元ベクトル) : ホワイトノイズ・イノベーション過程

ただし、 $E(\varepsilon_t) = 0, E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \Sigma_t, E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$ (for $t \neq s$)

と置けば、次のような P 次の k 次元ベクトル自己回帰 (VAR) 過程が得られる。

$$(A1) \quad y_t = A_1 y_{1t} + A_2 y_{2t} + \dots + A_p y_{t-p} + \mu_t + \varepsilon_t$$

ここで M 個の経済の状態 (i.e. レジーム) の存在を仮定し、 $\forall m \in \{1, 2, \dots, M\}$ に対して $s_t = m$ のとき、我々は t 期においてレジーム m の状態にあると称する。そして、上述式 (A1) 式を幾分書き換え、 y_t は観測されない離散型状態変数 s_t の値に依存した VAR 過程に従うものと想定すれば、(A1) 式はまた

$$(A2) \quad y_t = \sum_{j=1}^p A_j(s_t) y_{t-j} + \mu_t(s_t) + \varepsilon_t : \text{レジーム転換切片型 (SI)}$$

もしくは

$$(A3) \quad y_t - \mu_t(s_t) = \sum_{j=1}^p A_j(s_t) (y_{t-j} - \mu_{t-j}(s_{t-j})) + \varepsilon_t : \text{レジーム転換平均型 (SM)}$$

の2種類の形式で表現できる⁴³⁾。

さらに、VAR の攪乱項を、 $s_t = 1, 2, \dots, M$ に対し、

$$(A4) \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma_\varepsilon(s_t))$$

$$f(\varepsilon | \Sigma) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{k}{2}} |\Sigma|^{\frac{1}{2}}} \exp\left(-\frac{1}{2} \varepsilon' \Sigma^{-1} \varepsilon\right) : \text{確率密度関数}$$

と多変量正規分布を仮定する。攪乱項の共分散行列 Σ_ε は、それゆえレジーム s_t に依存しつつ

$\Sigma_\varepsilon(s_t) = \Sigma_{s_t}$ によって求められると考える。

最後に、VAR の切片を外生変数と係数の積で表現し得るものと仮定すれば、

$$(A5) \quad \mu_t = C_m x_t$$

ただし、 C_m ($k \times l$ 行列)：推計されるべき外生変数係数

$x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{lt})'$ ($l \times 1$ 次元ベクトル)：外生変数

が得られる。

2 転換レジームへの対応

レジームスイッチング SVAR モデル分析では、誤差項が観測されない状態変数 s_t に依存するということが重要になってくる。ここで、今期ならびにそれ以前の s_t で且つ M^* の可能な状態集合を有する状態変数を S_t と定義する。したがって、先の (A2) 式 = レジーム転換切片型 (SI) を用いれば、観測可能なデータならびに今期観測できない状態 s_t に基づくレジーム転換切片により、誤差項が以下のように表示される。

$$(A6) \quad \varepsilon_t(s_t) = y_t - \sum_{j=1}^p A_j(s_t) y_{t-1} - \mu_t(s_t)$$

しかるに、 ε_t は今期の状態 s_t にのみ依存するから、 $S_t = s_t$ ならびに $M^* = M$ で、且つ $S_t = m$ と表現し得る。

一方、(A3) 式 = レジーム転換平均型 (SM) では、観測可能なデータに加え今期とそれ以前の観測できない状態変数 s_{t-j} に基づく以下のような誤差項表現となる。

$$(A7) \quad \varepsilon_t(S_t) = y_t - \mu_t(s_t) - \sum_{j=1}^p A_j(s_t)(y_{t-1} - \mu_{t-1}(s_{t-j}))$$

ただし、 $S_t = (s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-p})$ ($p+1$ 次元状態ベクトル)：今期ならびに p 次のラグ・

レジームで且つ $M^* = M^{p+1}$ を表す⁴⁴⁾。

3 最尤推定量

かくして、一定の観測値が与えられたときの t 期における尤度関数は、次式のごとく、1 期先のレジームスイッチング確率 P によってウエイト付けられた多変量正規分布確率密度関数 f (上述 (A4) 式) によって表され得る。

$$(A8) \quad L_t(\mu, A, \Sigma, \delta) = \sum_{m=1}^{M^*} f(\varepsilon_t | S_t = m) P(S_t = m | \Omega_{t-1})$$

ここで、 $\varepsilon_t(m) = (\varepsilon_t | S_t = m)$ は (A6) 式ないしは (A7) 式によって求められる値である。ま

