



物価基調変数とインフレーション・ターゲティング ： 基調変数選択と実質金利特性による再検討

粕谷，宗久

(Citation)

国民経済雑誌, 181(2):105-123

(Issue Date)

2000-02

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/00045041>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00045041>



物価基調変数と インフレーション・ターゲティング

——基調変数選択と実質金利特性による再検討*——

粕谷 宗久

1 はじめに

粕谷 (1998) では、インフレ基調あるいは将来の期待インフレ率の指標としての CPI 異常値修正指標と、実際の金融調節手段であるコールレートの関数を長期政策反応関数として分析した。その結果、インフレーションターゲティングを、長期的なインフレ率を考慮した制約条件付裁量政策 (constrained discretion), あるいは長期的にみてインフレーションを安定的に保とうとする政策, として捕らえて見た場合、過去の日本の金融政策が、実質的にインフレーション・ターゲティングを行ってきたことを否定する強い証左は得られなかった。もっとも、粕谷 (1998) 自身が指摘しているように、この結果は少なくとも次の2つの前提に依存している。第1に、CPI 異常値修正指標 (Limited Influence Estimator, 以下 LIE) を過去の金融調節の実行時に背景にあったインフレ基調の代理変数としていることである。第2に、実質金利を「定常過程+線形トレンド」と仮定していることである。本稿では、粕谷 (1998) の分析を掘り下げる形で、これらの2つの条件の妥当性を検討する。

本稿の実証結果によれば、構造変化の可能性を考慮すると、金融調節手段であるコールレートと長期的に安定的関係を持つ可能性のある CPI 基調変数は、LIE 以外に、X12ARIMA によるヘンダーソン移動平均、CPI (除く生鮮食料品) 前年比、CPI 前年比などがあった。もっとも各基調変数の共和分関係の強さを示すほど明らかな違いは識別できなかった。それ以外の手法では、共和分関係の可能性は示唆されなかった。ただし、各基調推計法にはそれぞれオプションがあることからすれば、それぞれの推計方法自体を否定すべきではないのは言うまでもない。

また、事後的実質金利について、Phillips (1998) で提案された実質金利のフラクショナル・インテグレーション検定を行った結果、実質金利が「定常過程+線形トレンド」で表せることを否定するような結果は得られなかった。

結局のところ、粕谷 (1998) 同様、インフレーション・ターゲティングを、長期的なインフレ率を考慮した制約条件付裁量政策として捕らえた場合、過去の日本の金融政策がインフ

レーションターゲティングを実質的に行ってきたことを否定する証左は得られず、それを再確認することができた。

以下、2 節では、物価基調変数が CPI 異常値修正指標の変数を使った場合でも、結果として長期的物価安定を意図した金融政策が行われてきたことを否定する結果が得られないのかどうか実証的に検討する。第 3 節では、分析の前提となっている実質金利の定常性を、Phillips (1998) および Phillips (1999) で提案されている方法、つまり空間密度関数およびフラクショナルインテグレーション検定で検討する。第 5 節では、幾つかのインプリケーションを導く。

2 物価基調変数の検討

粕谷 (1998) では、異常値修正指標を用いて、金融調節変数（コールレート）との長期的関係の存在をみた。ただし、同論文では、将来の長期期待インフレ率を LIE で代理できることを前提とした。過去の金融政策の総合判断として、結果的に、最近注目を集めてきた LIE と同様の基調判断がなされたと解釈することは可能しても、それ以外の基調変数で再検討することは、十分意味のあることであろう。

まず、粕谷 (1998) で導出された関係式に基づき次のような計測式を計測する。

$$r_t^1 = \alpha_0 + \alpha_1 plie + \alpha_2 residual + \varepsilon_t \quad (1)$$

ただし、

$$\alpha_0 = (-r_t^{k0} + \pi_t^{k0}) \quad (2)$$

$$\varepsilon_t = -(E_t rr_t^k - rr_t^{k0}) + (1/k) \left(\sum_{i=1}^{k-1} \sum_{j=1}^i E_t \Delta r_{t+j}^1 \right) + v_t \quad (3)$$

r_t^1 : コールレート

$plie$: CPI 基調変数

$residual$: 通常の CPI と CPI 基調変数の乖離

v_t : 誤差, *i.i.d.*, *normal*

さらに

$$E_t(\varepsilon) = 0 \quad (4)$$

とする。

いま、次のような条件が満たされるものと仮定する。

- (i) 人々の長期に形成される期待が合理的であること、
- (ii) 真の実質金利が決定的トレンド（含む定数項）＋定常的誤差で表すことができること、
- (ii)'あるいは、期待インフレーションレートと政策操作変数 r_t^1 の差が、決定論的トレンドを含む定常的過程で表すことができること、を仮定する。

このとき「短期の金融調節に長期のインフレに関する政策制約が実質的に行われている」と、上式においてインフレーション情報にかんするパラメーターが+1となる。また、実際のCPIと基調変数の乖離部分のパラメーターがゼロであれば、短期の金融調節は長期的には異常値に惑わされることなく政策運営してきたことになる。あるいは、逆を言えば、過去の政策の総合判断を評価基準とすれば、実際のCPIよりも基調変数の方が無駄な情報を排除できることになる。

本稿でLIE以外に新たに用いる物価基調変数は以下の通りである。¹

X12ARIMA を利用したヘンダーソン加重移動平均法 季節調整法 X12ARIMA は、移動平均を用いた季節調整プログラムであり、季節調整の過程で、短期の周期を持つ不規則変動成分を原系列から除去し、趨勢成分を得ることができる。ヘンダーソン加重移動平均の項数は月次の場合、9, 13, 23項のいずれかから自動選択されるが、本稿のケースでは9項が選択された。^{2,3}

Hodric-Prescott (HP) フィルター 時系列データから、滑らかさを保ちながら実績値を追うようなトレンド成分を取り出すことを意図したフィルターである。時系列を成長部分と循環部分に分け、循環成分の2乗和と成長成分の2階階差の2乗和が最小となるように成長成分を選択する。滑らかさの調整パラメーターは14400を用いた。⁴

