Kobe University Repository : Kernel

PDF issue: 2025-07-01

金融政策とフィナンシャル・コンディションズ・インデックス : マクロ・プルーデンス政策のための量的指標

春井, 久志
岩壷, 健太郎

(Citation)
神戸大学経済学研究科 Discussion Paper,1012

(Issue Date)
2010

(Resource Type)
technical report

(Version)
Version of Record

(URL)
https://hdl.handle.net/20.500.14094/81002561

FCI: 2010

金融政策とフィナンシャル・コンディションズ・インデックス

—マクロ・プルーデンス政策のための量的指標—

春井久志（関西学院大学経済学部）

岩壷健太郎（神戸大学大学院経済学研究科)

要旨

2008 年のリーマン・ショックを契機に世界中に伝播した世界金融危機は、金融当局による資産価格バブルの制御の困難さとその重要性を改めて印象づけた。そのため、短期金利の操作を中心とした伝統的な金融政策や従来からのミクロ・プルーデンス政策ではなく、マクロ・プルーデンス政策が現在の金融規制・監督システムの改革論議を主導している。本論文では、中央銀行の金融政策のスタンスを数量的に表示するマネタリー・コンディションズ・インデックス（MCI）とファイナンシャル・コンディションズ・インデックス（FCI）を、主要な先行研究の一つである Goodhart and Hofmann (2003) に基づいて、4 大経済地域（米国、英国、日本、ユーロ圏）について推定する。その推定結果に基づいて、中央銀行の金融政策スタンスの指標、特にマクロ・プルーデンス政策のための量的指標としては MCI よりも FCI が優れており、主要国の中央銀行は FCI の意義を本格的に検討し、近い将来、FCI に基づいた金融政策運営を目指すことが望ましい、との政策提言を行う。

JEL Classification: E21, E31, E32, E44, E50, E58, R21, R31

Keywords: Financial conditions index; interest rates; house prices; stock prices; macro-prudential policy;

Ⅰ　はじめに

2008 年に勃発した世界金融危機では、金融市場の混乱がマクロ経済全体を不安定化するという意味でのシステミック・リスクを政府および中央銀行など、いかなる金融規制・監督当局（以下、金融当局）も正しく把握することに失敗した。何を失敗したのか。第 1 に、金融システム全体にわたる相互関連性や共通のリスク・エクスポージャーを適切に評価できなかった。第２に、プロシクリカリティ（景気変動増幅効果）、すなわち金融システムの不安定性が実体経済の変動を増幅する傾向を有することを過小評価していた。いずれの失敗においても、金融市場が自ら有効性のある市場規律を発揮して自動的に修正機能を作動させるという市場の能力を過大に評価していた。このようなタイプのシステミック・リスクに対処するための金融安定化政策は、金融システム全般を見通した広範な視点を有する必要がある。

2010 年 5 月、グローバル金融システムに関する委員会（Committee on the Global Financial System: CGFS）の作業部会は、マクロ・プルーデンス政策の手段とその政策体制についての経験を包括的に実態調査した報告書を公表した[1]。同報告書によれば、先制的なマクロ・プルーデンス政策は信用ブームや資産価格ブームの緩和を目的に実施されたが、同時に伝統的な金融政策を補完する役割を果たすことがある。この分野では、主要な先進国が発展途上諸国、特にアジア諸国の経験から多くの教訓を得ることができることを示している。アジアの主たる国では、1990 年代からマクロ・プルーデンス政策を積極的に利用してきた。その理由の一つは、これらの国々では自国の金融システムが十分に高度な段階にまで発展しておらず、金融システムの規制・監督機能が未分化な段階に留まっており、必然的に中央銀行が銀行監督の責任を抱えこまなければならないとう途上国独自の事情が考えられる。1990 年代の香港特別行政区で不動産融資に対して「融資上限規制（loan-to-value ratio regulation）」が実施された事例が典型的である。香港は住宅バブルの後遺症に悩まされたが、同規制のおかげで住宅価格の騰貴に応じて住宅融資額の増大を抑制したので、銀行がその後の住宅価格バブルの崩壊から生じる損失を比較的軽微なものにし、その後の立ち直りを容易にすることに成功した。

ただし、香港をはじめ、インドやスペインのマクロ・プルーデンス政策の事例は、金融当局が金融の行き過ぎを緩和し、金融システムの強靭性を高めることに成功したことを示しているに過ぎない。金融当局がマクロ・プルーデンス政策の運営に成功する秘訣を会得したことを決して意味するのもではない点に留意するべきである。その格好の事例が 1980 年代の日本の資産価格バブル対策である。1980 年代後半、日本では信用ブームと土地・株式の資産価格バブルが発生した。これに対して同年代の最終段階に至って、金融当局はようやく不動産関連融資の規制に乗り出した。この規制によって不動産価格は安定化したものの、不動産融資の拡大を食い止める上では期待されたような大きな効果を発揮しなかった。融資資金は、銀行を直接経由しないで、住宅融資専門の金融機関、いわゆる「住専」経由の資金、およびオフショア市場のドル建て資金等を迂回して供給されたからである。

金融政策に関するこれまでの経験では、政策運営が比較的予測可能であり透明性が高いときに金融政策はもっとも有効にその効果を発揮する。最も過小に評価しても、予測可能で透明性の高い金融政策運営は市場参加者の不確実性を低減させる。これと同様のことが、マクロ・プルーデンス政策にも当てはまると考えられる。タイムリーな政策の実施が特に重要となる、金融市場の循環的変動の動きを抑制する（leaning against the wind）際には、マクロ・プルーデンス政策の明快な指針あるいは十

[1] Committee on the Global Financial System (2010b).