た、 $\mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_M)$, $A = (A_{11}, \dots, A_{1p}, \dots, A_{pM})$, $\Sigma = (\Sigma_1, \dots, \Sigma_M)$ は VAR パラメータであり、 δ はレジーム確率を決めるパラメータである。さらに Ω_{t-1} は $t-1$ 期に利用可能な情報集合である。

かくして (A8) 式をさらに全期間に亘り対数をとって表示すれば、
(A9)

$$l(\mu, A, \Sigma, \delta) = \sum_{t=1}^T \log \left[\sum_{m=1}^{M^*} \frac{1}{(2\pi)^{\frac{k}{2}} |\Sigma(m)|^{\frac{1}{2}}} \exp \left(-\frac{1}{2} \varepsilon_t(m)' \Sigma(m)^{-1} \varepsilon_t(m) \right) P(S_t = m | \Omega_{t-1}, \delta) \right]$$

なる対数尤度関数が導ける。したがって、 t を 1 期ずつ繰り上げて $l(\mu, A, \Sigma, \delta)$ に対して逐次最大化をはかれば、ここに各レジームに対する構造ベクトル自己回帰 (SVAR) モデルの最尤推定量が求められる。

4 レジーム転換確率

尤度関数 (A8) 式において、多変量正規分布確率密度関数 f に加えもう一つの重要な要素はレジーム転換確率関数 P の特定化である。一般には単純スイッチング・モデルとマルコフ・スイッチング・モデルが利用される。

a 単純スイッチング・モデル

単純スイッチング・モデルとは、過去の状態に依存しない独立したレジーム転換確率を仮定する。

$$(A10) \quad P(S_t = j | S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \dots) = P(S_t = j) = p_j(t)$$

その上で、具体的計算にはロジット・タイプ多項式を適用する。

$$(A11) \quad P(S_t = m | \Omega_{t-1}, \delta) = p_m(G_{t-1}, \delta) = \frac{\exp(G'_{t-1} \delta_m)}{\sum_{j=1}^M \exp(G'_{t-1} \delta_j)}$$

ただし、 $\delta = (\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_M)^{45)}$

b マルコフ・スイッチング・モデル

レジーム間のスイッチング確率が 1 次のマルコフ過程、すなわち 1 期前の履歴にのみ依存するような確率過程を考える。

$$(A12) \quad P(S_t = j | S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \dots) = P(S_t = j | S_{t-1} = i) = p_{ij}(t), \quad \forall t \in \{1, 2, \dots, T\}$$

である。そして、このレジームスイッチング過程は時間不変、すなわち、 $\forall t \in \{1, 2, \dots, T\}$ に対して $p_{ij}(t) = p_{ij}$ なるマルコフ連鎖遷移確率で示されるものと仮定する。行列表示で示せば、

$$(A13) \quad p(t) = \begin{bmatrix} p_{11}(t) & \cdots & p_{1M}(t) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M1}(t) & \cdots & p_{MM}(t) \end{bmatrix}$$

$$\text{ただし, } \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1, \quad \forall i \in \{1, 2, \dots, M\}$$

である。行列の ij 要素は、 $t-1$ 期のレジーム i から t 期のレジーム j へ転換する確率を表している。実際の計算では、確率行列の各要素は各 i 行に対し、

$$(A14) \quad p_{ij}(G_{t-1}, \delta_i) = \frac{\exp(G'_{t-1} \delta_{ij})}{\sum_{s=1}^M \exp(G'_{t-1} \delta_{is})}, \quad \forall i, j \in \{1, 2, \dots, M\}$$

として単純スイッチング・モデル同様、ロジット・タイプ多項式によって求める⁴⁶⁾。

5 最尤推定量計算

(A9) 式的最尤推定量の計算に関し、ここではレジームスイッチング確率 P に対してマルコフ連鎖遷移確率を導入したケースを示す⁴⁷⁾。先ずフィルタリングで求めた $P(S_{t-1} = m | \Omega_{t-1})$ を所与として⁴⁸⁾ 次のようなステップで逐次計算を行う。

(i) マルコフ連鎖遷移確率行列に対し確率計算の基本ルールを用いることにより、レジームスイッチング確率の 1 期先の予測値を求める⁴⁹⁾：

$$P(S_t = m | \Omega_{t-1}) = \sum_{j=1}^M P(S_t = m | S_{t-1} = j) P(S_{t-1} = j | \Omega_{t-1})$$