フーリエ変換を利用した Band-Pass フィルター フーリエ変換を利用して、一定周期以下の成分を除去する。^{5,6}

DECOMP 状態空間モデルを用いる季節調整プログラム DECOMP を用いて、トレンド成分を抽出する手法である。トレンドの滑らかさのパラメーターは、AIC 情報量基準が最小になるように選択される。⁷

CPI (除く生鮮食料品) 生鮮食料品は天候等一時的な要因を受けやすいことから、生鮮食料品を除いたCPI全国総合(除く生鮮食料品)前年比である。異常値修正指標が、データの変動率から異常な動きを示すものを機械的に刈り込むのに対し、定性的に特定の品種を排除しようとする考え方である。前年比を用いている。

CPI CPI全国総合の前年比である。

単位根の検定方法は、粕谷(1998)と同様、構造変化の可能性を考慮した Zivot and Andrews (1992) による単位根検定を用いる。

各物価基調変数に対する水準変数および階差変数の単位根検定が表1, 2に示されている。それによれば、HPフィルター、Band-Pass 以外の基調変数は、構造変化の可能性を考慮しても、水準変数の単位根の可能性を棄却せず、また階差変数の単位根仮説が棄却される。HPフィルターおよび Band-Pass では、水準変数の段階で単位根仮説を棄却できる。次に、各基調変数に対応する乖離変数(基調変数とCPIとの乖離)についてみると、X12ARIMA、

LIE の乖離変数の水準は単位根仮説が棄却できないが、それ以外の乖離変数は、5%あるいは1%で単位根仮説を棄却している。また階差変数では、いずれも単位根仮説が棄却される。

結局、HP フィルター、Band-Pass の基調変数については、I (1) と見なすのには問題があるが、それ以外の基調変数は、I (1) と見なすことができる。また X12ARIMA、LIE の乖離⁸変数は、I (1) と見なすことができるが、それ以外は I (0) の可能性が大きいことになる。なお⁹コールレートは、表の単位根検定結果を受け、I (1) と見なして検証を行うこととする。

次に、被説明変数をコールレート、説明変数を基調変数、あるいは基調変数と CPI との乖離変数で共和分検定した結果が、表 3 - 5 に示されている。組み合わせの中には、I (1) と I (0)¹⁰という関係である可能性の大きい組み合わせも含まれているが、参考までに示してある。具体的には、Gregory and Hansen (1996) で示された構造変化の可能性を考慮する共和分検定¹¹である。

表 3 - 5 の検定結果を見ると、構造変化の可能性を考慮しない場合、いずれの組み合わせも共和回帰の単位根仮説が棄却されず、共和分の関係が示唆されない。しかしながら、構造変化の可能性を考慮した場合、LIE に加え、CPI (除く生鮮)、CPI で共和分回帰で、回帰誤差の単位根仮説が棄却され、共和分の可能性が示唆される。X12ARIMA では、対応する乖離変数をいれた場合のみ、構造変化の可能性のもと、共和分仮説が示唆される。

共和分の関係が確認されない場合、共和分回帰を行うことは意味が無いが、取り敢えず、いずれの組み合わせについても、次の段階である共和分回帰に進むこととする。具体的には、Hansen (1992) による FM 推計と安定性検定¹²を行った。結果は、表 6、表 8、表 10、表 12 に示されている。定数項は、推計モデル上期待実質金利を表すが、HP フィルタ (定数項有り、乖離変数含む) 以外、いずれも正である。また構造構造変化の可能性の下で共和分の可能性がある X12ARIMA、LIE、CPI (除く生鮮)、CPI を含む多くの場合、有意に正である。一方乖離変数を見ると、線形トレンドの無いケースでは、HP フィルター、X12ARIMA が乖離変数につき有意だが、それ以外は有意でない。線形トレンドのあるケースでは、LIE 以外は無意となる傾向にある。

また推計モデル上、+1 が期待される基調変数のパラメーターは、HP フィルターの一部のケース以外は、いずれも正で有意である。その大きさは、2 近傍が多いが、線形トレンドを入れるケースでは、その大きさが縮小傾向にある。

安定性検定結果は、表 7、表 9、表 11、表 13 に示されている。*SupF* は 1 回限りの変化、*MeanF*¹³ は漸進的な変化を検定する検定統計量であり、帰無仮説は構造変化がないことである。ここでは、構造変化の下での共和分の可能性のある X12ARIMA、LIE、CPI (除く生鮮)、CPI に注目してみよう。線形トレンドがない表 7、表 9 では、X12ARIMA、LIE、CPI (除く生鮮)、CPI について、構造変化がないという仮説は、棄却される傾向にある。線形トレンドを

入れた表11, 表13では, X12ARIMA, LIE, CPI (除く生鮮), CPI は, 構造変化がないという仮説は棄却されない傾向にある。線形トレンドが, 共和分検定で示唆された構造変化を(少なくとも部分的に)吸収している可能性があるのかもしれない。

これまでの分析を総合的に判断すると, 構造変化の可能性を考慮すれば, 金融調手段であるコールレートと長期的に安定的関係を持っている可能性のある基調変数は, 必ずしも LIE だけではないことがわかった。X12ARIMA のヘンダーソン移動平均, CPI (除く生鮮) 前年比, CPI 前年比といった基調変数も, 金融調節手段であるコールレートと長期的に安定的な関係を持つ可能性が示された。ただし, それぞれの優劣を比べることは, これまでの結果からは容易ではない。つまり, 共和分統計量の大きさ, パラメーターの安定性, 理論的推計係数値への近さ, など幾つかの点で, 全て他の基調変数より優れているように観察される基調変数はない。

また共和分関係が示唆されなかった他の時系列的手法についても, 各推計方法には各種のオプションがあること等からすれば, そうした各手法そのものについて, (別の基調抽出結果の可能性を無視して,) 定性的に共和分関係を否定的べきではないであろう。¹⁴

