

経済時系列データの分析と経済モデルの構築

— インパルス応答の漸近挙動を用いた金融波及効果の定量分析 —

森 田 洋 二

概要

日本における金融政策波及効果を考察する。(GDP, マネーサプライ, 銀行貸出)を $I(1)$ 変数, 金利 $r(t)$ を定常 $I(0)$ または非定常 $I(1)$ 変数として, VECモデルを構築する。金利が定常なときは $r(t)$ にインパルスショックを与え, 非定常な金利の場合は $\Delta r(t)$ にインパルスショックを与えて, 1次差分プロセス(成長率)の応答を求める。この応答の累積を計算して各レベル変数のインパルス応答がノンゼロの定数に収束することが示される。共和分の有無に関わり無く(GDP, マネーサプライ, 銀行貸出)の漸近値相互間の代数関係が与えられる。これによってGDPの漸近値に対するマネーサプライ, 銀行貸出の貢献度が明らかにされ, 併せて, マネーサプライからGDPへの経路において, 銀行貸出を経由する場合と経由しない場合の貢献度を識別する不等式が[1975, 1997]の期間において与えられた。この期間ではクレジットチャンネルに対して, マネーチャンネルの優位性が示された。

キーワード インパルス応答, 単位根, 金融波及

JELコード E44, E52, E58

1 緒言

金融政策の波及メカニズムに対する伝統的な考えは, 標準的なIS-LSモデルを想定し, 金融政策の最初のインパクトは銀行のバランスシートの負債側に生じるとみなしており, 資産側に生じる変化は無視している。ここでは「貨幣」対「その他資産」という分類がなされており, 準備は預金に対して保有され, したがって準備の減少は預金の減少をもたらし, それが名目金利の上昇を促すと考えられている。このような伝統的な金融政策の波及メカニズムをマネー・ビューと呼ぶ。他方, 銀行の貸付行動が実体経済に及ぼす影響を重視する考え方がある。これは, 貸付市場における情報の非対称性に注目するもので, 金融政策の最初のインパクトは銀行のバランスシートの資産側に生じることになる。このように波及メカニズムを銀行の資産側に焦点をあてて分析する考え方をクレジット・ビューという。Bernanke [1]は構造型VARモデルを用いて銀行貸出におけるショックが総需要に強い影響を持つことを示した。さらにBernankeとBlinder [2]は構造型モデルは同定上の前提条件に対し非常に左右されやすいことを指摘したうえで, 失業率と銀行貸出はフェデラレート変動の後に, ともに動くという事実から, 銀行貸出が波及メカニズムの重要な要素

*この研究は, 京都学園大学経済学部教授 宮川重義氏と共同で行ったものである。

であると結論付けた。

Gertler と Gilchrist [3]はクレジットビューを支持した。彼らは大企業と中小企業を比較検討し、金融引締め時に大企業がコマーシャルペーパーを発行するのに対し、中小企業や消費者はCD マーケットにアクセスできないため、銀行貸出を減らしてしまうことを示した。

Romer と Romer [4]は金融引締め時のデータだけを抽出し、マネーは産出量に対して影響するが、銀行貸出は経済活動の変化に受動的に反応するにすぎないとしてクレジットビューを否定した。

Ramey [5]は誤差修正モデルを用いて貸付と貨幣量のどちらが算出の変化を適切に予測するかを調べ、マネービューを支持した。

日本のデータを使ってこの問題を検証したものとしては、Romer 流のモデルを使った K.Ueda [6]、Ramey 流のモデルを使った細野 [7]、Miyagawa と Morita [8]、インパルス応答を用いた畠田 [9]、銀行貸出とマネーサプライのどちらが GDP の押し下げ効果があるかを調べた原田と茨木 [10]、その他、多くの研究がある。最近、中川 [11]は Granger の因果性とインパルス応答の双方から総合的にこの問題を扱った。(よくサーベイされているので、最近の研究については中川を参照されたい)。中川はこれまでの研究の多くに見られる欠点として、 $m \rightarrow y$ の中に $m \rightarrow l \rightarrow y$ が含まれていることを指摘し、クレジットビューとみなされるべき分が間違っってマネービューにカウントされているとした。彼は Toda と Yamamoto [12]のモデル化のもとで、弱外生性の概念を導入し、マネーと銀行貸出のモデル式においてインパルス応答を求める際、他の変数からのフィードバックを断ち切って、GDP への影響を調べ、そのときのインパルス

応答の波形からクレジットビューの優位性を主張した。

本研究では、新しいインパルス応答の手法を提案する。単位根を有するレベル変数を成長率のモデルによって記述し、成長率のインパルス応答の累積和を取ることで、漸近的な GDP、マネーサプライ、銀行貸出のノンゼロの収束値を得る。これによって、GDP に対する漸近的な貢献度が得られるので、銀行貸出を経由する場合と経由しない場合のマネーから GDP への経路の識別を評価する可能性を得た。上記中川のインパルス応答の波形から判断するよりもより明確な形で、数値として経路の識別を行うものである。

2 モデリング

システムモデル

$r(t)$, $m(t)$, $l(t)$ および $y(t)$ を、 $t = 1, 2, \dots$ における金利、マネーサプライ、銀行貸出、GDP とする。 (m, l, y) の各変数を $I(1)$, r を $I(0)$ とする。 r が非定常 ($I(1)$) な場合は、この章の最後で示される。非定常な (m, l, y) の存在から、考察するモデルは、 $(\Delta m(t), \Delta l(t), \Delta y(t))$ を変数として、定常な $r(t)$ によって駆動される VAR モデルで与えられる。ただし、 Δ は $\Delta m(t) = m(t) - m(t-1)$ を意味する差分オペレータである。記述を簡単にするために、新しい変数 $R(t) \equiv r(1) + r(2) + \dots + r(t)$ を導入する。関係式 $\Delta R(t) \equiv r(t)$ を念頭におくと、 $x(t) = (R(t), m(t), l(t), y(t))'$ が満たすべきシステムモデルは次式で記述されるものとする：

$$\begin{aligned} \Delta x(t) = & \sum_{i=1}^{p-1} A_i \Delta x(t-i) \\ & + \alpha \beta' x(t-1) + a_0 + a_1 t + \dots \\ & + a_q t^q + \varepsilon(t), \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、上式の右辺第2項は、Johansen [18]によって定式化された共和分を表し、 $a_0 + a_1 t + \dots + a_q t^q$ は確定的なトレンドを、 $\epsilon(t)$ は独立な4次元の白色雑音系列を表すものとする。