(ii) つぎに、この 1 期先のレジームスイッチング確率を用いて、 t 期における利用可能なデータとレジーム m の多変量同時確率密度関数を求める：

$$f(\varepsilon, S_t = m | \Omega_{t-1}) = f(\varepsilon_t | S_t = m, \Omega_{t-1}) P(S_t = m | \Omega_{t-1})$$

(iii) さらに多変量同時確率密度関数を足し合わせ、観測データの周辺分布を求めることにより、 t 期における尤度関数 L_t を導く：

$$L_t(\mu, A, \Sigma, \delta) = f(\varepsilon_t | \Omega_{t-1}) = \sum_{j=1}^M f(\varepsilon_t, S_t = j | \Omega_{t-1})$$

(iv) 最後に、ステップ (ii) の計算値を用いてレジームスイッチング確率をフィルタリング推定し、ステップ (i) の 1 期先に対する予測値推定値を改定する：

$$P(S_t = m | \Omega_t) = \frac{f(\varepsilon_t, S_t = m | \Omega_{t-1})}{\sum_{j=1}^M f(\varepsilon_t, S_t = j | \Omega_{t-1})}$$

(v) これら各ステップを $t=1,2,\dots,T$ にわたって逐次計算する。また、ステップ (iii) では繰返し計算法を施すことにより (μ, A, Σ, δ) に対して尤度関数の最大化をはかる。

注

- 1) 日本銀行ホームページ (1999.2.13) (URL:<http://www.boj.or.jp/>, 最終閲覧: 1999年2月13日)。速水優哉 定例記者会見 (1999.4.13) (URL:http://www.boj.or.jp/announcements/press/kaiken_1999/, 最終閲覧: 1999年4月14日)。その他、翁 / 白塚 / 藤木 (2000), *ibid.* / 小田 (2000) 参照。また、ゼロ金利政策導入の経緯は植田 (2005) が詳しい。
- 2) 日本銀行ホームページ (2001.3.20) (URL:<http://www.boj.or.jp/>, 最終閲覧: 2001年3月20日)。
- 3) 量的緩和政策については、鶴飼 (2006), 福田 (2010), Ueda (2010) を参照。
- 4) 岡田 (2011) 第7章。
- 5) 2007年8月以降に主要国の中央銀行 (BOJ, FED, ECB, BOE, カナダ銀行, スイス国民銀行, リスクバンク) が実施した非伝統的金融政策の詳細に関しては、日本銀行企画局 (2009) を参照。
- 6) 日本銀行ホームページ (2013.4.4) (URL:http://www.boj.or.jp/announcements/release_2013/k130404a.pdf, 最終閲覧: 2013年4月5日)。黒田東彦総裁記者会見 (2013.4.4) (URL:http://www.boj.or.jp/announcements/press/kaiken_2013/kk1304a.pdf, 最終閲覧: 2013年4月5日)。量的・質的金融緩和政策に関する広範囲な視点からの検討に関しては岩田他 (2014) を、また、同政策に関する日本銀行の政策意図を説明するものとしては黒田 (2014) を参照。さらに同政策の理論的枠組みとしては植田 (2014) がある。
- 7) 日本銀行ホームページ (2016.1.29) (URL:http://www.boj.or.jp/announcements/release_2016/k160129a.pdf, 最終閲覧: 2016年1月29日)。黒田東彦総裁記者会見 (2016.1.29) (URL:<http://www.boj.or.jp/announcements/press/kaiken2016/kk1602a.pdf>, 最終閲覧: 2016年2月1日)。
- 8) 岩田他 (2016) pp.34-35。
- 9) Phillips (1958)。
- 10) 小泉進 / 建元正弘 (1972) 『所得分析』岩波書店, pp.278-286, 斎藤誠他 (2018) 『新版マクロ経済学』有斐閣, pp.214-222。
- 11) 渡辺 (2007), *ibid.* / 渡辺広太 (2016), Iakoval (2007), Occhino (2019), Gali / Gambetti (2019)。
- 12) 伊達他 (2016)。
- 13) Auer et al. (2017), Forbes (2018), Hawkesby (2019)。
- 14) Berg et al. (2018), Cavallo (2018)。
- 15) Summers (2016), Eggertsson et al. (2016), Cavallo et al. (2016), Rachel/Summers (2019)。
- 16) 岩田一政元日銀副総裁によれば、国際決済銀行とタイ中央銀行共催のセミナー (2011年12月開催) において、英国イングランド銀行からの参加者が、2008年9月の金融危機発生と同時に英ポンドは3割程度減価したが、但し2009年3月の大規模な資産購入プログラムの実施時には為替レートはほとんど反応しなかった点をもって、日本の事例に即して中央銀行によるバランスシート拡大策の国際間波及効果に関心を寄せたというものである (岩田 (2014) pp.2-3)。その他、一般的に金融政策→為替レート変動→輸出入数量 & 交易条件→国内景気動向・インフレ率という伝達ルートの特長から、金融政策の為替レートや輸出入価格へのトランスミッション効果に関心が持たれた。
- 17) 白塚 (2010) p.38。
- 18) 白川 (2009) pp.22-23。
- 19) 以下の説明は鶴飼 (2006), 翁 (2011) 第7章, 白川 (2008) 第18章, 岡田 (2011) 第7章, 岩田他 (2014) (2016) による。
- 20) 白川 (2009) op.cit.
- 21) 但し同年7月14日にはコールレートの目標水準を0.25%としている。
- 22) 鶴飼 (2006), 鎌田 / 須合 (2006), 堀内 (2004), Baba et al. (2005), Ito/Mishkin (2006), Kimura et al. (2003), Okina/Shiratuka (2004)。一方で、株式を含めた多数資産モデルのVAR分析では一定の効果が確認されたとする分析結果もある (本多他 (2010))。但し、本田他が用いた景気指標は、円安に伴う輸出増に敏感に反応する鉱工業生産指数であったことは注意すべきであろう。