3 実質金利の特性

粕谷 (1998) および前節では, 実質金利について, 「真の実質金利が決定論的トレンド+定常的誤差で表すことができる」と仮定した。ここでは, この仮定が妥当なものであるかどうかを検討する。なお, 推計モデルが前提としている真の実質金利は, 足元の物価基調が(代理変数として)表現するはずの長期の期待インフレーションレートに相当するタイムスパンの実質金利となるはずであるが, 実際には, スパン数が未確定であること, また, 対象とする推計期間の長期の実質金利の検討については実証上困難を伴うことから, ここではあくまで傍証として対象とする推計期間の3ヶ月もの金利から算出した事後的実質金利をその対象とする。¹⁵

実質金利の統計的性質についてはこれまで多くの実証分析が行われてきた。¹⁶ これまでの実質金利の研究では, Rose (1988), Walsh (1987) が単位根非定常仮説を棄却できないという結論を導く一方, Mishkin (1992) は, 単位根非定常仮説を否定する実証結果を導びいた。これに対し, Garcia and Perron (1994) は, 構造変化の可能性に着目, 構造変化の可能性を考慮した推計では, 実質金利が定常であることを示した。Phillips (1998) は, 構造変化という決定論的定式化ではない方法, すなわち単位根非定常過程, 定常過程を特殊ケースとして包含するフラクショナル・インテグレーション・モデルを用いて, 実質金利が単位根非定常でないこと, フラクショナル非定常過程か定常過程かのいずれかの可能性があることを指摘した。フラクショナル非定常過程である場合, ラグをいくら大きくとったとしても, 自己相関

の大きさが減衰していかないことを意味し、確率過程は、平均回帰的ではなくなる。

本稿では、Phillips (1998) の手法を用いて、対象期間の実質金利の定常性を検定した。データは、インターバンク市場金利3ヶ月もの(手形レート)からCPIの上昇率を控除して算出した事後的実質金利を用いた。¹⁷ また、データタイプは、過去の実証分析にならって、¹⁸ 四半期および月次とした。対象期間は分析期間が1983年1月-1995年9月であることから、月次の事後的実質金利は1983年1月-1995年9月、四半期は1983年第1四半期-1995年第3四半期とする。

実質金利の統計的性質を推計する前に、Phillips (1998) で提案されている記述統計量である空間密度関数で実質金利の性質を概観しておこう。図2、図3はそれぞれ月次・四半期系列の原データ(上)およびカーネル推計された空間密度関数(下)を示している。この空間密度関数は、確率過程が非定常時系列であってもその統計的性質を伝えることができる。確率過程が非定常時系列の場合、確率密度関数と異なり、時間を通じて一定の確率分布(平均、分散等)が存在せず、平均や分散はランダムとなる。定常時系列の確率密度関数が横軸に空間点、縦軸に確率で表現されるのに対し、非定常時系列の空間密度関数は横軸に空間点、縦軸に滞留時間(Sojourn time)で表される。また空間密度分布はランダムな確率変数となることから信頼区間も合わせて推計され図示されている。一方、もし、この空間密度関数推計を、定常時系列に適用した場合には、縦軸のスケールと信頼区間が意味のないものとなるが、形状はその定常時系列の特徴を伝えるものとなる。つまり、ある確率過程に、空間密度関数推計を行うことで、その確率過程が正規分布にちかいものか、あるいは裾の厚い非定常過程に近いものかグラフィカルに検証できることになる。空間密度関数の推計については、Kasuya (1999) 参照のこと。

実質金利の月次計数の推計された空間密度関数(図2下)を見てみると、サンプル数の少なさもあってか、分布の形状は滑らかでないが、裾は厚くないことがわかる。また、実質金利の四半期計数の推計された空間密度関数(図3下)を見てみると、分布の形状は滑らかでないが、やはり分布の裾はそれほど厚くない。このことは、対象時系列が定常時系列としての性質から大きく離れていない可能性を示している。

次に対象時系列のフラクショナル・インテグレーション検定を行う。

フラクショナル・インテグレーション検定方法の詳細については、kasuya (1999) 参照のこと。推計結果は、表14に示されている。それによれば、月次計数は、デトレンドしないケースでも、メモリーパラメーター $\hat{d}$ は、0.037と定常時系列のレンジに入っている。また95%信頼区間をみると、上限0.185はフラクショナル非定常過程との境界点である0.5を下回っており、単位根仮説はもとより、フラクショナル非定常仮説も有意に否定される。

一方、四半期計数のデトレンドしない場合のメモリーパラメーターは0.132と定常時系列レンジ

に入っている。一方、95%信頼区間の上限は0.536と、単位根過程の1.0を下回っているがフラクショナル非定常の境界点0.5を上回っている。この場合単位根仮説は棄却されるが、フラクショナル非定常仮説は棄却できない。そこで四半期計数を線形トレンドでデトレンドした計数を検定してみると、メモリパラメーターは0.172と定常時系列のレンジに入っていることに加え、95%信頼区間上限は0.397とフラクショナル非定常の境界点を下回り、同非定常仮説は棄却される。

この検定の結果、この期間の事後的実質金利（3ヶ月もの）の月次・四半期計数に限って言えば、（必要な場合デトレンドすることで）定常時系列となる。このことのみで分析の対象となる真の実質金利が定常時系列＋線形トレンドで表されるとは言えないが、分析の前提となる真の実質金利の前提を否定するような結果ではなかったということはいえよう。

4 インプリケーション

粕谷（1998）では、インフレ基調としてのCPI異常値修正指標と金融調節手段であるコールレートからなる政策反応関数を検証した結果、インフレーション・ターゲティングを長期的なインフレ率を考慮した制約条件付裁量政策として捉えた場合、そうした金融政策運営が過去に行われてきたことを強く否定するような結果は得られなかった。本稿では、その結果を、（i）CPI異常値修正以外の物価基調変数を用いた場合の結果への影響、（ii）推計式の前提となっている実質金利の定常過程仮説の妥当性、という点から再検討した。