インパルス応答とその漸近挙動

$r(t)$ ショックを受けたときの $\Delta_X(t)$ のインパルス応答を求める。すなわち、上式(1)における $\epsilon(t)$ の第1要素にショックを与えることになる。上式の確定的なトレンドを消去することにより、ゼロ状態のまわりでのインパルス応答を求めることに帰着される。インパルスショックは $t=1$ でのみ印加され、かつ、 $\Delta_X(t)$ が定常であることより、システムの状態量 $\Delta_X(t)$ および共和分を表す誤差修正項 $\beta'_X(t-1)$ はともに $t \rightarrow \infty$ においてゼロに収束する。

式(1)を同定するとき、残差の共分散行列は一般に対角行列にはならない。Cholesky分解による分散行列の直交変換を導入した。

$\Delta_X(t)$ のインパルス応答に関して時刻1から t まで累積和を取ることににより、 $x(t)$ 自身のインパルス応答が求まる。 $t \rightarrow \infty$ において $\Delta_X(t) \rightarrow 0$ および $\beta'_X(t-1) \rightarrow 0$ の性質が成り立つことにより、 $x(t)$ の漸近的挙動について次の関係式を得る。

$$x(t) \rightarrow \bar{x}, \quad (2)$$

$$\beta'_X \bar{x} = 0. \quad (3)$$

以上の手続きを実現する。まず、式(1)において、確定的トレンド項を0と置き、 $\epsilon(t) \equiv 0$ ($t \neq 1$)と定める。このとき同式の両辺を $t=1$ から $t=N$ まで足し合わせると、次式を得る。

$$\begin{aligned} x(N) - x(0) &= A_1 (x(N-1) - x(-1)) \\ &+ \dots + A_p (x(N-p-1) - x(-p-1)) + a \sum_{i=1}^q \beta'_X(t-1) \\ &+ \epsilon(1), \end{aligned} \quad (4)$$

ただし、上式において

$$x(t) \equiv 0 \quad \text{for } t \leq 1. \quad (5)$$

とした。

式(4)において $N \rightarrow \infty$ としたときの $x(N)$ を $\bar{x}$ と記述して書き直すと、

$$\bar{x} = \sum_{i=1}^p A_i \bar{x} + a \sum_{i=1}^q \beta'_X(i-1) + \epsilon(1). \quad (6)$$

を得る。さらに上式を変形して次式を得る。

$$\begin{aligned} \bar{x} &= (I - \sum_{i=1}^p A_i)^{-1} a \sum_{i=1}^q \beta'_X(i-1) \\ &+ (I - \sum_{i=1}^p A_i)^{-1} \epsilon(1). \end{aligned} \quad (7)$$

$\bar{x}$ の値は次の2つの補題で与えられる。

[補題-1]

共和分の関係が成立しないとき、漸近値 $\bar{x}$ は以下の式で与えられる。

$$\bar{x} = (I - \sum_{i=1}^p A_i)^{-1} \epsilon(1). \quad (8)$$

[補題-2]

共和分の関係が成立するとき、漸近値 $\bar{x}$ は以下の式で与えられる。

$$\bar{x} = (I - \sum_{i=1}^p A_i)^{-1} ac + (I - \sum_{i=1}^p A_i)^{-1} \epsilon(1) \quad (9)$$

ただし、

$$c = - \left(\beta' \left(I - \sum_{i=1}^k A_i \right)^{-1} \alpha \right)^{-1} \beta' \left(I - \sum_{i=1}^k A_i \right)^{-1} \varepsilon(1). \quad (10)$$

[補題 1, 2 の証明]

[補題 1] は明らかである。[補題 2] のみ証明する。式 (7) において共和分の累積和が求まればよい。そこで

$$c \equiv \sum_{i=1}^{\infty} \beta' x(i-1). \quad (11)$$

と置く。このとき、関係式 (3) より、式 (7) の両辺に左から β' を掛けて左辺を 0 と置くと、次式を得る。

$$0 = \beta' \left(I - \sum_{i=1}^k A_i \right)^{-1} \alpha c + \beta' \left(I - \sum_{i=1}^k A_i \right)^{-1} \varepsilon(1), \quad (12)$$

この式から c の値が定まり (式 (10)), [補題 2] が示された。(証明終わり)

補題から、漸近値 $\bar{x} = (\bar{R}, \bar{m}, \bar{l}, \bar{y})'$ が得られたので、これらの値を式 (6) に代入して成分ごとに展開すると、 $\bar{y}$ は以下のように記述される。

$$\bar{y} = a_1 \bar{R} + a_2 \bar{m} + a_3 \bar{l} + a_4 \bar{y} + A_5 c + A_6 \varepsilon(1), \quad (13)$$

ただし、上式右辺第 1 項は $\bar{R}$ から $\bar{y}$ への貢献度を表している。第 2, 第 3, 第 4 項も同様である。第 5 項は共和分が $\bar{y}$ に与える影響を意味し、第 6 項はインパルスショックから $\bar{y}$ への影響を示す。このように、 $\bar{y}$ が各要素か

らの貢献度で分解されるので、 $\bar{m}$ から $\bar{y}$ への影響と、 $\bar{l}$ から $\bar{y}$ への影響を金融波及メカニズムの観点から比較検討することが可能になる。

非定常な金利変数

日本では、考察している期間に対応して、金利は定常性を示すこともあれば非定常性を示すこともある。他の国では、金利は非定常性を呈示する場合が多い。

上記の解析は、非定常な金利の場合に容易に拡張することができる。 $R(t)$ の代わりに非定常な金利 $r(t)$ を代入して、変数 $x(t)$ を $x(t) = (r(t), m(t), l(t), y(t))$ と定義する。 $x(t)$ の各要素が非定常となるから、1 次差分 $\Delta x(t) = (\Delta r(t), \Delta m(t), \Delta l(t), \Delta y(t))'$ の VAR モデルを作る。共和分が存在するときは、誤差修正項を含んだ VEC モデルとなるのは言うまでも無い。ここで、インパルスショックを導入する。定常な金利の場合との違いは、前者では $\Delta R(t) \equiv r(t)$ に対するインパルスショックを考えていたのに対し、非定常な金利では $\Delta r(t)$ に対するインパルスショックとなることである。後者においては、 $t=1$ で $\Delta r(t)$ にインパルスショックを与えると、 $r(t)$ 自身は $t=1$ でステップ状の変化をし、以後、永久に一定の値を取り続ける。すなわち、 $r(t)$ にステップ入力を与えたときの、残りの変数のステップ応答を求めることになる。定常、非定常に応じて金利 $r(t)$ に対するショックの形状が異なることになるが、いずれの場合においても、素性の知れたショック入力を印加してシステムの挙動を調べるという手法は共通である。非定常な金利においても、補題は前者の場合と全く同様に成立し、マネーサプライや銀行貸出が GDP に及ぼす影響が解析される。