分に関連性が高い原則に基づいた政策運営が、政治的な抵抗や既成の制度上の抵抗にたじろぐことなく、適切な政策を適切なタイミングで実施されることが重要となる。さらに、金融政策運営との類推で言えば、信用ブームの最中に信用引き締めを実施しようとする政策当局は、その政策の効果が疑わしい、もしくは不確実性が高いという理由で批判されることが十分に予想される。そればかりではなく、政策の実施後においてすら、その手段の正当性やその有効性を具体的に提示するように求められ、大いに苦しい思いをすることを覚悟しなければならないであろう（democratic deficit 問題）。

もしマクロ・プルーデンス政策が予想可能であり、透明性が高いものであるべきだとする主張が正しいとすれば、そのような政策はだれもが容易に観察し、信頼できるような各種の金融・経済関連指標に基づいて実施される必要がある。いうまでもなく、一つ一つの信用サイクルは、それぞれ固有の特徴を持つと同時に、各信用サイクルに共通する要素や一般的な特徴も保有していると考えられる。これらの想定が適切なものであるとすれば、金融当局は、システミック・リスクを評価するに当たり、注目するべき各種金融・経済指標を利用する際にどの程度のウエイトを各種の指標に加重することが適切であるかを総合的かつ裁量的に判断する必要性に迫られるであろう。このためには、従来の貨幣情勢指標である「マネタリー・コンディションズ・インデックス（Monetary Conditions Index; MCI）」が十分に説明することができなかった、金融システム内の信用サイクルの過度な振幅や金融市場の不安定性を客観的・数量的に反映する複合的な金融情勢指標である「ファナンシャル・コンディションズ・インデックス（Financial Conditions Index: FCI）」を作成し、公表することが重要であると考えられる。

中央銀行が金融政策を決定するに当たって資産価格の変動を考慮に入れるべきか否か、という問題については見方が分かれている。連邦準備制度理事会の前議長の A・グリーンスパンはこれに対して否定的な態度をとった。バブルの発生をリアルタイムで識別することが困難なので金融政策は物価の安定と雇用の安定に注力するべきであり、もしバブルが発生した際には、事後的に解決するか、あるいは金融政策以外の手段を用いてバブルを予防するべきであるというのが彼の意見である。しかし、そのためには、FRB は従来の物価の安定と雇用の安定という 2 つの政策目標に関するマンデート（mandate）に加えて、新しいマンデートを拡充する法改正のための政治的手続きが必要となる。

これに対して、国際決済銀行（Bank for International Settlements: BIS）などは、資産価格の騰貴を観察し、事前的に資産バブルの発生を抑止する政策（leaning-against-the-wind policy）を採るべきであるとの立場をとった。それは地価や株価が資産効果やバランスシート効果を通して実体経済に大きな影響を与えていると思われるからである。

本論文では、資産価格の変動を金融政策に反映させるべきか否かを判断する前段階として、金融政策のスタンスを数量的に表示する MCI と FCI の有用性を比較・分析する。具体的には、Goodhart and Hofmann (2003) に基づいて、4 大経済地域（米国、英国、日本、ユーロ圏）の MCI と FCI を推定する。その推定結果に基づいて、中央銀行の金融政策スタンスの指標、特にマクロ・プルーデンス政策のための量的指標としては MCI よりも FCI が優れており、主要国の中央銀行も FCI の意義を本格的に検討し、近い将来 FCI に基づいた金融政策運営を目指すことが望ましいとする政策提言を行う。

以下では、第Ⅱ節で MCI や FCI に関する先行研究に触れ、第Ⅲ節ではその推定モデルを説明する。第Ⅳ節では推定結果を示し、その経済的な意味を明らかにする。最後に、第Ⅴ節では、本論文の結論を簡潔に述べる。

Ⅱ　先行研究

従来、短期金利と為替レートの加重平均値である MCI は、中央銀行の金融政策のスタンスを示す複合的指標として広く利用されてきた。MCI は 1980 年代にカナダの中央銀行、カナダ銀行（Bank of Canada）によってはじめて開発された[2]。この概念は、インフレ圧力が過大な総需要によって決定されること、および金融政策が、実質短期金利と実質為替レートを梃子にして、主として総需要に影響を与えるという実証分析による結果に基づいている。MCI を推定するモデルにおいて、実質短期金利と実質為替レートが総需要を決定する主要な変数であると仮定されている。すなわち、一方で金利は借入れコストおよび預金金利に与える効果を通して国内需要に影響を及ぼし、他方で為替レートは貿易財の相対価格を通して対外需要を決定すると考えられる[3]。