- 23) 鶴飼 (2006)。
- 24) 米国の2000年代における金融危機に関しては、岡田 (2011) 第7章を基に纏めた。
- 25) 日本銀行ウェブサイト (URL: <http://www.boj.or>, 最終閲覧: 2018年3月)。
- 26) 短期債券の利回りは政策金利との相関が強く、一方、10年債など長期債の利回りは投資家の将来見通しを含む市場実勢判断で決まるとされる。それゆえ、投資家の多くが将来の景気後退を予測し、安全資産とされる長期債券に買いが集中すると、長期債の利回りは低下する。このことをもって、長期債利回りが短期債利回りを下回る逆イールドカーブ現象を景気後退判断の目安の一つとする。
- 27) 岩田他 (2014)p.4。
- 28) 日本銀行自身による量的・質的政策効果の評価については、日本銀行『『量的・質的金融緩和』導入以降の経済・物価動向と政策効果についての総括的な検証』2016年9月21日に纏められている。日銀自身は、予想物価上昇率の押し上げと名目金利の押し下げにより実質金利を低下させたから金融環境は改善し、その結果、経済・物価は好転して物価の持続的な下落という意味でのデフレはなくなったと評価している。ところで、一般に金融政策はサイエンスというよりはアートの側面が強いとされる。したがって、金融政策実務を踏まえた政策担当者の論は、理想論や抽象論を避け、議論に現実性や実行可能性を持たせるうえで極めて重要である。その点、同政策の成果とその運用限界に関し、実際に政策運営を担った者としての視点から明確な論証を展開したところのかつて日銀理事の職にあった早川 (2016) の主張内容は傾聴に値する。すなわち、同政策ははっきりとした根拠に乏しく試行錯誤による実験的政策の性格を持っており、しかもそれが成功するとすれば政策現実から判断して短期決戦のケースのみに限られるというものである。
- 29) 日本銀行『『マイナス金利付き量的・質的金融緩和』の導入』2016年1月29日。
- 30) 岩田他 (2016), 日本経済研究センター編 (2016)。
- 31) 以下の説明は日本銀行企画局 (2009) による。
- 32) トレンドには Hodrick=Prescott フィルターを適用し、そこからの偏倚率を計算した。ただし偏倚率の最小値がゼロとなるよう定数項修正をはかった。
- 33) Cholesky 順序に関しても、変数の外生性ないしは先決性に鑑みて、この <日本マネタリーベース対 GDP 比率, 日米金利差, 円ドル為替レート> ならびに <日本マネタリーベース対 GDP 比率, 日米金利差, 日本交易条件> の順序とする。
- 34) 状態 i の平均持続期間は、 P_{ii} をレジーム転換確率とすれば $\frac{1}{1-p_{ii}}$ によって与えられる。
- 35) 本インパルス応答計算では各構造ショックを1標準偏差だけプラスで与えているが、マイナスで与えても結果は計算式の線形フォーマーミュラより完全に“対称的”となるゆえ、各3内生変数のインパルス応答結果に関して計算結果とは逆の解釈が成り立つ。すなわち、政策金利の引き上げ (計算) → 引き下げ (解釈), コールレートがフェデラルファンドレートを上回る (計算) → 下回る (解釈), 金利裁定が働いて円ドル為替レートは増値し (計算) → 減値し (解釈), などである。
- 36) 上述注35) 参照。
- 37) 岡田 (2006) 第1章。
- 38) Ibid. (2008) pp.30-31.
- 39) したがって、 t 期における外国為替市場の模索過程を
- $$\dot{e}_t = \alpha [D(e_t) - S(e_t)]$$
- e : 外国為替レート ($\dot{e}_t \equiv \frac{de_t}{dt}$)
- α : 市場調整速度
 D : 為替需要関数
 S : 為替供給関数
- と置けば、市場の調整速度 α は無限大となっている。
- 40) 岡田 (2014b)p.334。
- 41) 以下 (a) ~ (c) 項に関しては、渡邊 / 岡田 (2018a) (2018b) 参照。
- 42) 本補論は、Hamilton (1989), *ibid.* (1994) Chap.22, *ibid.* (2005), ならびに Quantitative Micro Software (2019) Chap.46を基に纏めた。
- 43) QMS (2019) pp.847-848.