本稿の実証結果によれば、構造変化の可能性を考慮すれば、金融調節手段であるコールレートと長期的に安定的関係を持つ可能性のあるCPI基調変数は、LIE以外に、X12ARIMAによるヘンダーソン移動平均、CPI（除く生鮮食料品）前年比、CPI前年比などがあつた。もっとも各基調変数の共和分関係の強さを示すほど明らかな違いは識別できなかった。それ以外の手法では、共和分関係の可能性は示唆されなかった。ただし、各基調推計法にはそれぞれオプションがあることからすれば、それぞれの推計方法自体を否定すべきではないのは言うまでもない。¹⁹

また、事後的実質金利について、Phillips（1998）で提案された実質金利のフラクショナル・インテグレーション検定を行った結果、実質金利が「定常＋線形トレンド」で表せることを否定するような結果は得られなかった。

結局のところ、粕谷（1998）同様、インフレーション・ターゲティングを、長期的にインフレ率を考慮した制約条件付裁量政策として捕らえた場合、過去の日本の金融政策がインフレーションターゲティングを実質的に行ってきたことを否定する証左は得られず、それを確認することができた。

なお、最後に、いくつかの留意点を指摘しておこう。まず、ここで分析した対象は、金融

調節とインフレーションの長期的安定的関係であり、短期的関係を検証したものではない。インフレと金融調節が長期的に安定的関係を持っていたとしても、短期的に両者の関係が変化していた（例えば政策目標としての景気のウエイトが高まった等）かどうかは分析の対象になっていない。また本稿の分析では、各物価基調変数が将来の長期の期待インフレ率を適切に表現していることを前提に検証を進めているが、その前提の検証はなされていない。今後の課題としたい。

注

* 本稿は、筆者が1997年4月—1999年3月までの間、神戸大学経済研究所在籍中に行った研究を取りまとめたものである。本稿における意見、見解等は、筆者個人に属し、筆者が現在所属する日本銀行のそれとは何ら関係が無い。本稿の作成にあたっては、大阪大学竹内恵行氏から有益なコメントを頂戴した。ここに記して感謝したい。もっとも有り得べき誤りが筆者に属することは言うまでもない。

1 この中で時系列的基調変動抽出手法については、肥後・中田（1998）が、より詳しい性質を分析しているので参照のこと。肥後・中田（1998）では、時系列的手法の特徴を比較検討している。結論としては、それぞれ長所・短所があるので、複数の手法を比較すべきという結論を導いている。

2 9項が選択されたことから、CPI 前年比より振れが大きくなっている。

3 年率表示。

4 年率表示。

5 定常化のために階差後の時系列に対して適用するので、長期成分の情報が失われてしまう可能性があるという問題がある。

6 年率表示。

7 年率表示。

8 このことは、乖離変数と $I(1)$ と見なすコールレートの間には、パラメーターゼロの共和分関係しか成り立たない可能性が大きいことを意味する。

9 この点については、粕谷（1998）参照。

10 共和分のパラメーターがゼロに収束するトリビアルな共和分関係。

11 粕谷（1998）参照。

12 粕谷（1998）参照。

13 検定については、粕谷（1998）参照。

14 これらの時系列的手法から導かれた基調変数が、構造変化を許容しても金融調節手段であるコールレートと、長期的安定的関係を保っていない理由の可能性としては、以下のようなものがある。

(i) それらの時系列的手法が、将来の長期の期待インフレ率の適切な代理変数となっていない可能性。

(ii) それらの時系列的手法が、将来の長期期待インフレ率の適切な代理変数となっていたとしても、いわゆる長期的制約付裁量政策としてのインフレーション・ターゲティングが行われてい

可能性。

(iii)その他、モデル上の特定化の誤りの可能性等。

本稿の方法では、いずれの可能性が正しいかは断定できない。今後の検討課題であろう。しかし、少なくとも、インフレーション・ターゲティングを強く否定できる材料でないことは言えるかもしれない。

- 15 この3ヶ月もの金利から算出された実質金利は、過去の実証でも多く用いられたものである。
- 16 実質金利の統計的性質が注目を集めてきたのは以下の理由による。つまり実質金利がランダムウォークであれば、ショックに対しその影響が永続するが、定常の場合には、そのショックの効果はテンポラリーで実質金利はもとの水準に回帰する。金融財政政策の効果についてのインプリケーションに繋がる。また Black-Scholes 定理が（事前的）実質金利一定との条件を前提としていること、consumption-CAPM のような資産価格モデルでは実質金利の非正常性は考慮されていないことも注目を集める一因である。
- 17 実質金利には、事前の実質金利と事後の実質金利という2つの異なる概念がある。金融財政政策効果、Black and Scholes の定式化等で問題になるのは、事前の実質金利である。この場合でも、実証上は、経済主体が、合理的に期待を形成すると仮定して、事後の実質金利を用いることが多い。なお、本稿では、期待実質金利とは別に存在する真の実質金利の統計的特性を問題としており、実証上それを表現する変数として事後の実質金利を用いていることになる。
- 18 例えば、Mishkin (1990) は月次計数だが、Garcia and Perron (1996) は、月次・四半期双方を用いている
- 19 また、共和分関係が示唆されない基調変数が、将来の期待長期インフレ率を適切に表現しており、結果として、長期制約付裁量制約としてのインフレーション・ターゲティングが実質上行われなかったという可能性も否定されたわけではない。その可能性の検討は、本稿の手段ではできないので、今後の課題であろう。

参 考 文 献

- [1] 粕谷宗久 (1998) 「CPI 異常値修正指標と金融政策」『国民経済雑誌』第178巻。
- [2] 肥後雅博・中田 (黒田) 祥子 (1998) 「経済変数から基調的変動を抽出する時系列的手法について」日本銀行金融研究所『金融研究』第17巻第6号。
- [3] Garcia R. and P. Perrogn (1996) "An analysis of the real rate of interest under regime shifts," *Review of Economics and Statistics*, pp.111-125.
- [4] Gregory, Allan W., and Bruce E. Hansen (1996) "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts," *Journal of Econometrics*, Vol.70, pp.99-126.
- [5] Kasuya, Munehisa (1999) "Downward Price Rigidity of the Japanese CPI—Analysis by Probability Density Functions and Spatial Density Functions," Bank of Japan, Research and Statistics Department Working Papers, No.99-3.
- [6] Mishkin, F.S. (1992) "Is the Fischer effect for real?" *Journal of Monetary Economics*, Vol.30, pp.195-215.
- [7] Phillips, Peter C.B. (1996) "Economic Model Determination," *Econometrica*, Vol.64, pp.763-812.