金融政策の効果波及経路に関する実証研究における近年の発展は、不動産価格および株価もまた、資産効果やクレジット・チャネル（バランスシート効果）を通して、金融政策の効果波及経路に重要な役割を果たすことを明らかにしてきた。すなわち、金融政策は、資産市場における裁定取引の効果や将来配当の期待価値を通して、不動産価格や株価に影響を及ぼす。地価や株価の変動は、消費者が看取する生涯財産額に影響を与え、消費者に消費計画の変更を誘導するからである。地価や株価が及ぼすもう一つの、間接的な資産効果は、家計および企業のバランスシートを通して影響を与える[4]。家計および企業は、信用市場における非対称情報がもたらす「逆選択」や「モラルハザード」などの問題のゆえに、その借入れ需要が制約されることが考えられる。その結果、家計や企業は、相応の資産を担保として提供することができる場合にのみ、金融機関から借り入れることができる。したがって、家計や企業の借入れ能力は、彼らが保有しかつ提供できる正味資産の関数となり、その正味資産は資産価値（価格の騰落）に依存することになる[5]。

したがって、実質短期金利と実質為替レート以外の変数で総需要の決定に影響を及ぼす可能性のあるその他の変数を検討することには、十分な根拠があるといえる。すなわち、MCI を拡大した金融指標として、株価や不動産価格を追加した、拡充 MCI、つまり金融情勢指数（FCI）を作成する意味は十分に大きいと考えられる。MCI に関する先行研究はすでに多大に存在するのに対して、FCI の実証分析に関するアカデミックな先行研究は残念ながら、余り多くはない[6]。

Guichard and Turner (2008) は米国における金融情勢に関する広範な指標として金融情勢指標（FCI）を作成し、今次のグローバル金融危機の勃発以降、FRB による政策金利の引き下げやドル為替レートの減価にも関わらず、金融危機情勢が顕著に引き締め的になってきたことを示唆している。OECD が最近開発した総合的な金融情勢指標は、リスクの高い借り手に対する金利スプレッドや銀行の貸出態度の厳格化のサーベイ・データを指標に含む。これらの金融変数は金融情勢の厳格化をもたらした主要な要因である。彼らの図 4（Figure 4, p. 16）は、金融環境が悪化した 2007 年後半以降、米国の MCI は、FRB による数次にわたる金利引下げやドル安傾向を反映して緩和的に推移している。しかし実際にはこの間、米国では金融機関の貸出態度の厳格化、安全資産（10 年物連邦債）に対する民間社債のスプレッドの拡大に加えて、株価等の資産価格が下落した。すなわち、金融市場の引き締まり状態は、短期市場金利の動き等からでは計測できないほど悪化してきている。実際、その

---

[2] Freedman (1995), Duguay (1994) を参照。

[3] カナダ銀行は 2006 年 12 月 31 日現在、MCI の公表を取り止めている。その後、同行は金融政策の決定における参考指標として MCI を利用していない。

[4] Modigliani (1971), Bernanke and Gertler (1989) , Kiyotaki and Moore (1979), Svensson (2000)および Goodhart and Hofmann (2003) などを参照。

[5] 銀行貸付と資産価格との実証的関係については、Borio et al. (1994)や BIS (2001) を参照。

[6] 今次の金融危機への新たな視点から各種の FCI を論じたものとしては、Hatzius et al. (2010) を参照。

後のデータは総合的な金融情勢の悪化傾向がその後の期間、特に 2008 年後半においても継続していることを示している[7]。しかしながら、彼らの研究対象は米国に限定されている。

他方、Hatzius et al. (2010) は、上記の OECD の推定した FCI に加えて、その他に主要な既存の 6 種類の FCI を併せて、合計 7 つの FCI を列挙してそれぞれを簡単に解説している。これらには、Bloomberg FCI、the CITI FCI、the Deutsche Bank FCI 、the Goldman Sachs FCI、the Kansas City FCI、Federal Reserve Financial Stress Index, the Macroeconomic Advisers Monetary and Financial Conditions Index が含まれている。その上で、彼らは新しい FCI を独自に構築している。それには 3 つの新しい特徴が見られる。第１に、金利と資産価格以外に、広範な数量的指標やサーベイに基づいた指標を加えている。第２に、アンバランスト・パネルを用いることにより、より長期の時系列分析（1970 年から 2009 年）を可能にしている。第３に、過去のＧＤＰ成長率とインフレーションをコントロールすることにより、将来の経済活動に対する FCI の予測能力を高めている。直近の 5 年間を含む、比較可能な過去 20 年間において、彼らの FCI は既存の FCI よりもいっそう高い予測力を有していることを示している。しかしながら、この良好な結果は、彼らが今次の金融危機に関する観察に基づいて選択した変数に一部依存しているという事実を反映しているものと考えられる。この点、多少の留意が必要とされる。

上記２つの先行研究と異なり、Goodhart and Hofmann (2003)は、研究対象を米国一国に限定せず、世界の主要な経済地域であるユーロ圏、日本および英国を加えた 4 大経済地域を対象に分析している。MCI に含まれる金利と為替レートに加えて、彼らは住宅価格と株式価格を加えた FCI を推定している。その結果、標準的な MCI よりも彼らの推定した FCI の方が経済活動（ＧＤＰギャップおよび同成長率）をよりよく説明する指標であることを明らかにしている。