44) レジーム転換平均型 (SM) の特定化において, $S_t = m$ なる式は以下のように解される。すなわち,

$$S_t = (a_0(m), a_{-1}(m), \dots, a_{-p}(m))$$

としたとき, $a_k(m)$ は, $m=1, \dots, M^*$ の実現可能性を有する k 番目のラグ状態変数を意味している。

45) ここで $\delta_M = 0$ と置いて, $\exp(G'_{t-1}\delta_M) = 1$ なるよう正規化しておく。

46) ここで単純スイッチング・モデル同様 $\delta_{iM} = 0$ と置き, 同じく $\exp(G'_{t-1}\delta_{iM}) = 1$ なるよう正規化を施しておく。

47) 単純スイッチングに関する計算法に関しては QMS (2019) pp.851-852 を参照。

48) 以下逐次計算を行うに際し, レジームスイッチング確率の初期値 $P(s_0 = m | \Omega_0)$ を予め確定する必要がある。

一般的には初期値はマルコフ連鎖遷移確率のエルゴードの定常値 (Hamilton (1994) pp.46-47, pp.681-682),

すなわち, $\pi = \lim_{t \rightarrow \infty} P^t$ ($\pi_{ij} \geq 0$ & $\sum_{j=1}^M \pi_{ij} = 1$) が用いられる (QMS (2019) pp.853)。それゆえ, 初期値はマルコフ連鎖遷移確率を決めるパラメータを基に求めることが可能となる。

49) 観測されない状態変数と観測される変数とから構成される状態空間モデルにおいて, 状態変数 s_t の推定問題としてその情報量の多さより,

$\tau > t$: プレディクション (予測推定)

$\tau = t$: フィルタリング (濾波推定)

$\tau < t$: スムージング (平滑推定)

と称される (谷崎 (2007))。したがって, 本モデルにおいて t 期のレジームスイッチング確率を推定する際, 最終期の情報集合 Ω_T を用いる場合はスムージングであり, t 期の情報集合 Ω_t を用いる場合はフィルタリングである。また, $t-1$ 期の情報集合 Ω_{t-1} を用いる場合はプレディクションである。