- [8] Phillips, Peter C.B.(1998a) "New Tools for Understanding Spurious Regressions," *Econometrica*, Vol66.
- [9] Phillips, Peter C.B.(1998b) "Empirical Limits for Time Series Economic Model," Yale University, Cowles Foundation Discussion Papers, No.1220.
- [10] Phillips, Peter C.B. (1998c) "Econometric Analysis of Fischer's Equation," Yale University, Cowles Foundation Discussion Papers, No.1180.
- [11] Phillips, Peter C.B.(1999) "Descriptive Econometrics for Nonstationary Time Series with Empirical Illustrations," Yale University, Cowles Foundation Discussion Papers, 1219.
- [12] Robinson, P.M.(1995) "Gaussian semiparametric estimation of long range dependence," *Annals of Statistics*, Vo.23, pp.1630-1661.
- [13] Rose, A.K.(1988) "Is the real interest rate stable?" *Journal of Finance*, Vol.43, pp. 1095-1112.
- [14] Walsh, C.E.(1987) "Tree questions concerning nominal and real interest rates," *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, Vol.4, pp.5-20.
- [15] Zivot, Eric, and Donal W.K.Andrews (1992) "Further Evidence on the Greate Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.10, No.3, pp.251-270.

表1：水準変数の単位根検定

変数	$t_{\hat{a}}$	$\inf_{\lambda \in A} t_{\hat{a}A}(\lambda)$	$\inf_{\lambda \in A} t_{\hat{a}B}(\lambda)$	$\inf_{\lambda \in A} t_{\hat{a}C}(\lambda)$
<i>X12ARIMA</i>	-2.820	-4.156 (89.02)	-3.287 (90.12)	-4.664 (89.08)
<i>LIE</i>	-1.512	-3.455 (89.02)	-2.154 (91.12)	-3.387 (89.03)
<i>HP</i>	-4.277***	-5.364*** (87.05)	-5.359*** (84.08)	-5.503** (87.05)
<i>Band-Pass</i>	-4.598***	-10.191*** (87.02)	-29.973*** (92.01)	-27.448*** (93.03)
<i>Decomp</i>	-2.321	-4.330 (88.12)	-2.779 (90.07)	-4.492* (89.01)
<i>CPI</i>	-2.031	-3.454 (89.11)	-3.240 (93.07)	-4.090 (89.11)
<i>CPI(除く生鮮)</i>	-2.402	-3.261 (89.04)	-2.807 (92.04)	-2.972 (89.12)
コールレート	-1.400	-3.091 (89.03)	-2.423 (91.02)	-3.808 (89.05)
乖離変数(<i>X12ARIMA</i>)	-2.475	-3.989 (91.02)	-3.5624 (90.02)	-4.415 (91.02)
乖離変数(<i>LIE</i>)	-3.076	-3.607 (85.08)	-3.346 (86.08)	-3.926 (87.08)
乖離変数(<i>HP</i>)	-3.604**	-4.736* (89.12)	-3.815 (88.04)	-4.894* (90.08)
乖離変数(<i>Band-Pass</i>)	-3.750**	-4.5890* (90.07)	-4.000** (83.07)	-4.814 (88.11)
乖離変数(<i>Decomp</i>)	-3.841**	-4.912** (90.10)	-4.085 (89.08)	-5.093** (86.09)
乖離変数(<i>CPI(除く生鮮)</i>)	-5.709***	-6.467*** (90.10)	-5.763*** (89.08)	-6.632*** (86.09)

(注) *AR* (自己回帰) 項は, *AR1* から次数を増加させ *Liung-Box Q* 統計量で示される残差の系列相関が消える時点の次数を選択した。具体的には, *Q* 統計量の *p* 値が0.1を越えた時点の次数を採用した。全ての回帰にはタイムトレンドを含めた。*, **, ***は, 各々10%, 5%, 1%の有意水準を示す。計測期間は1983年1月-1995年9月。 $t_{\hat{a}}$ は, Said and Dickey (1984) の *ADF* 検定統計量。 $\inf_{\lambda \in A} t_{\hat{a}A}(\lambda)$, $\inf_{\lambda \in A} t_{\hat{a}B}(\lambda)$, $\inf_{\lambda \in A} t_{\hat{a}C}(\lambda)$ は, Zivot and Andrews (1992) に基づく, 構造変化 (時期未知) の可能性を考慮した単位根検定統計量。添字 *A, B, C* は, 各々水準シフト, 増加率シフト, およびレベル&増加率シフトを表す。括弧内は構造変化期を表す。