3 実証分析

時間区間を[1975:1,1997:4]に取って、金融波及効果を調べる事にする。

データ

Nikkei Needs データベースによる[1975:1,1997:4]までの四半期データを扱う。データのリストは、実質GDP、マネーサプライ M_2 + CD、銀行貸出、GDP デフレータおよびコールレートとする。コールレート以外は季節調整済みである。マネーサプライと銀行貸出はGDP デフレータによって実質化し、さらにコールレート以外の変数には自然対数を掛けておく。変数の記号は以下の通りである。

$$\begin{aligned}y(t) &= \ln(\text{実質GDP}), \\p(t) &= \ln(\text{GDPデフレータ}), \\m(t) &= \ln(M_2 + CD) - p, \\l(t) &= \ln(\text{銀行貸出}) - p, \\r(t) &= \text{コールレート}.\end{aligned}$$

単位根テスト

ADF 検定[13]を事前テストとして行い、対象となる各変数がトレンドを伴っているか否

かを調べる。その結果に基づいて、単位根を帰無仮説として ERS (Elliott-Rothenberg-Stock) 検定[14]を実行する。遅れ次数はAIC規範により決定される。次に、定常性を帰無仮説として KPSS 検定[16]を行い、先の ERS 検定と組み合わせて検定力を高めることにする。

表1は $r(t)$, $m(t)$, $l(t)$ および $y(t)$ に関する単位根検定の結果である。 $r(t)$ については、単位根は棄却されず、同時に定常性も棄却されない。ERS テストにおける10%臨界値は-2.764であり、テスト値-2.682と近い。一方、KPSS の10%臨界値0.119も、テスト値0.091と近い。したがって、 $r(t)$ は定常、非定常のどちらの可能性も含んでいる。以下では、 $r(t)$ を定常とみなした場合と、非定常とみなした場合の2通りにおける解析を行う。

$m(t)$ については、単位根は10%有意レベルで棄却され、定常性は5%有意レベルで棄却される。この場合も定常、非定常の両方の可能性があるが、有意レベルの5%を重視して、非定常とみなすことにする。

$l(t)$ および $y(t)$ については、単位根は棄

表1 Unit Root Test [1975 : 1, 1997 : 4]

var.	ERS	lag	KPSS	additional regressors
r	-2.682	1	0.091	const. and trend
m	-2.952*	10	0.204***	const. and trend
l	-0.563	10	1.224***	const.
y	-0.497	4	1.248***	const.

***, **および*は各々1%, 5%, 10%の有意レベルとする。臨界値はElliott-Rothenberg-Stock(1996)とMacKinnon(1996)[15]を組み合わせて得られたもの。ならびにKPSS(1992)によるものである。遅れ次数は $n \leq 10$ の範囲でのAICによって決定されている。

却されず、定常性は棄却されるので、どちらの変数も非定常と判定される。

1次差分の変数 ($\Delta r(t)$, $\Delta m(t)$, $\Delta l(t)$, $\Delta y(t)$) については、どれも定常と判定され

た。

これらの変数の挙動については図1 および図2を参照。

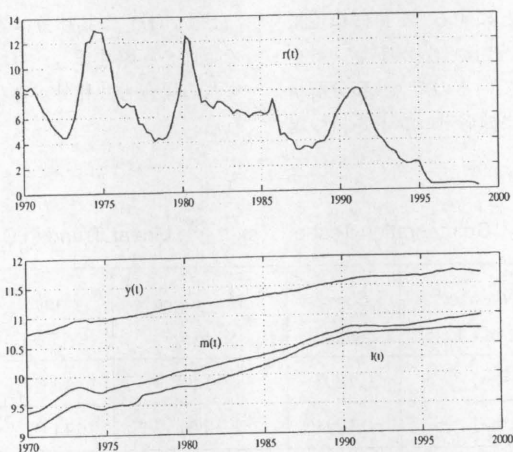


図1 Behavior of r , m , l and y

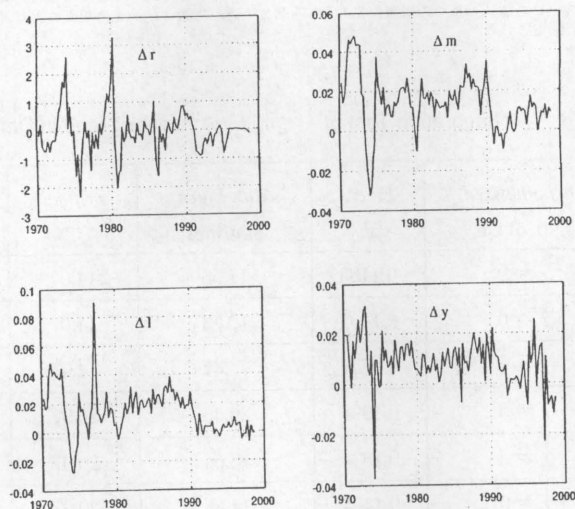


図2 Behavior of Δr , Δm , Δl , and Δy

共和分テスト (Johansen test[18])

金利 $r(t)$ が定常なときは、残りの非定常な3変数 ($m(t)$, $l(t)$, $y(t)$) に関して共和分を調べる。他方、非定常な金利の場合は ($r(t)$, $m(t)$, $l(t)$, $y(t)$) の4変数に関して共和分を調べることにする。表1の単位根解析において、 $r(t)$ と $m(t)$ がトレンドを有することが示されているので、共和分解析においても原データに線形トレンドを持つ場

合が考察される。表2に定常な金利の場合における ($\Delta m(t)$, $\Delta l(t)$, $\Delta y(t)$) の共和分テストを、表3に非定常金利における ($r(t)$, $m(t)$, $l(t)$, $y(t)$) の共和分テストの結果を示す。ただし、表3における ($m(t)$, $l(t)$, $y(t)$) の共和分は表2と共通であるので記述を省略する。 $r(t)$ が定常、非定常いずれの場合も共和分が存在しないことが示される。