参考文献

- 岩田一政 / 日本経済研究センター編 (2014) 『量的・質的金融緩和』 日本経済新聞出版社
- / 左三川郁子 / 日本経済研究センター編著 (2016) 『マイナス金利政策』 日本経済新聞出版社
- / —— / 日本経済研究センター編著 (2018) 『金融正常化へのジレンマ』 日本経済新聞出版社
- 植田和男 (2005) 『ゼロ金利との闘い』 日本経済新聞社
- (2014) 「非伝統的金融政策, 1998年—2014年: 重要な金融的摩擦と「期待」の役割」 日本金融学会会長講演, 於慶應義塾大学
- 鶴飼博史 (2006) 「量的緩和政策の効果: 実証研究のサーベイ」 『金融研究』 2006年10月, 日本銀行金融研究所, pp.1-45
- 岡田義昭 (2006) 『国際金融の新たな枠組み』 成文堂
- (2008) 『現代経済理論 < 第2版 >』 成文堂
- (2011) 『国際金融論攷』 成文堂
- (2014a) 「デフレ期における日本の金融政策」 『地域分析』 第53巻第1号, 愛知学院大学産業研究所
- (2014b) 『グローバル化への挑戦と開放マクロ経済分析』 成文堂
- 翁邦雄 (2011) 『ポスト・マネタリズムの金融政策』 日本経済新聞出版社
- / 白塚重典 / 藤木裕 (2000) 「ゼロ金利下の金融政策—中央銀行エコノミストの視点—」 『ディスカッション・ペーパー』 No.2000-J-10, 日本銀行金融研究所
- / 小田信之 (2000) 「金利非負制約下における追加的金融緩和策: 日本の経験を踏まえた論点整理」 『金融研究』 第19巻第4号, 日本銀行金融研究所, pp.145-186
- 粕谷宗久 / 福永一郎 (2003) 「金融政策効果のレジーム変化: 円滑遷移 VAR モデルによる分析」 『Working Paper Series』 03-7, 日本銀行調査統計局
- 鎌田康一郎 / 須合智広 (2006) 「政策金利ゼロ制約下における金融政策効果の抽出」 『ワーキング・ペーパー』 No.06-J-13, 日本銀行
- 黒田東彦 (2014) 「非伝統的金融政策の実践と理論」 国際経済学会第17回世界大会講演
- 白川方明 (2008) 『現代の金融政策: 理論と実際』 日本経済新聞出版社

- (2009)「金融政策の実践と金融システム：思考様式を巡る変遷」『金融研究』2009年10月号，日本銀行金融研究所，pp.21-26
- 白塚重典 (2010)「わが国の量的緩和政策の経験—中央銀行バランスシートの規模と構成を巡る再検証—」『フィナンシャル・レビュー』2010年第1号，財務省財務総合政策研究所，pp.35-58
- / 寺西勇生 / 中島上智 (2010)「金融政策コミットメントの効果：わが国の経験」『金融研究』2010年7月，日本銀行金融研究所，pp.239-266
- 伊達大樹 / 中島上智 / 西崎健司 / 大山慎介 (2016)「米欧諸国におけるフィリップス曲線のフラット化—背景に関する3つの仮説—」『日銀レビュー』2016-J-7，日本銀行
- 谷崎久志 (2007)「状態空間モデル」箕谷千風彦 / 縄田和満 / 和合肇編『計量経済学ハンドブック』朝倉書店，pp.621-642
- 中川満 (2007)「マルコフ・スイッチング・モデル」『日本統計学会会報』No.30，pp.8-10
- 日本銀行企画局 (2009)「今次金融経済危機における主要中央銀行の政策運営について」*BOJ Reports & Research Papers*, 2009年9月
- 日本経済研究センター編 (2016)『激論マイナス金利政策』日本経済新聞出版社
- 早川英男 (2016)『金融政策の「誤解」—“壮大な実験”の成果と限界—』慶應義塾大学出版会
- 福田慎一 (2010)「非伝統的金融政策—ゼロ金利政策と量的緩和政策—」『フィナンシャル・レビュー』2010年第1号，財務省財務総合政策研究所，pp.9-34
- 堀内昭義 (2004)「長期停滞の原因と対応策」浜田宏一 / 堀内昭義 / 内閣府経済社会総合研究所編『論争日本の経済危機—長期停滞の真因を解明する』日本経済新聞社，pp.289-318
- 本多佑三 / 黒木祥弘 / 立花実 (2010)「量的緩和政策：2001年から2006年にかけての日本の経験に基づく実証分析」『フィナンシャル・レビュー』2010年第1号，財務省財務総合政策研究所，pp.59-81
- 宮尾龍蔵 (2016)『非伝統的金融政策：政策当事者としての視点』有斐閣
- 渡邊隆俊 / 岡田義昭 (2018 a)「東アジア貿易の構造的変移」『地域分析』第56巻第2・3号，愛知学院大学産業研究所
- / —— (2018 b)「東アジアの貿易ハブ構造に関する実証分析」『地域分析』第57巻第1号，愛知学院大学産業研究所
- 渡辺努 (2007)「動かぬ物価の謎」一橋大学物価研究センター (URL: <https://www.ier.hit-u.ac.jp/~ifd/>，最終閲覧2019年8月1日)
- / 渡辺広太 (2016)「デフレ期における価格の硬直化：原因と含意」『ワーキングペーパーシリーズ』No.16-J-2，日本銀行
- Andrews, D.W.K. (1993), "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point," *Econometrica*, Vol.61, No.4, pp.821-856
- Auer, R., C. Borio and A. Filardo (2017), "The Globalisation of Inflation: the Growing Importance of Global Value Chains," *BIS Working Papers* No 602, the Bank for International Settlements
- Baba, N., S. Nishioka, N. Oda, M. Shirakawa, K. Ueda, and H. Ugai (2005), "Japan's Deflation, Problems in the Financial System, and Monetary Policy," *Monetary and Economic Studies*, Vol.23, No.1, Bank of Japan, pp.47-111
- Benhabib, J., S. Schmitt-Grohé and M. Uribe (2002), "Avoiding Liquidity Traps," *Journal of Political Economy*, Vol.110, No.3, pp.535-563
- Berg, A., E. F. Buffie and Luis-Felipe Zanna (2018), "Should We Fear the Robot Revolution? (The Correct Answer is Yes)," *IMF Working Paper* WP/18/116, International Monetary Fund
- Bhar, R. and S. Hamori (2004), *Hidden Markov Models: Application to Financial Economics*, Kluwer Academic Publishers
- Brown, R.L., J. Durbin and J.M. Evans (1975), "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time," *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B, Vol.37, No.2, pp.149-192
- Castelnuovo, E., L. Greco and D. Raggi (2008), "Estimating Regime-Switching Taylor Rules with Trend Inflation," *Discussion Papers*, No. 20, Bank of Finland Research
- Cavallo, A. (2018), "More Amazon Effects: Online Competition and Pricing Behaviors," *Working Paper* No. 25138, National Bureau of Economic Research