表 2 : 1 階の階差変数の単位根検定

変数	$t_{\hat{a}}$	$\inf_{\lambda \in A} t_{\hat{a}A}(\lambda)$	$\inf_{\lambda \in A} t_{\hat{a}B}(\lambda)$	$\inf_{\lambda \in A} t_{\hat{a}C}(\lambda)$
$\Delta X12ARIMA$	-7.455***	-15.610*** (95.05)	-15.662*** (95.05)	-15.976*** (94.11)
ΔLIE	-6.962***	-7.373*** (90.11)	-7.050*** (90.07)	-7.510*** (88.05)
ΔHP	-2.383	-3.695 (84.09)	-2.397 (87.10)	-4.655 (85.06)
$\Delta Band-Pass$	-2.720	-3.830 (85.03)	-2.944 (87.09)	-6.853*** (92.12)
$\Delta Decomp$	-4.218***	-4.651* (90.07)	-4.304* (89.04)	-4.786 (90.09)
ΔCPI	-9.926***	-10.091*** (90.12)	-9.958*** (90.03)	-10.098*** (90.12)
ΔCPI (除く生鮮)	-7.843***	-8.146*** (90.12)	-7.973*** (90.07)	-8.555*** (86.12)
$\Delta call rates$	-4.837***	-5.632*** (91.03)	-4.837** (83.03)	-5.718*** (91.03)
Δ 乖離変数($X12ARIMA$)	-4.360***	-4.697* (86.07)	-4.380* (88.06)	-5.034* (86.07)
Δ 乖離変数(LIE)	-9.277***	-9.337*** (87.01)	-9.277*** (83.03)	-10.655*** (94.10)
Δ 乖離変数(HP)	-4.267***	-7.363*** (85.07)	-5.279*** (84.01)	-7.504*** (89.11)
Δ 乖離変数($Band-Pass$)	-4.054***	-4.373 (90.08)	-4.079 (88.02)	-4.742 (90.08)
Δ 乖離変数($Decomp$)	-9.600***	-9.663*** (83.12)	-9.600*** (83.03)	-9.666*** (94.07)
Δ 乖離変数(CPI (除く生鮮))	-7.778***	-7.793*** (83.12)	-7.787*** (83.03)	-8.010*** (94.07)

(注) 全ての回帰にはタイムトレンドが含まれていない。それ以外の検定方法は表 1 参照。

表3：共和分検定(1)

statistics	standard	Structural change		
		statistics (C)	statistics (C/T)	statistics (C/S)
X12ARIMA				
ADF	-1.151	-2.691 (93.11)	-3.632 (89.11)	-4.244 (86.03)
Za	-18.309	-23.659 (87.05)	-22.523 (85.02)	-30.057 (86.11)
Zt	-3.041	-3.496 (92.12)	-3.459 (92.11)	-3.888 (86.11)
X12ARIMA 及び乖離変数				
ADF	-3.143	-4.822* (92.05)	-5.470** (85.06)	-5.192 (86.12)
Za	-19.833	-43.614* (90.11)	-53.114* (85.09)	-46.874 (90.08)
Zt	-3.150	-4.961 (90.11)	-5.632** (85.09)	-5.229 (90.08)
LIE				
ADF	-2.085	-5.357*** (91.10)	-5.359** (91.10)	-5.286** (91.10)
Za	-11.395	-41.203** (91.09)	-40.726 (91.09)	-40.429 (91.11)
Zt	-2.236	-4.741** (90.12)	-4.769* (90.10)	-4.671 (91.11)
LIE 及び乖離変数				
ADF	-2.201	-5.327** (91.11)	-5.386** (91.11)	-5.246* (91.11)
Za	-12.417	-44.309* (90.11)	-44.345 (91.09)	-44.441 (90.08)
Zt	-2.352	-5.006** (90.10)	-5.035* (90.08)	-5.046 (90.08)

(注) AR (自己回帰) 項は, AR1 から次数を増加させ *Ljung-Box Q* 統計量で示される残差の系列相関が消える時点の次数を選択した。具体的には, *Q* 統計量の *p* 値が 0.1 を越えた時点の次数を採用した。全ての回帰にはタイムトレンドを含めた。*, **, *** は, 各々 10%, 5%, 1% の有意水準を示す。計測期間は 1983 年 1 月 - 1995 年 9 月。ADF, Z_a , Z_t は, それぞれ Said and Dickey (1984) の ADF 検定統計量, Phillips (1987) の Z_a および Z_t 検定統計量。ADF(C), ADF(C/T), ADF(C/S), Z_a (C), Z_a (C/T), Z_a (C/S), Z_t (C), Z_t (C/T), Z_t (C/S) は, Gregory and Hansen (1996) に基づく, 構造変化を考慮した共和分検定統計量。添字 C, C/T, C/S は, 各々水準シフト, トレンド付水準シフト, 水準および係数シフト (レジームシフト) を表す。

表 4 : 共和分検定 (2)

statistics	standard	Structural change		
		statistics (C)	statistics (C / T)	statistics (C / S)
HP				
ADF	-1. 309	-3. 024 (87. 12)	-3. 166 (89. 11)	-4. 676 (87. 08)
Za	-4. 483	-14. 461 (87. 08)	-14. 389 (87. 09)	-25. 817 (86. 11)
Zt	-1. 248	-2. 696 (87. 09)	-2. 785 (89. 10)	-3. 559 (86. 11)
HP 及び乖離変数				
ADF	-1. 906	-3. 965 (92. 05)	-4. 320 (85. 04)	-4. 956 (87. 11)
Za	-9. 163	-31. 997 (92. 04)	-37. 770 (85. 07)	-45. 648 (87. 08)
Zt	-1. 959	-4. 128 (92. 04)	-4. 650 (85. 07)	-4. 975 (87. 06)
Band-Pass				
ADF	-2. 265	-3. 680 (87. 09)	-3. 643 (85. 02)	-4. 701 (87. 05)
Za	-7. 699	-14. 609 (92. 10)	-14. 633 (85. 03)	-27. 113 (86. 08)
Zt	-1. 856	-2. 733 (92. 10)	-2. 713 (85. 03)	-3. 717 (86. 08)
Band-Pass 及び乖離変数				
ADF	-2. 251	-4. 128 (92. 05)	-4. 540 (85. 06)	-4. 383 (87. 10)
Za	-11. 450	-34. 074 (92. 02)	-40. 236 (85. 07)	-38. 227 (87. 08)
Zt	-2. 303	-4. 309 (92. 02)	-4. 802 (85. 07)	-4. 557 (87. 09)