表2 Cointegration Test of (m, l, y): Linear Trend in Data

vars.	hypothesized No. of CE	Eigen- value	Max-Eigen Statistics	critical (5 %)	critical (1 %)
y, m	$r = 0$	0.1207	11.83	14.07	18.63
y, l	$r = 0$	0.1224	12.01	14.07	18.63
m, l	$r = 0$	0.0872	8.393	14.07	18.63
y, m, l	$r = 0$	0.1706	17.21	20.97	25.52

** (＊) は1% (5%) 有意レベルでの帰無仮説の棄却を表す。遅れ次数は最大尤度規範によりどの変数の組み合わせにおいても $n=6$ と決定された。

表3 Cointegration Test of (r, m, l, y): Linear Trend in Data

vars.	hypothesized No. of CE	Eigen- value	Max-Eigen Statistics	critical (5 %)	critical (1 %)
r, m	$r = 0$	0.1183	11.58	14.07	18.63
r, l	$r = 0$	0.1101	10.73	14.07	18.63
r, y	$r = 0$	0.0757	7.247	14.07	18.63
r, m, l	$r = 0$	0.1994	20.46	20.97	25.52
r, m, y	$r = 0$	0.1834	18.64	20.97	25.52
r, l, y	$r = 0$	0.1494	14.88	20.97	25.52
r, m, l, y	$r = 0$	0.2032	20.89	27.07	32.24

共和分に関するコメント

金利が定常なときは、上記の共和分解析において $r(t)$ は Johansen のテストから除外された。ここで、 $r(t)$ の累積和 $R(t) \equiv \sum r(t)$ が関係式 $\Delta R(t) \equiv r(t)$ を満たしているの、もし $R(t)$ が単位根を持つならば (R, m, l, y) の共和分をチェックする必要性が考えられる。 $r(t)$ はトレンド定常であるから、 $R(t)$ については時間に関する 2 乗トレンドのまわりでの単位根検定を要する。モンテカルロ実験によって 2 乗トレンドを有する ADF 検定の臨界値を計算し、ADF 検定を 2 乗トレンドの場合に実行すると、 $R(t)$ の単位根は棄却されることが示される (t 値 -2.71, p 値 0.42)。計算方法については森田[17]参照。しかしながら、ADF 検定の検出力が弱いこと、ERS, KPSS などの検定方法が 2 乗トレンドに対応していないことから、 $R(t)$ が定常である可能性が捨てきれない。ここでは $R(t)$ を共和分テストに含めることはしないで、解析を進めることにする。

3.1 定常な金利の場合, [1975:1, 1997:4] 回帰変数の尤度比検定

我々の目的は、金融政策 $r(t) (\equiv \Delta R(t))$ が $m(t)$ と $l(t)$ のチャンネルを経由してどのように $y(t)$ まで波及して行くかを求めることである。 $\Delta y(t)$ は $\Delta y(t-i)$, $\Delta m(t-i)$ および $\Delta l(t-i)$ によって回帰される。ここで、 $r(t-i)$ は回帰変数から除外する。これは、 $r(t-i)$ から $\Delta y(t)$ への直接の影響を排除して、 $r(t-i)$ が 2 つのチャンネルを経由してのみ $\Delta y(t)$ に働くように設定することを意味する。 $r(t-i)$ を $\Delta y(t)$ の回帰変数に含ませるならば、直接の影響 $r \rightarrow y$ と、チャンネル経由の影響 $r \rightarrow m \rightarrow y$ または $r \rightarrow l \rightarrow y$ とが識別できなくなるからである。システム

モデルの遅れ次数は最大尤度規範により $p = 2$ と決定された。 $\Delta y(t)$ の回帰から $r(t-1)$ と $r(t-2)$ をはずすことの是非を確認するために、尤度比テストを行った。 $r(t-i)$ の係数をゼロとする帰無仮説の p 値は 0.3715 となり、帰無仮説を棄却できないという結論を得る。

システムモデル

式 (1) におけるシステムモデルを以下のよう推定する。ここで、 $\Delta r(t)$, $\Delta m(t)$, および $\Delta l(t)$ は右辺に線形トレンドを有するものとする。これは、上記の各変数が右辺にトレンドを持った $r(t-i)$ を回帰変数として抱えているからである。他方、 $\Delta y(t)$ は $r(t-i)$ の回帰を含まないので、線形トレンドを右辺に含まないものとする。

なお、変数の順番は金利変数を先頭に持ってきて、 (R, m, l, y) としておく。Cholesky 分解を用いているので、VAR モデルのインパルス応答が変数の順番に影響されるという事実から逃れることはできない。ただし、金利ショックを考えるときは、金利変数を先頭に持ってくる限りは、残りの変数 (m, l, y) の順番をどう変えようとも、その後のインパルス応答に全く影響しないことは簡単な行列計算で確認できる。

$$\begin{aligned} r(t) = & \sum_{i=1}^p a_{1i} r(t-i) + \sum_{i=1}^p a_{2i} \Delta m(t-i) \\ & + \sum_{i=1}^p a_{3i} \Delta l(t-i) + \sum_{i=1}^p a_{4i} \Delta y(t-i) \\ & + \mu_r + v_r t + \varepsilon_r(t), \end{aligned} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} \Delta m(t) = & \sum_{i=1}^p b_{1i} r(t-i) + \sum_{i=1}^p b_{2i} \Delta m(t-i) \\ & + \sum_{i=1}^p b_{3i} \Delta l(t-i) \end{aligned}$$

$$+ \sum_{i=1}^p b_{4i} \Delta y(t-i) + \mu_m + v_m t + \varepsilon_m(t), \quad (15)$$

$$\begin{aligned} \Delta l(t) = & \sum_{i=1}^p c_{1i} r(t-i) + \sum_{i=1}^p c_{2i} \Delta m(t-i) \\ & + \sum_{i=1}^p c_{3i} \Delta l(t-i) \\ & + \sum_{i=1}^p c_{4i} \Delta y(t-i) + \mu_l + v_l t + \varepsilon_l(t), \end{aligned} \quad (16)$$

$$\begin{aligned} \Delta y(t) = & \sum_{i=1}^p d_{2i} \Delta m(t-i) + \sum_{i=1}^p d_{3i} \Delta l(t-i) \\ & + \sum_{i=1}^p d_{4i} \Delta y(t-i) + \mu_y + \varepsilon_y(t), \end{aligned} \quad (16)$$