本論文は、1982 年から 1997 年までの期間について MCI と FCI を推定している Goodhart and Hofmann (2003)のモデルに基づいて、今次のグローバルな金融・経済危機の発端となった米国の住宅バブルの発生とサブプライム問題の勃発を含む、より最近までの期間 1981 年から 2009 年までの期間について四半期データを用いて MCI と FCI とを推定した。

Ⅲ　推定モデル

MCI や FCI の推計方法には、通例、（１）大型マクロモデル、（２）VAR のインパルス反応関数、（３）総需要の誘導型方程式を用いることが多い。このうち、（１）大型マクロモデルには住宅価格や株価などの資産価格が考慮されることが少なく FCI の推計に向いていない。また、（２）VAR 分析では推計結果がショックを識別するための制約に依存するという欠点がある。そこで、本論では、Goodhart and Hofmann (2001)に従って、（３）総需要の誘導型方程式を推計する。誘導型推計は「ルーカス批判」を免れないという欠点があるが、政策判断の指標として使用するための簡便法としては有用と考えられる。

MCI の推計式は、

$$y_t = \beta_1(L)y_{t-1} + \beta_2(L)rir_t + \beta_3(L)rer_t + \varepsilon_t \tag{1}$$

であり、FCI の推計式は、

$$y_t = \beta_1(L)y_{t-1} + \beta_2(L)rir_t + \beta_3(L)rer_t + \beta_4(L)rsp_t + \beta_5(L)rhp_t + \varepsilon_t \tag{2}$$

[7] Guichard and Turner (2008).

とする。ここで、経済活動（y）を表す指標として GDP ギャップをとる。GDP ギャップとは実質 GDP と潜在 GDP との差を指す。潜在 GDP の代理変数としてホドリック・プレスコット・フィルター（円滑パラメータ：1600）のトレンドを用いることで、そのトレンドからのかい離部分を GDP ギャップとみなす。

rir は実質金利、rer は実質実効為替レート、rsp は実質株価、rhp は実質住宅価格であり、いずれも CPI で実質化されている。ε は通常の仮定を満たす誤差項である。GDP ギャップは粘着性の高い変数であるため被説明変数のラグを説明変数として入れることで誤差項の系列相関をなくしている。また、各変数のラグを説明変数にすることで変数間の動学的関係をモデルに取り入れている。MCI を構成する要素が金利と為替レートであるのに対し、FCI には株価と住宅価格といった資産価格が反映されているところが特徴的な点である。

推計の手順としては、まず、分析対象を米国、英国、日本の 3 カ国とユーロ圏からなる 4 大経済地域として、1981 年第 1 四半期 - 2009 年第 4 四半期の MCI と FCI を推計する。なお、日本は地価データの制約のため 1981 年第 1 四半期 - 2006 年第 4 四半期、ユーロ圏はユーロ導入時に合わせて 1999 年第 1 四半期－2009 年第 4 四半期としている。日本とユーロ圏の住宅価格データは半期データのため、キュービック・スプライン関数を用いて内挿し、四半期データを作成した。そのため、四半期データの変化率ではなく、ホドリック・プレスコットフィルター（以下、HP フィルター）をかけることで定常化した。データの出所の詳細は Appendix に記述した。

住宅価格と株価のみに HP フィルターを用いて定常化するのでは恣意性が残るため、金利と実効為替レート変化率を説明変数として用いる場合と、それらの変数についても HP フィルターのトレンドを推計し、トレンドからのかい離を説明変数として使用する場合の 2 通りの推計を行うことで結果の頑強性を確かめることにする。

次に、資産価格バブルとその崩壊に相当する時期をとりあげ、それらの期間について FCI を推計する。バブルの生成と崩壊の期間に株価や住宅価格が実体経済と有意な相関を保っているのかは興味深い問題である。なぜなら、資産価格バブルが実体経済と連動していなければ、資産価格の急激な変動を考慮して金融政策を決定する必要はないが、バブルが実体経済に影響を与えているならば、金融政策の決定に重要な意味持つからである。

最後に、ユーロ圏の主要国を対象に、各国の FCI を推計する。ユーロ加盟国は単一の金融政策をもつが、経済事情はそれぞれ異なっている。ECB（欧州中央銀行）の金融政策は異なる各国の経済事情をどこまで考慮しているのか、各国の資産価格の変動は実体経済とどのような関係にあるのかを分析する。

Ⅳ　推定結果

表 1 には、最小二乗法（OLS）による米国、英国、日本、ユーロ圏の推計結果を示した。特徴的な点は、MCI の推計では米国、英国、ユーロ圏において金利の係数が有意であるが、FCI の推計ではそれらの係数の有意性が落ちてしまい、代わりに株価と住宅価格が有意になることである。誘導型モデルの推計なので、資産価格と実体経済の因果関係を特定化することはできないが、実体経済が良好なときは資産価格が上昇しやすい、もしくは資産価格の上昇期には実体経済がよくなるという正の相関を示しており、逆に資産価格の下落は実体経済の悪化をもたらしかねないことを示している。FCI の推計式において、短期金利よりも株価や住宅価格などの資産価格が GDP ギャップと強く相関している。この推計結果から、金融市場が緩和的か引き締め的かを見る上で、短期金利のみにたよらず株価や住宅価格を考慮にいれる必要性がうかがえる。