(注) 検定方法は、表 4 注参照。

表5：共和分検定（3）

statistics	standard	Structural change		
		statistics (C)	statistics (C / T)	statistics (C / S)
Decomp				
ADF	-2. 259	-3. 520 (87. 08)	-3. 349 (87. 08)	-4. 404 (86. 08)
Za	-7. 155	-14. 507 (87. 08)	-14. 778 (85. 03)	-29. 526 (86. 11)
Zt	-1. 799	-2. 716 (92. 08)	-2. 765 (85. 03)	-3. 927 (86. 11)
Decomp 及び乖離変数				
ADF	-2. 135	-4. 055 (92. 05)	-4. 257 (85. 04)	-4. 958 (87. 08)
Za	-10. 246	-32. 256 (92. 02)	-37. 359 (85. 07)	-40. 266 (87. 08)
Zt	-2. 178	-4. 188 (92. 04)	-4. 612 (85. 07)	-4. 681 (87. 08)
CPI (除く生鮮)				
ADF	-1. 401	-4. 766** (91. 06)	-4. 718 (91. 06)	-4. 713* (91. 07)
Za	-9. 038	-40. 943** (92. 02)	-40. 657 (92. 02)	-41. 951* (92. 02)
Zt	-1. 980	-4. 769** (92. 02)	-4. 752* (92. 02)	-4. 821* (92. 02)
CPI (除く生鮮) 及び乖離変数				
ADF	-2. 122	-4. 682 (91. 07)	-4. 607 (891. 08)	-4. 503 (92. 01)
Za	-11. 639	-41. 278 (92. 02)	-41. 076 (92. 02)	-41. 951 (92. 02)
Zt	-2. 295	-4. 789* (92. 02)	-4. 824 (85. 09)	-4. 825 (82. 02)
CPI				
ADF	-2. 901	-4. 726** (92. 05)	-5. 148** (85. 06)	-5. 112** (90. 07)
Za	-19. 200	-45. 585** (90. 08)	-54. 035** (85. 09)	-48. 828** (90. 08)
Zt	-3. 0739	-5. 104** (90. 08)	-5. 706*** (85. 09)	-5. 349** (90. 08)

(注) 検定方法は、表4注参照。

表 6 : 共和分回帰結果 (定数項有, 乖離変数を含む)

変数名	説明変数推計量	乖離変数推計量	定数項推計量
X12 ARIMA	2.070*** (0.273)	0.946*** (0.342)	1.925*** (0.486)
LIE	2.517*** (0.413)	0.353 (0.688)	1.121 (0.680)
HP	4.788*** (0.518)	2.017*** (0.607)	-1.845* (0.793)
Band-Pass	2.215*** (0.359)	0.535 (0.556)	1.762*** (0.624)
Decomp	2.175*** (0.482)	0.899 (0.800)	1.788* (0.830)
CPI (除く生鮮)	2.051*** (0.482)	1.611 (0.800)	1.836** (0.830)

(注 1) 推計方法: Fully Modified 推計, 推計期間: 1983年1月-1995年9月。

(注 2) 計算過程における共分散行列の推計に当たっては, kernel (ウェイト関数) の種類および bandwidth (ラグ < リード > 長) を定める必要があるが, Andrews (1991) の示唆に従い, kernel については, quadratic spectral (QS) kernel, bandwidth の選択については, 漸近的平均平方誤差を最小にする選択方法を用いた。*, **, *** は, 各々 10%, 5%, 1% 有意を表わす。

表 8 : 共和分回帰結果
(定数項有, 乖離変数含まず)

変数名	説明変数推計量	定数項推計量
X12 ARIMA	2.000*** (0.205)	2.117*** (0.417)
LIE	2.596*** (0.389)	0.999 (0.646)
HP	1.156 (1.139)	3.236 (1.754)
Band-Pass	1.921*** (0.351)	2.210*** (0.610)
Decomp	2.261*** (0.466)	1.768* (0.793)
CPI (除く生鮮)	2.203*** (0.434)	1.643** (0.737)
CPI	2.132*** (0.325)	1.713*** (0.581)

(注) 表 6 注参照。

表 7 : 安定性統計量 (定数項有, 乖離変数有)

変数	MeanF	SupF
X12 ARIMA	5.90*	17.46**
LIE	7.44**	16.08**
HP	27.23***	226.94***
Band-Pass	10.36***	33.09***
Decomp	3.60	7.01
CPI (除く生鮮)	4.87	22.06***

(注) 有意水準は, いずれも Hansen (1992) において 2 変数 + 定数項というケース。*, **, *** は, 各々 10%, 5%, 1% 有意を表わす。

表 9 : 安定性統計量 (定数項有, 乖離変数無)

変数	MeanF	SupF
X12 ARIMA	2.95	6.66
LIE	5.95**	11.12*
HP	1.51	4.59
Band-Pass	4.25*	8.05
Decomp	2.35	5.03
CPI (除く生鮮)	3.61	16.13**
CPI	4.80**	16.78***

(注) 有意水準は, いずれも Hansen (1992) において 1 変数 + 定数項というケース。*, **, *** は, 各々 10%, 5%, 1% 有意を表わす。

表10：共和分回帰結果（定数項，線形トレンド有，乖離変数を含む）

変数名	説明変数推計量	乖離変数推計量	定数項推計量	トレンド推計量
X12ARIMA	1.710*** (0.168)	1.159*** (0.208)	3.512*** (0.459)	-0.0146*** (0.004)
LIE	1.946*** (0.230)	0.479 (0.376)	3.180*** (0.524)	-0.016*** (0.003)
HP	2.570*** (0.259)	1.584*** (0.285)	2.195*** (0.550)	-0.013*** (0.004)
Band-Pass	1.617*** (0.217)	0.828** (0.330)	3.763*** (0.579)	-0.015*** (0.005)
Decomp	1.697*** (0.223)	0.913** (0.363)	3.724*** (0.592)	-0.016*** (0.005)
CPI（除く生鮮）	1.677*** (0.249)	1.109** (0.546)	3.597*** (0.616)	-0.016*** (0.005)

(注) 表6注参照。

表11：安定性統計量（定数項，トレンド有，乖離変数有）

変数	MeanF	SupF
X12 ARIMA	6.74*	18.08**
LIE	6.83*	13.94
HP	505.42***	8141.39***
Band-Pass	17.76***	70.09***
Decomp	5.73	12.44
CPI（除く生鮮）	9.25**	19.51**

(注) 有意水準は、いずれもHansen（1992）において2変数+定数項+トレンドというケース。*, **, ***は、各々10%, 5%, 1%有意を表わす。