上式の各係数の値, 標準誤差, t 値は付録で示される。

インパルス応答

$\varepsilon_r(1)$ にインパルスショックを与えたときの $r(t)$, $\Delta m(t)$, $\Delta l(t)$ および $\Delta y(t)$ の挙動が図3に示される。破線は ± 2 標準誤差を表している。ショックの大きさは $r(t)$ の標準偏差で与えられる。Cholesky 分解が残差の共分散行列に適用され, インパルス応答の計算に用いられている。

レベル変数 $R(t) \equiv \Sigma r(t)$, $m(t)$, $l(t)$ および $y(t)$ のインパルス応答は, 上記の $r(t)$, $\Delta m(t)$, $\Delta l(t)$ および $\Delta y(t)$ の各応答の累積和を取ることによって得られ, 図4に示される。ノンゼロの定数に収束している様子が分かる。式(6)において, 共和分の項をゼロとして, 要素ごとに書き直すと次式を得る。

$$\begin{aligned} \bar{R} = & 0.897\bar{R} + 9.839\bar{m} - 3.409\bar{l} + 5.449\bar{y} \\ & + 0.642, \end{aligned} \quad (18)$$

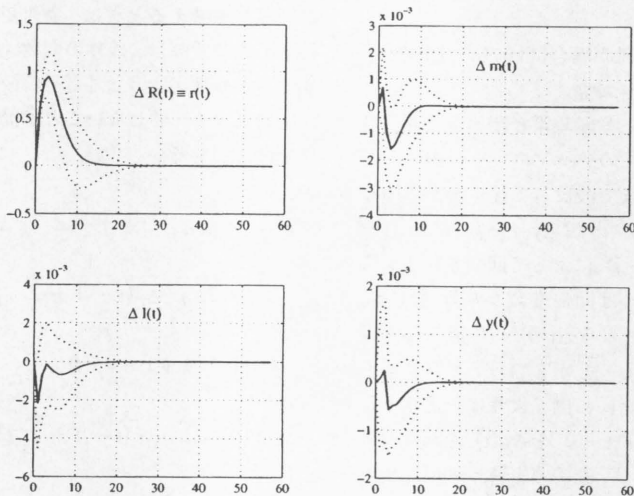


図3 Impulse Responses of $(r, \Delta m, \Delta l, \Delta y)$ subjected to $r(t)$ -shock

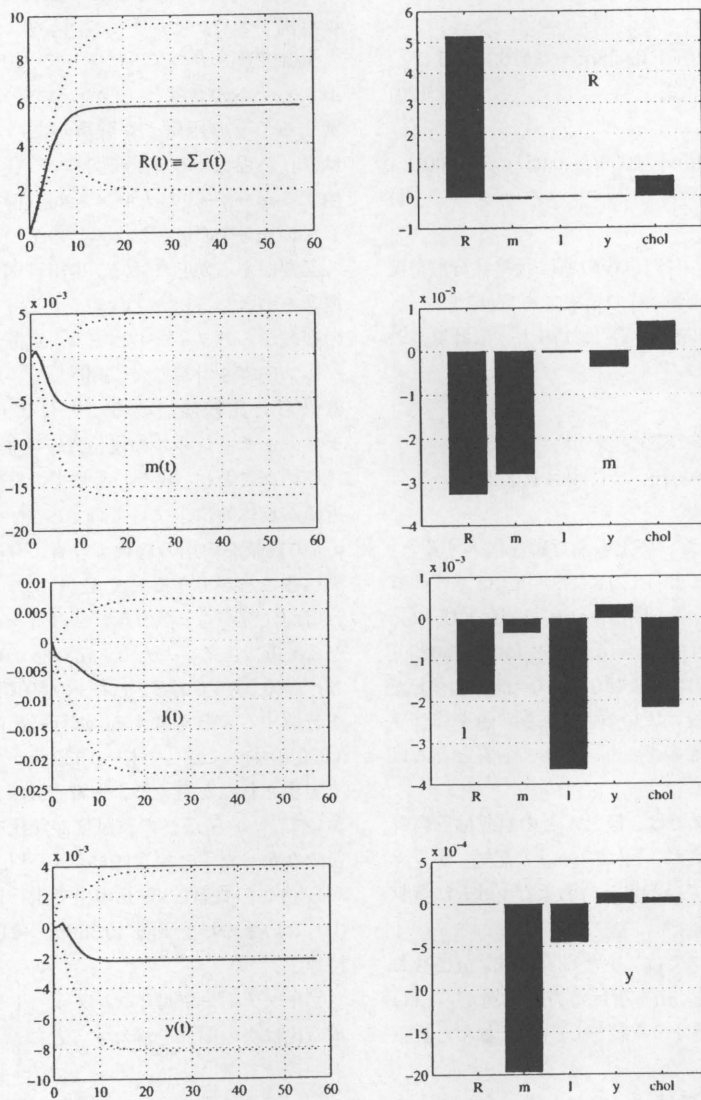


図4 Impulse Responses and Decomposed Asymptotic Contributions in [1975:1, 1997:4], stationary $r(t)$

$$\bar{m} = 0.0006 \bar{R} + 0.485 \bar{m} + 0.0052 \bar{l} + 0.166 \bar{y} + 0.0007, \quad (19)$$

$$\bar{l} = 0.0003 \bar{R} + 0.058 \bar{m} + 0.476 \bar{l} - 0.141 \bar{y} - 0.0022, \quad (20)$$

$$\bar{y} = 0.339 \bar{m} + 0.059 \bar{l} - 0.057 \bar{y} + 0.0001, \quad (21)$$

ここで、各右辺最後の項は残差共分散に関する Cholesky 分解の結果である。漸近値 ($\bar{R}$, $\bar{m}$, $\bar{l}$, $\bar{y}$) は次のように計算される。

$$\begin{aligned} \bar{R} &= 5.787, & \bar{m} &= 0.0058, \\ \bar{l} &= 0.0076, & \bar{y} &= 0.0022. \end{aligned}$$

式 (18) において上の漸近値を代入すると、 $\bar{R}$ は $\bar{R}$ 自身によって $0.884 \bar{R} = 5.188$ だけの貢献を受けている。同様に、 $\bar{m}$, $\bar{l}$, $\bar{y}$ および $\epsilon_r(1)$ からは各々 $9.839 \bar{m} = 0.057$, $3.409 \bar{l} = 0.0259$, $5.449 \bar{y} = 0.012$ および 0.642 (=標準偏差) だけの貢献を受けている。これらの値を棒グラフで示したものを、インパルス応答とともに図 4 に示す。