1982 年 - 1997 年のサンプル期間で同様の推計を行った Goodhart and Hofmann (2003)では、MCI、FCI の双方で実質金利が有意であり、推計結果が異なっている。ただし、この違いはサンプル期間が異なっているからというよりも、株価や住宅価格の変数のとり方の違いが影響しているものと思われる。Goodhart and Hofmann (2003)では四半期データのとれない変数について年次データを内挿してデータを作成しているにもかかわらず、一階の階差をとって変化率をもとめており、データ作成上に問題があると思われる。

グラフ 1 では、これら 3 カ国・1 地域における FCI の各項目の寄与度がグラフ化されている。期間は直近の金融危機に注目するために 1999 年以降としている。これを見ると、米国・英国・ユーロ圏は同様の FCI の変動を示していることが分かる。米国では 2005 年～2006 年にかけて住宅価格の上昇が GDP を押し上げており、2007 年以降は株価の寄与度が急激に上昇している。2008 年以降 GDP が減少に転じる時には、株価も住宅価格も GDP を押し下げる方向に働いている。英国やユーロ圏においても住宅価格と株価の影響度が異なるが、それぞれが GDP の増減に大きな影響を及ぼしている。このような動きと異なっているのは日本である。日本では 1999 年において、すでに住宅価格が低下しており、株価とともに GDP の増減に大きな影響を与えていない。代わりに為替レートと GDP との連動が大きいということが確認できる。

次に、米国、英国、日本、ユーロ圏を対象にバブル期間の FCI の推計を行う。バブル期というのは住宅価格の急速な上昇と下落を含む期間をさし、米国と英国は 2001 年第 1 四半期 - 2009 年第 4 四半期、日本は 1985 年第 1 四半期 - 1993 年第 4 四半期を指すことにする。ユーロ圏は 1999 年のユーロ誕生からの期間が短いので、サブサンプルに分けて分析することを控えることにした。

表 2 によると、米国と英国では、資産価格バブルは実体経済との連動性を低めるのではなく、逆に高めていることがうかがえる。バブル期の米国の住宅価格の係数（0.04）は表 1 に示された全期間を通じた住宅価格の係数（0.018～0.019）よりも大きく、バブル期の株価の係数（0.056～0.057）も全期間を通じた株価の係数（0.033）よりも大きい。英国の住宅価格や株価は米国ほどの顕著な違いは見られないが、バブル期の資産価格が実体経済の変動からかい離するということは確認できなかった。バブル期の資産価格の高騰とその後の下落が実体経済の変動を増幅している可能性は大きく、実体経済の大幅な変動を避けるためにも資産価格がバブルかどうかの判断とそれへの対応は極めて重要といえる。

最後に、ユーロ圏 8 カ国（ベルギー、スペイン、フィンランド、フランス、ドイツ、アイルランド、イタリア、オランダ）の各国別推計を行う（表 3）。1981－2006 年において住宅価格が有意であったのはスペイン、フィンランド、アイルランド、イタリアの 4 カ国であった。これらの国の共通点は住宅バブルがあったことである（グラフ 2）。住宅バブルが実体経済の変動を大きくさせるとするならば、ユーロ圏での金融政策に重要な意味をもつ。つまり、経済規模の大きいドイツ、フランスでバブルが発生していないとしても、他の周辺国のバブルへの配慮がなければ、それらの国は大幅な経済変動にさらされることになりかねないのである。

V　結論

本論文では、Goodhart and Hofmann (2003)のモデルに基づき、彼らのサンプル期間（1982-1997 年）を延長し、単一通貨ユーロが発足した 1999 年以降の期間を含む、1981-2009 年のより広範な期間について、米国、英国、日本の 3 カ国とユーロ圏からなる 4 大経済地域を対象に、総需要方程式の誘導型を用いて MCI と FCI を推計した。

推計の結果、次のような政策的インプリケーションが得られた。第 1 に、MCI の場合には実質金利は効くが、FCI の場合では実質金利は効かず、代わりに実質株価指数と実質住宅価格指数が効いている。短期金利よりも資産価格が GDP ギャップとより強く相関しているので、中央銀行のとるべき金融政策スタンスの参考指標としては、金利のみならず資産価格を重視するべきである。すなわち、FCI の有意性が認められる。第 2 に、バブルといった資産価格の大幅な変動は実体経済との連動性を低めるという予想に反して、推定結果では、連動性を高めていることが確認できた。したがって、実体経済の大幅な変動を回避して、経済を安定させるためには金融当局は地価や株価などの資産価格の動向に注意を払う必要がある。