- , N. R. Mehrotra and L. H. Summers (2016), "Secular Stagnation in the Open Economy," *American Economic Review* Vol.106 No.5, pp.503-07
- Davig, T. and T. Doh (2008), "Monetary Policy Regime Shifts and Inflation Persistence," *Research Working Paper* 08-16, Federal Reserve Bank of Kansas City,
- and E. Leeper (2007), "Generalizing the Taylor Principle," *American Economic Review*, Vol.97, No.3, pp.607-635
- Dewachter, H. (2001), "Can Markov Switching Models Replicate Chartist Profits in the Foreign Exchange Market?" *Journal of International Money and Finance*, Vol. 20, pp. 25-41
- Eggertsson, G.B. and M. Woodford (2003), "The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy," *Brookings Papers on Economic Activity*, pp.139-233
- Engel, C. (1994), "Can the Markov Switching Model Forecast Exchange Rates?" *Journal of International Economics*, Vol. 36, pp.151-165
- and J.D. Hamilton (1990), "Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It?" *American Economic Review*, Vol. 80, pp.689-713
- Farmer, R.E.A., T. Zha and D.F. Waggoner (2009), "Understanding Markov-Switching Rational Expectations Models," *Working Paper* No.14710, National Bureau of Economic Research
- , —— and —— (2011), "Minimal State Variable Solutions to Markov- Switching Rational Expectations Models," *Working Paper* 2008-23, Federal Reserve Bank of Atlanta
- Forbes, K. (2018), "Has Globalization Changed the Inflation Process?" presented to the 17th BIS Annual Conference at Zurich, Switzerland
- Fujiwara, I. (2006), "Evaluating Monetary Policy When Nominal Interest Rates are Almost Zero," *Journal of the Japanese and International Economy*, Vol.20, pp.434-453
- Gali, J. and L. Gambetti (2019), "Has the U.S. Wage Phillips Curve Flattened? A Semi-Structural Exploration," *Working Paper* No.25476, National Bureau of Economic Research
- Gruss, B. and K. Mertens (2009), "Regime Switching Interest Rates and Fluctuations in Emerging Markets," *mimeo*
- Hamilton, J.D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, Vol.57, pp.357-384
- (1994), *Time Series Analysis*, Princeton U.P.
- (2005), "Regime-Switching Models," *prepared for Palgrave Dictionary of Economics*
- and B. Raj eds. (2002), *Advances in Markov-Switching Models*, Physica-Verlag
- Hawkesby, C. (2019), "Inflation Dynamics: Upside Down Under?" Panel Remarks delivered to Bank for International Settlements Forum at the Bangko Sentral ng Pilipinas, Manila
- Hayashi, F. (2019) "Peril of the Inflation Exit Condition," *The Japanese Economic Review* Vol.70, No.1, pp.4-29
- and J. Koeda (2013), "A Regime Switching SVAR Analysis of Quantitative Easing," *CARF Working Paper*, CARF-F-322, Center for Advanced Research in Finance, Faculty of Economics, The University of Tokyo
- and —— (2014), "Exiting from QE," *Working Paper* No.19938, National Bureau of Economic Research
- and —— (2019), "Exiting from Quantitative Easing," *Quantitative Economics* 10, pp.1069-1107
- Iakoval, D. (2007), "Flattening of the Phillips Curve: Implications for Monetary Policy," *IMF Working Paper* WP/07/76, International Monetary Fund
- Ichiue, H. and K. Koyama (2007), "Regime Switches in Exchange Rate Volatility and Uncovered Interest Parity," *Working Paper Series* No. 07-E-22, Bank of Japan
- International Monetary Fund (2018), *International Financial Statistics*, DVD-ROM
- Ito, T. and F.S. Mishkin (2006), "Two Decades of Japanese Monetary Policy and the Deflation Problem," in Ito, T. and A. Rose eds. *Monetary Policy with Very Low Inflation in the Pacific Rim*, The University of Chicago Press, pp.131-193
- Jung, T., Y. Teranishi and T. Watanabe (2005), "Optimal Monetary Policy at the Zero- Interest-Rate Bound," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.37, No.5, pp.813-835
- Kato, R. and S. Nishiyama (2005), "Optimal Monetary Policy When Interest Rates are Bounded at Zero," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.29, pp.97-134