$\bar{R}$ のグラフでは、ほとんどの貢献は $\bar{R}$ 自身によってなされ、 $\epsilon_r(1)$ (chol と記述) が少々 の貢献をしている。 $\bar{m}$, $\bar{l}$ および $\bar{y}$ は $\bar{R}$ に貢献していない。

$\bar{m}$ のグラフでは、主たる貢献は、 $\bar{m}$ 自身および $\bar{R}$ であり、 $\bar{m}$ を下げる方向へ働く。 $\epsilon_r(1)$ と $\bar{y}$ は少しだけの貢献をし、 $\bar{l}$ はほとんど貢献していない。

$\bar{l}$ のグラフでは、 $\bar{l}$, $\bar{R}$ および $\epsilon_r(1)$ が大きな貢献をし、 $\bar{l}$ を下に押し下げる。 $\bar{m}$ は $\bar{l}$ を少しだけ下に押し下げ、 $\bar{y}$ は $\bar{l}$ を少しだけ押し上げる。

$\bar{y}$ のグラフでは、 $\bar{m}$ が主たる貢献をし、 $\bar{l}$ が小さく貢献している。 $\bar{y}$ 自身や $\epsilon_r(1)$ の影響は無視できる。

金融波及メカニズムに関して、中川[11]は、 m から y への貢献と、 l から y への貢献を区別することの困難さを強調した。この理由は、 m から y への貢献に関して、(i) l を経由する $m \rightarrow l \rightarrow y$ のチャンネル、(ii) l を経由しない $m \rightarrow y$ のチャンネル、の 2 つを峻別する必要があるからである。中川は弱外生性の概念を導入し、 m と l のダイナミックスに他の変数からのフィードバックを遮断したインパルス応答を計算して、遮断しない場合の応答波形と比較検討することにより、クレジットチャンネルの優位性を主張した。

幸いなことに、我々の手法では貢献度の漸近値が具体的に求まっているので、 $\bar{m}$ と $\bar{l}$ の $\bar{y}$ への貢献を中川の場合よりもより直接的に調べることができる。式 (21) より、 $\bar{m}$ から $\bar{y}$, および $\bar{l}$ から $\bar{y}$ への貢献度は各々、 $0.339 \bar{m}$ と $0.059 \bar{l}$ である。ただし、 $\bar{m} = -0.0058$ および $\bar{l} = -0.0076$ である。マネーの貢献度 $0.339 \bar{m}$ を分解することを考える。銀行貸出の貢献度 $0.059 \bar{l}$ のすべてが、マネー $-0.339 \bar{m}$ から出た分で実現されたと考える。一方、 $\bar{m}$ のグラフにおいて、 $\bar{l}$ から $\bar{m}$ への貢献度が無視できるほど少なかったことを念頭におく。以上の 2 つから、 $\bar{y}$ への貢献 $0.339 \bar{m}$ の中で銀行貸出を経由しないものは、下限 $(0.339 \bar{m} - 0.059 \bar{l})$ を持つ。

マネーチャンネルとクレジットチャンネルの比は次の関係を満たすことになる。

$$\begin{aligned} (\text{money}) : (\text{credit}) &\geq (0.339 \bar{m} - 0.059 \bar{l}) \\ & : 0.059 \bar{l} = 3.4 : 1 \end{aligned} \quad (22)$$

考察期間[1975:1,1997:4]では、マネーチャ

ンネルがクレジットチャンネルよりも優位性を持つと結論付けることができる。

3.2 非定常な金利の場合, [1975:1, 1997:4]

単位根検定が、定常、非定常両方の可能性を示したので、前章では定常の場合を扱い、本章では非定常とみなしたときの解析を行う。表 2、3 で共積分の存在が否定されていたので、 (r, m, l, y) のすべての変数を 1 次差分して VAR モデルを作成すればよい。

回帰変数の尤度比検定

前章と同様に、システムモデルを推定する。ただし、 $r(t)$ が非定常であるから、 $R(t)$ の代わりに $r(t)$ を、または、 $r(t)$ の代わりに $\Delta r(t)$ を代入する。表 1 より、 r, m がトレンドを持っていたので、差分変数による VAR モデルは定数のみを持つことになる。次数は最大尤度法規範により $p=2$ と決定された。 $\Delta y(t)$ の回帰において、 $\Delta r(t-i)$ を除外することの妥当性を検証するために、尤度比テストを行った。 p 値は、0.0766 となり、 $\Delta y(t)$ の回帰変数 $\Delta r(t-i)$ の係数をゼロと置く帰無仮説は 10% で棄却され、5% では棄却されない結果となった。しかしながら、 $r \rightarrow m \rightarrow y$ と $r \rightarrow l \rightarrow y$ を識別することを目的としているときに、 $\Delta y(t)$ に直接 $\Delta r(t-i)$ が混入することは、識別を困難にするので、ここでは $\Delta y(t)$ の回帰変数から $\Delta r(t-i)$ を除外する。

システムモデル

式 (1) におけるシステムモデルを式 (14) から式 (17) と同様に推定する。

$$\begin{aligned} \Delta r(t) = & \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta r(t-i) + \sum_{i=1}^p a_{2i} \Delta m(t-i) \\ & + \sum_{i=1}^p a_{3i} \Delta l(t-i) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & + \sum_{i=1}^p a_{4i} \Delta y(t-i) + \mu_r + \varepsilon_r(t), \\ (23) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta m(t) = & \sum_{i=1}^p b_{1i} \Delta r(t-i) + \sum_{i=1}^p b_{2i} \Delta m(t-i) \\ & + \sum_{i=1}^p b_{3i} \Delta l(t-i) \\ & + \sum_{i=1}^p b_{4i} \Delta y(t-i) + \mu_m + \varepsilon_m(t), \\ (24) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta l(t) = & \sum_{i=1}^p c_{1i} \Delta r(t-i) + \sum_{i=1}^p c_{2i} \Delta m(t-i) \\ & + \sum_{i=1}^p c_{3i} \Delta l(t-i) \\ & + \sum_{i=1}^p c_{4i} \Delta y(t-i) + \mu_l + \varepsilon_l(t), \\ (25) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta y(t) = & \sum_{i=1}^p d_{2i} \Delta m(t-i) \\ & + \sum_{i=1}^p d_{3i} \Delta l(t-i) \\ & + \sum_{i=1}^p d_{4i} \Delta y(t-i) + \mu_y + \varepsilon_y(t). \\ (26) \end{aligned}$$