次に、ユーロ圏諸国（8 カ国）の個別事情についていくつかの事実が認められた。第 1 に、1981－2006 年の期間において、実質住宅価格指数が GDP ギャップに有意な影響を与えたのは、スペイン、フィンランド、アイルランドおよびイタリアであった。第 2 に、これら 4 カ国はいずれも住宅価格バブルを経験したという共通点を持つ。住宅価格の騰落は GDP の変動を大きくするということが金融政策へのインプリケーションである。中心国（いわゆる大国）においてバブルが発生していない場合でも、周辺国（いわゆる小国）ではバブルが発生し、実体経済の変動をいっそう大幅にすることがあり、欧州中央銀行による単一の金利政策が大国と小国との間で矛盾する可能性がでてくる。そのため、小国においては、loan-to-value ratio の変更などの「質的信用政策」あるいは「選択的信用調節政策」との組み合わせが重要となる。物価の安定と資産価格の安定とを政策目標として共に実現するためには、それと同数またはそれ以上の数の政策手段を必要とすることになる。いわゆる「ティンバーゲン定理」の各国別の適用が必要となることを示唆しているとも考えられる。

以上の諸点から、従来の貨幣情勢指標である MCI が十分に説明することができなかった、金融システム内の信用サイクルの過度の振幅や金融市場の不安定性を客観的・数量的に反映する FCI を作成し、公表することが中央銀行の金融政策やマクロ・プルーデンス政策の政策スタンスを決定する上で、また中央銀行が「市場との対話」を図る上でも重要であると考えられる。ただし、FCI という客観的な指標が金融政策に対する強固な制約になってしまうと、金融市場への政策介入の適切なタイミングと強度が損なわれる可能性がある。このことは、マクロ・プルーデンス政策が不可避的に金融当局の高度な判断と自由裁量に基づいて実施されざるを得ないことを示唆している。

参 考 文 献

Bernanke, B. and M. Gertler (1989), "Agency Costs, Collateral and Business Fluctuations", *American Economic Review*, 79, pp. 14-31.

Bank for International Settlements [BIS] (2001), *71st Annual Report*.

Borio, C., N. Kennedy and S. Prowse (1994), "Exploring Aggregate Asset Price Fluctuations across Countries: Measurement, Determinants and Monetary Policy Implications", BIS Economic Papers No. 40.

Committee on the Global Financial System (2010a), "Macroprudential instruments and frameworks: a stocktaking of issues and experiences", *CGFS Papers*, No. 38, May.

Committee on the Global Financial System (2010b), "Funding patterns and liquidity management of internationally active banks". 日本銀行仮訳『国際的に活動する銀行の資金調達と流動性リスク管理』（報告書の要旨部分）。

Duguay , P. (1994), Empirical Evidence on the Strength of the Monetary Transmission Mechanism in Canada", *Journal of Monetary Economics* 33, pp. 39-61.

Freedman , C. (1995), "The Role of Monetary Conditions and the Monetary Conditions Index in the Conduct of Policy", *Bank of Canada Review*, Autumn, pp. 53-59.

Goodhart, C. and B. Hofmann (2003), "FCIs and Economic Activity: some International Evidence. LSE/Financial Markets Group Special Papers: SP 151, June

Guichard, S. and D. Turner (2008), "Quantifying the Effect of Financial Conditions on US Activity", OECD Economics Department Working papers, No. 635, September.

Hatzius, J., P. Hooper, F. S. Mishkin, K. L. Schoenholtz, and M. Watson (2010), "Financial Conditions Indexes: A fresh look after the financial crisis", NBER Working Paper No. 165150, July.

Kiyotaki, N. and J. Moore (1979), "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, 105, pp. 211-248.

Modigliani, F. (1971), "Monetary Policy and Consumption" In Federal Reserve Bank of Boston, Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkages.

Svensson, L. (2000), "Open-.Economy Inflation Targeting, *Journal of International Economics*, 50, pp. 155-183.

表1. MCIとFCI

	米国				英国				日本				ユーロ圏			
GDPギャップ（HP）	MCI		FCI		MCI		FCI		MCI		FCI		MCI		FCI	
金利	0.020		-0.003		0.020		0.008		-0.016		-0.016		2.827		0.847	
	(0.018)		(0.016)		(0.020)		(0.017)		(0.010)		(0.011)		(1.857)		(1.927)	
実効為替レート	-2.410	*	-1.593		0.277		-0.302		3.992	***	4.045	***	11.626		66.805	
（変化率）	(1.313)		(1.108)		(1.064)		(0.902)		(0.320)		(0.342)		(58.962)		(53.825)	
株価（HP）			0.033	***			0.019	***			0.001				0.385	**
			(0.006)				(0.005)				(0.001)				(0.176)	
住宅価格（HP）			0.019	***			0.033	***			0.001				1.902	**
			(0.007)				(0.006)				(0.005)				(0.756)	
被説明変数のラグ数	3		3		2		2		3		3		2		2	
adj. R^2	0.844		0.885		0.884		0.920		0.813		0.811		0.900		0.928	
金利（HP）	0.098	***	0.025		0.079	*	0.014		-0.959		-3.914	**	5.526	*	1.991	
	(0.035)		(0.034)		(0.046)		(0.041)		(1.880)		(1.987)		(3.177)		(2.940)	
実効為替レート（HP）	-0.010		0.004		0.009		-0.007		0.024	***	0.029	***	0.102		0.385	
	(0.008)		(0.007)		(0.008)		(0.008)		(0.002)		(0.002)		(0.419)		(0.429)	
株価（HP）			0.033	***			0.020	***			-0.003	**			0.407	**
			(0.006)				(0.005)				(0.001)				(0.176)	
住宅価格（HP）			0.018	**			0.032	***			0.020	***			1.596	**
			(0.008)				(0.006)				(0.006)				(0.783)	
被説明変数のラグ数	3		3		2		3		3		3		2		2	
adj. R^2	0.838		0.886		0.891		0.918		0.801		0.821		0.903		0.926	