- Kim, C.J., J.M. Piger and R. Startz (2003), "Estimation of Markov Regime-Switching Regression Models with Endogenous Switching," *Working Paper* 2003-015C, Federal Reserve Bank of St. Louis
- Kimura, T., H. Kobayashi, J. Muranaga, and H. Ugai (2003), "The Effect of the Increase in the Monetary Base on Japan's Economy at Zero Interest Rates: An Empirical Analysis," *Bank for International Settlements Conference Series*, 19, pp.276-312
- Koeda, J. (2018), "Macroeconomic Effects of Quantitative and Qualitative Monetary Easing Measures," *IMES Discussion Paper Series* 2018-F-16, Bank of Japan
- Liu, Z., D.F. Waggoner and T. Zha (2011), "Sources of Macroeconomic Fluctuations: A Regime-Switching DSGE Approach," *Quantitative Economics* 2 (2011), pp.251-301
- Nakajima, J. (2011), "Monetary Policy Transmission under Zero Interest Rates: An Extended Time-Varying Parameter Vector Autoregression Approach," *IMES Discussion Paper* No.2011-E-8, Bank of Japan
- , M. Kasuya and T. Watanabe (2009). "Bayesian Analysis of Time-Varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy." *IMES Discussion Paper* No.2019-E-13, Bank of Japan
- Occhino, F. (2019), "The Flattening of the Phillips Curve: Policy Implications Depend on the Cause," *Economic Commentary* No. 2019-11, Federal Reserve Bank of Cleveland
- Okina, K. and S. Shiratsuka (2004), "Policy Commitment and Expectation Formation: Japan's Experience under Zero Interest Rates," *North American Journal of Economics and Finance*, Vol.15, No.1, pp.75-100
- Phillips, A.W. (1958), "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957," *Economica*, New Series, Vol. 25, No. 100. pp. 283-299
- Quandt (1960), "Tests of the Hypothesis that a Linear Regressions System Obeys Two Separate Regimes," *Journal of American Statistical Association*, Vol.55, pp.324-330
- Quantitative Micro Software (2019), "Switching VAR," in *QMS EViews Eleven: User's Guide II*, Chap.46
- Rachel, L. and L.H. Summers (2019), "On Secular Stagnation in the Industrialized World," *Working Paper* No. 26198, National Bureau of Economic Research
- Rubio-Ramirez, J.F., D. Waggoner and T. Zha (2005), "Markov-Switching Structural Vector Autoregressions: Theory and Application," *Working Paper Series*, No.2005-27, Federal Reserve Bank of Atlanta
- Summers, L.H. (2016), "Secular Stagnation and Monetary Policy," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Second Quarter 2016, 98(2), pp. 93-110
- Taylor, J.B. (1993), "Discretion versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.39, pp.195-214
- Ueda, K. (2010), "Japan's Deflation and the Bank of Japan's Experience with Non-traditional Monetary Policy," *CIRJE Discussion Papers* F-775, the University of Tokyo
- Uribe, M. (2017), "The Neo-Fisher Effect in the United States and Japan," *Working Paper* No. 23977, National Bureau of Economic Research
- (2018), "The Neo-Fisher Effect: Econometric Evidence from Empirical and Optimizing Models," *Working Paper* No. 25089, National Bureau of Economic Research