表12：共和分回帰結果（定数項，線形トレンド有，乖離変数を含まず）

変数名	説明変数推計量	定数項推計量	トレンド推計量
X12 ARIMA	1.648*** (0.168)	3.592*** (0.208)	-0.013* (0.459)
LIE	2.056*** (0.226)	2.991*** (0.530)	-0.015*** (0.004)
HP	3.950*** (0.321)	0.081 (0.713)	-0.008 (0.006)
Band-Pass	1.267*** (0.250)	4.413*** (0.698)	-0.017*** (0.006)
Decomp	1.752*** (0.258)	3.701*** (0.704)	-0.016*** (0.006)
CPI（除く生鮮）	1.767*** (0.269)	3.485*** (0.669)	-0.016*** (0.006)
CPI	1.696*** (0.196)	3.575*** (0.536)	-0.015*** (0.004)

(注) 表6注参照。

表13：安定性統計量（定数項，トレンド有，乖離変数無）

変数	MeanF	SupF
X12 ARIMA	2.52	11.22
LIE	4.84	12.71
HP	1516.11***	24899.16***
Band - Pass	3.13	5.778
Decomp	8.27**	23.84***
CPI（除く生鮮）	6.67**	15.11*
CPI	5.08*	13.09

（注）有意水準は，いずれも Hansen（1992）において1変数+定数項+トレンドというケース。*，**，***は，各々10%，5%，1%有意を表わす。

表14：実質金利のフラクショナル・インテグレーション検定

ケース	$\hat{d}$	95%信頼区間
月次，線形トレンド無	0.037	[-0.112, 0.185]
四半期，線形トレンド無	0.312	[0.087, 0.536]
四半期，線形トレンド有	0.172	[-0.052, 0.397]

図1．コールレートと各種CPI基調変数（1983/Jan - 1995/Sep）

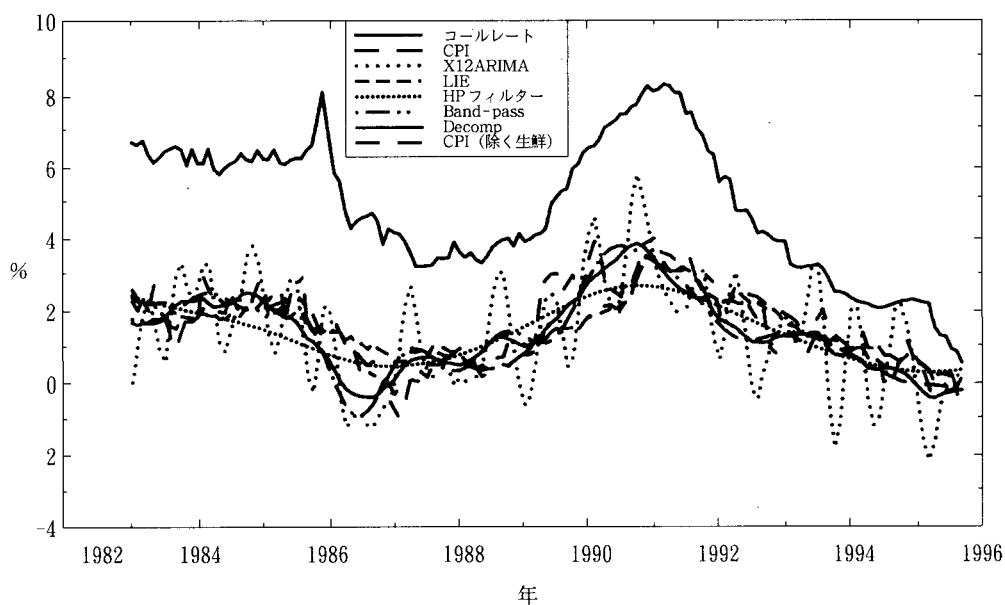


図2. 実質金利（月次）の空間密度関数

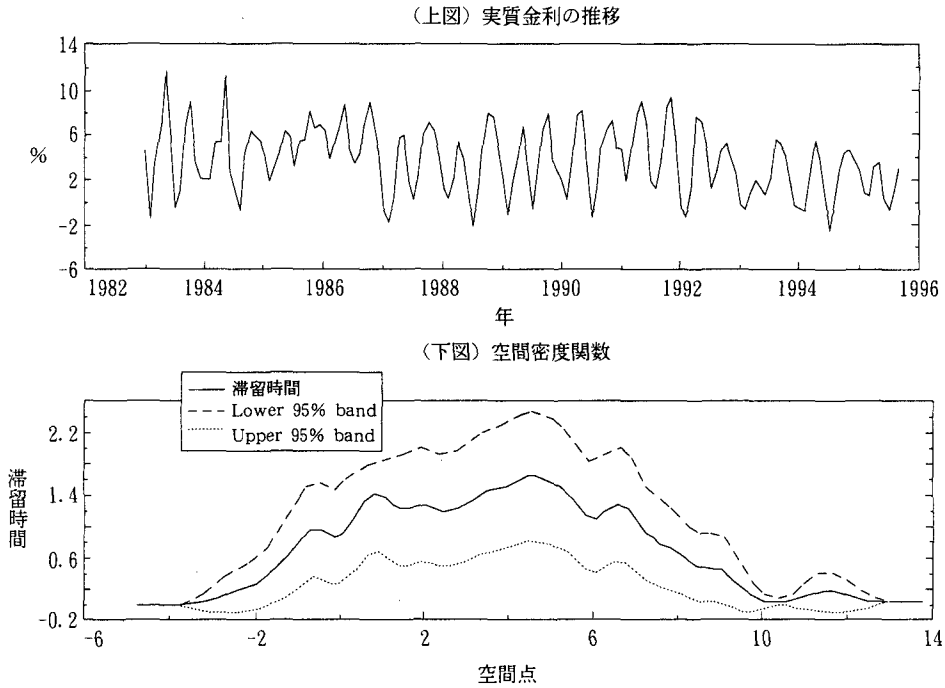


図3. 実質金利（四半期）の空間密度関数