（注）GDPを除くすべての変数はCPIで実質化されている。（ ）内は標準誤差を表し、*, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%有意水準を示す。（HP）はHPフィルターのトレンドからのかい離を表す。サンプル期間は1981Q1～2009Q4（米国、英国）、1981Q1～2006Q4（日本）、1999Q1～2009Q4（ユーロ圏）。定数項とラグ被説明変数の推計値は省略している。

表2. バブル期のFCI

GDPギャップ（HP）	米国 FCI		英国 FCI		日本 FCI	
金利	-0.165	***	0.047		0.002	
	(0.032)		(0.084)		(0.018)	
実効為替レート	-2.517		3.011		3.533	***
（変化率）	(1.926)		(2.675)		(0.408)	
株価（HP）	0.057	***	0.020	**	0.000	
	(0.007)		(0.009)		(0.001)	
住宅価格（HP）	0.040	***	0.033	***	0.002	
	(0.006)		(0.011)		(0.004)	
被説明変数のラグ数	1		2		3	
adj. R^2	0.965		0.946		0.881	
金利（HP）	-0.141	***	-0.061		-4.772	**
	(0.045)		(0.131)		(2.042)	
実効為替レート（HP）	-0.024		0.035		0.033	***
	(0.015)		(0.031)		(0.003)	
株価（HP）	0.056	***	0.019		-0.005	***
	(0.007)		(0.013)		(0.002)	
住宅価格（HP）	0.040	***	0.025	*	0.024	***
	(0.007)		(0.014)		(0.005)	
被説明変数のラグ数	1		2		4	
adj. R^2	0.964		0.944		0.913	

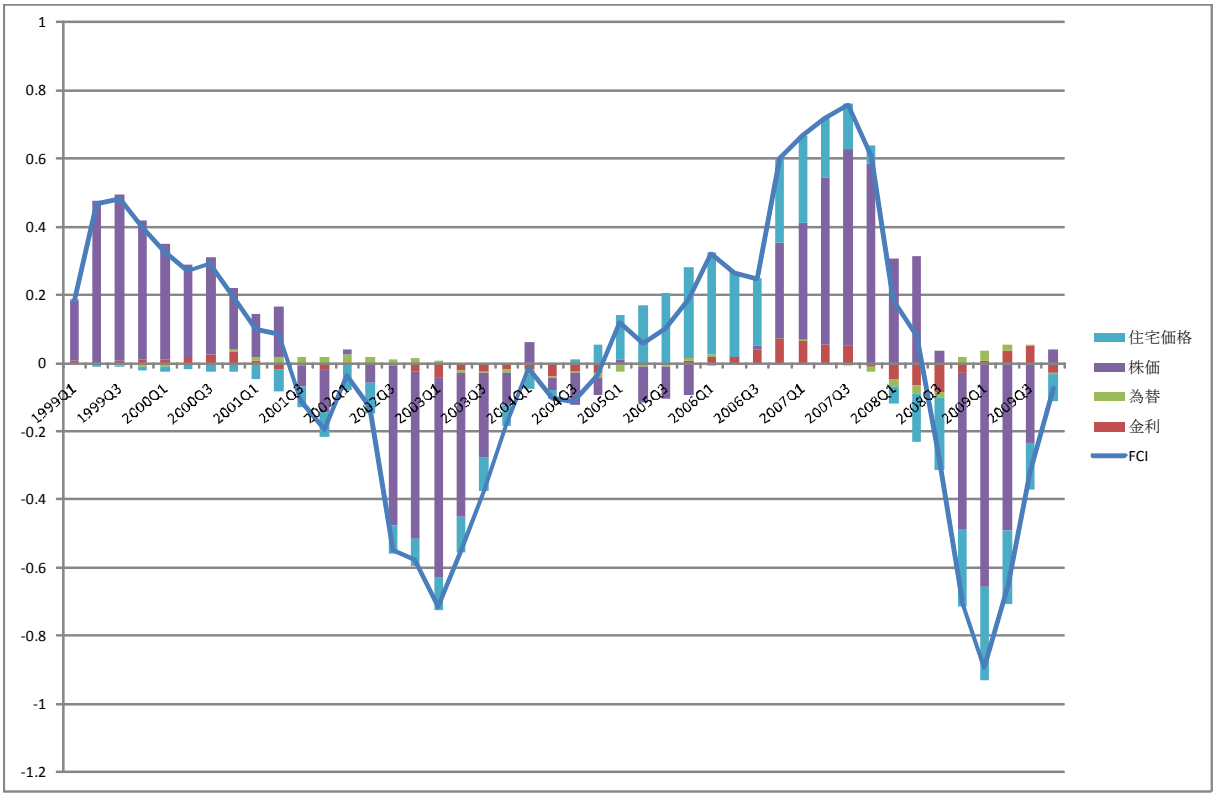
（注）GDPを除くすべての変数はCPIで実質化されている。（ ）内は標準誤差を表し、（HP）はHPフィルターのトレンドからのかい離を表す。*, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%有意水準を示す。サンプル期間は2001Q1～2009Q4（米国、英国）、1985Q1～1993Q4（日本）。定数項とラグ被説明変数の推計値は省略している。