差分過程のインパルス応答を図 5 に示す。レベル変数のインパルス応答は、累積和を取ることによって得られる。漸近的な貢献度と併せて図 6 に示す。式 (6) を書き直して以下の関係式を得る。

$$\begin{aligned} \bar{r} = & 0.4378\bar{r} + 16.1352\bar{m} - 3.3159\bar{l} \\ & + 5.8648\bar{y} + 0.6725, \\ (27) \end{aligned}$$

$$\bar{m} = -0.0015\bar{r} + 0.5523\bar{m} + 0.0370\bar{l} + 0.2384\bar{y} + 0.00081, \quad (28)$$

$$\bar{l} = 0.0002\bar{r} + 0.1224\bar{m} + 0.5367\bar{l} - 0.0566\bar{y} - 0.0022, \quad (29)$$

$$\bar{y} = 0.3386\bar{m} + 0.0589\bar{l} - 0.0567\bar{y} - 0.000026, \quad (30)$$

漸近値 ($\bar{r}$, $\bar{m}$, $\bar{l}$, $\bar{y}$) は次のように求められる。

$$\begin{aligned} \bar{r} &= 1.1255, & \bar{m} &= -0.003, \\ \bar{l} &= -0.0049, & \bar{y} &= -0.0013. \end{aligned}$$

漸近的貢献度を表す棒グラフの傾向はおおよそ前章の定常な金利の場合と似ている。前章と同じ考え方をして、マネーチャンネルとクレジットチャンネルの間には次の不等式が成立する。

$$\begin{aligned} (\text{money}) : (\text{credit}) &\geq (0.339\bar{m} - 0.059\bar{l}) \\ &= 2.5 : 1 \end{aligned} \quad (31)$$

非定常な金利においても、この時間区間では、マネーチャンネルはクレジットチャンネルよりも優位であると言える。

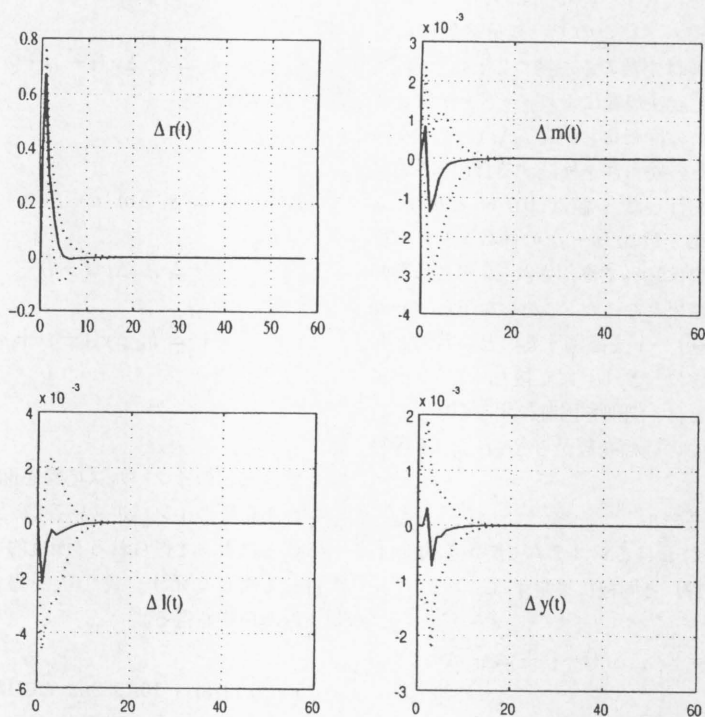


図5 Impulse Responses of ($\Delta r(t)$, $\Delta m(t)$, $\Delta l(t)$, $\Delta y(t)$) in [1975:1, 1997:4]

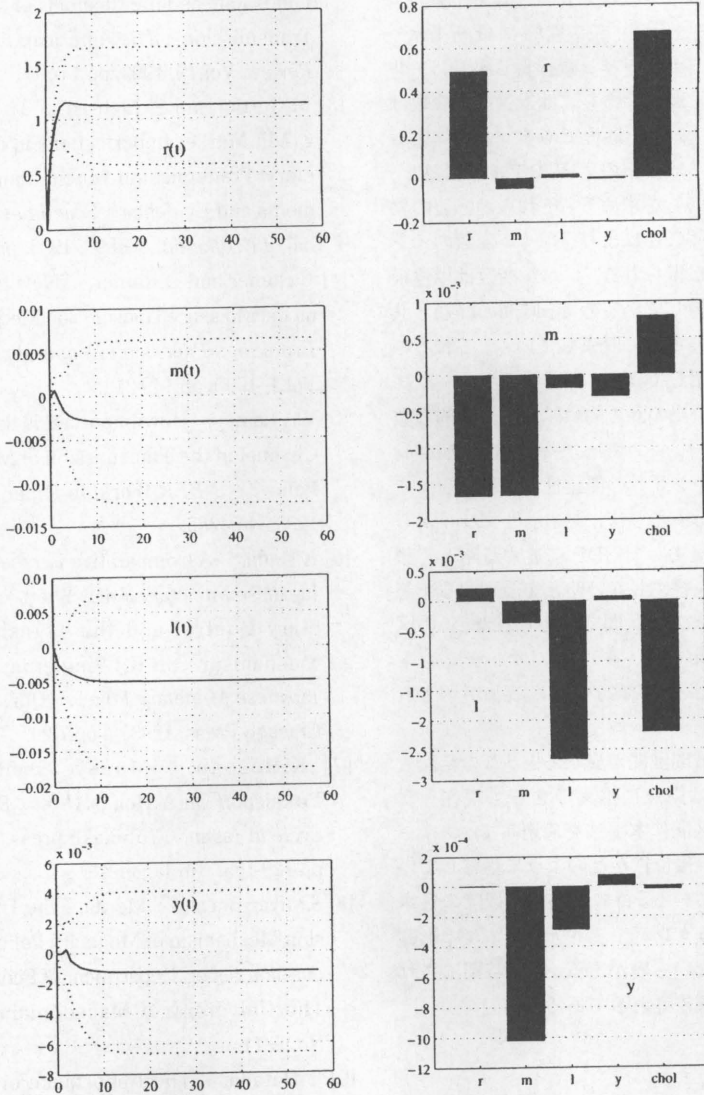


図 6 Impulse Responses and Decomposed Asymptotic Contributions in[1975:1,1997:4], nonstationary $r(t)$

4 結言

日本の金融政策波及メカニズムをインパルス応答手法を用いて定量的に分析した。GDP、マネーサプライ、銀行貸し出しは、非定常な $I(1)$ 過程であり、他方、金利変数は $I(0)$ または $I(1)$ 過程である。金利によって駆動される成長率のVARモデルを構築し、インパルス応答を求める。それらの応答の累積和を求めることにより、レベル変数のインパルス応答が得られる。レベル変数は単位根の性質を保持しているので、時間の経過と共にノンゼロの定数に収束していく。これらの漸近値を利用して、GDPに対するマネーサプライや銀行貸出の漸近的貢献度が具体的な数値で求められ、マネーチャンネルとクレジットチャンネルの優位性を比較検討することができる。さらに、マネーサプライから銀行貸出を経由してGDPに達する路と、銀行貸し出しを経由しない路とを識別する不等式が[1975,1997]の区間で与えられた。この区間では、マネーチャンネルがクレジットチャンネルよりも有効であることが示された。

考察する時間区間が異なると、この結論も変わることは用意に推論できる。現在、異なった時間区間に本手法を適用して、マネーチャンネルの優位性がどのように推移していくかを調べている。特に、1990年以降の日本経済におけるクレジットチャンネルの影響は無視できないものがある。早い時期にこれらの結果が報告されるであろう。

参考文献

- [1] B.Bernanke, "Alternative Explanation of the Money-Income Correlation", *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, Vol.25, 1986, pp.49-100.
- [2] B.Bernanke and A.Blinder, "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *The American Economic Review*, Vol.79, 1992, pp.14-31.
- [3] M.Gertler and S.Gilchrist, "The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism: Arguments and Evidence", *Scandinavian Journal of Economics*, Vol.95, 1993, pp.43-64.
- [4] C.Romer and D.Romer, "New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.1, 1990, pp.149-213.
- [5] V.A.Ramey, "How Important is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy?" *NBER Working Paper*, March, 1993, No.4285.
- [6] K.Ueda, "A Comparative Perspective on Japanese Monetary Policy: Short-Run Monetary Control and the Transmission Mechanism", in K.J.Singleton (Ed.), *Japanese Monetary Policy*, (University of Chicago Press, 1993), pp.7-29.
- [7] K.Hosono, "Money, Credit and Production", in Y.Honda (Ed.), *Business cycle in Japan*, (Yuhikaku press, 1996), pp.129-155. (in Japanese)
- [8] S.Miyagawa and Y.Morita, "The Transmission Mechanism of Monetary Policy", *Discussion Paper*, Department of Economics, The University of Macedonia, 1998, No.98-11.
- [9] T.Hatada, "The Importance of Credit Channel in Japan", *Finance Research*, Vol.22, 1997, pp.15-31. (in Japanese)
- [10] Y.Harada and H.Ibaragi, "The Influence of Money and Credit on the Real Economy",

- Annual Conference 2000 in Japan Economic Society, 2000 (in Japanese)
- [11] R.Nakagawa, "Transmission of Monetary Policy Effect in Japan", *Journal of Economics & Business Administration*, (Kobe University), Vol.185, No.3, 2002, pp.1-20. (in Japanese)
- [12] H.Toda and T.Yamamoto, "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics*, Vol.66, 1995, pp.225-250.
- [13] J.G.MacKinnon, "Critical Values for Cointegration Tests", in R.F.Engle and C.W.J.Granger (Ed.) *Long-Run Economic Relationships*, (Oxford, 1991), pp.267-276.
- [14] G.Elliot, T.J.Rothenberg and J.H.Stock, "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, Vol.64, 1996, pp.813-836.
- [15] J.G.MacKinnon, "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, Vol.11, 1996, pp.601-618.
- [16] D.Kwiatkowski, P.C.B.Phillips, P.Schmidt and Y.Shin, "Testing the null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, No.54, 1992, pp.159-178.
- [17] Y.Morita, "Unit Root Test of Cumulative Call Rate with Quadratic Trend and Monte Carlo Experiments", *Kyotogakuen University Review*, Vol.11, 2001, pp.67-76.
- [18] S.Johansen, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, Vol.59, 1991, pp.1551-1580.

—— もりた ようじ ——

国内研修：京都学園大学経済学部教授

指導者：立命館大学理工学部 杉本末雄教授

付録 A

システムモデルの推定

式 (14) から式 (17) の推定パラメータを次の表に示す。

表 4 Estimation of the System Model

	$r(t)$	$\Delta m(t)$	$\Delta l(t)$	$\Delta y(t)$
$r(t-1)$	1.386 0.0952 [14.56]	-0.0023 0.0011 [-2.135]	0.000641 0.017 [0.380]	0
$r(t-2)$	-0.490 0.0961 [-5.096]	0.0017 0.0011 [1.598]	-0.000956 0.0017 [-0.56]	0
$\Delta m(t-1)$	0.8652 10.48 [0.0826]	0.551 0.119 [4.62]	-0.116 0.186 [-0.622]	0.388 0.107 [3.62]
$\Delta m(t-2)$	8.973 11.04 [0.812]	-0.0663 0.126 [-0.528]	0.174 0.196 [0.886]	-0.049 0.115 [-0.427]
$\Delta l(t-1)$	-0.1505 6.934 [-0.0217]	-0.0456 0.079 [-0.578]	0.483 0.123 [3.93]	0.0066 0.0713 [0.093]
$\Delta l(t-2)$	-3.258 6.807 [-0.479]	0.0508 0.0775 [0.655]	-0.0077 0.121 [-0.063]	0.0522 0.071 [0.737]
$\Delta y(t-1)$	3.431 10.80 [0.318]	0.0178 0.123 [0.145]	0.0267 0.192 [0.139]	-0.157 0.113 [-1.39]
$\Delta y(t-2)$	2.018 10.194 [0.198]	0.148 0.116 [1.275]	-0.168 0.181 [-0.929]	0.101 0.106 [0.954]
c	0.654 0.459 [1.427]	0.0129 0.005 [2.475]	0.0165 0.0081 [2.03]	0.0035 0.0014 [2.5]
$trend$	-0.0063 0.0043 [-1.465]	-0.00011 4.9E-05 [-2.133]	-0.000147 7.65E-05 [-1.919]	0

At each cell, the top is an estimated value of coefficient, the second is a standard error and the third [·] is t-statistics.