表3. ユーロ圏主要各国のFCI

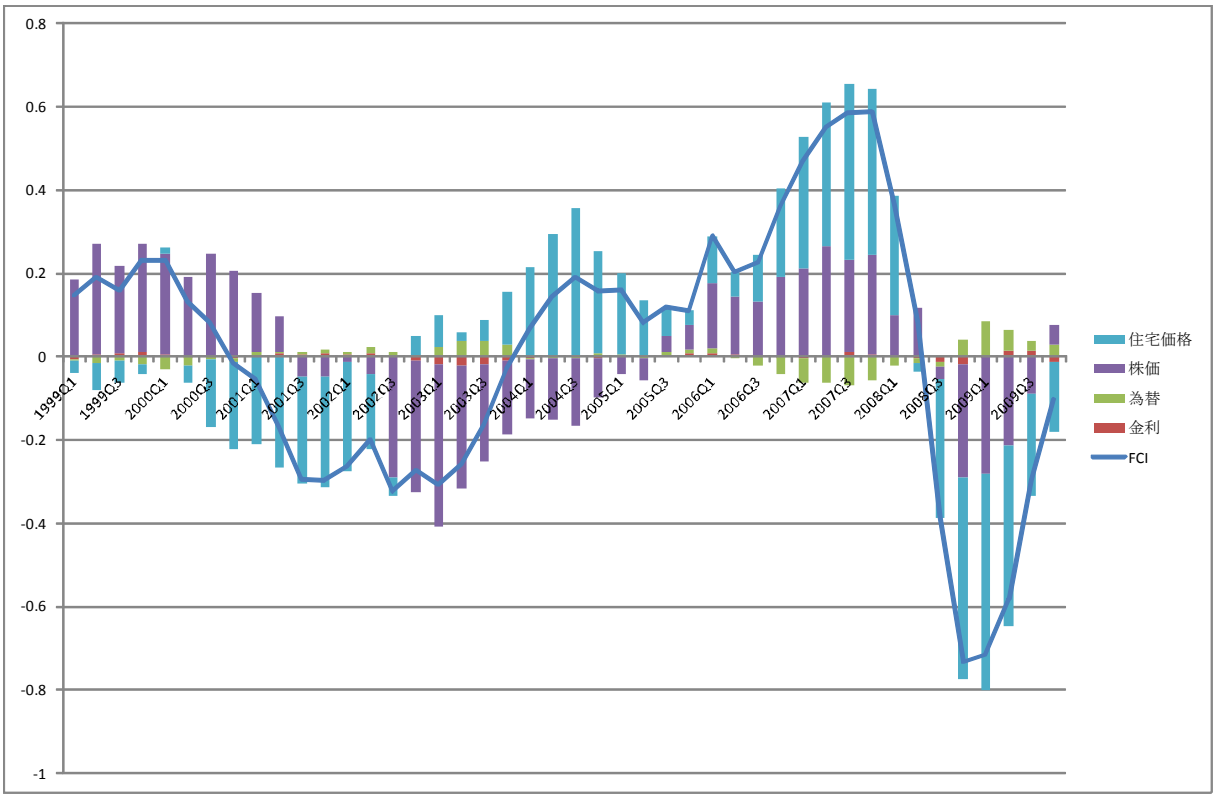
	ベルギー		スペイン		フィンランド		フランス		ドイツ		アイルランド		イタリア		オランダ	
GDPギャップ（HP）																
金利	37.197		-8.669		-1.638		-27.270		281.867		-0.958		-3.490		20.892	
	(51.555)		(25.067)		(5.927)		(47.455)		(265.321)		(5.583)		(39.116)		(21.699)	
実効為替レート	-12.475	**	2.274		0.201		-1.922		-21.124		-0.078		1.724		-3.326	
（変化率）	(4.904)		(3.559)		(0.834)		(7.282)		(13.899)		(1.115)		(4.631)		(3.331)	
株価（HP）	0.764		20.611	**	4.511	**	31.860	**	112.540	***	-0.266		12.575		31.142	***
	(5.717)		(8.378)		(1.868)		(14.425)		(40.099)		(1.407)		(10.844)		(7.528)	
住宅価格（HP）	1.051		100.665	**	12.957	***	96.714		228.279		0.017	***	78.532	*	8.197	
	(6.943)		(48.790)		(2.634)		(91.795)		(192.348)		(0.004)		(42.138)		(7.969)	
被説明変数のラグ数	3		2		4		3		1		5		4		1	
adj. R^2	0.710		0.667		0.896		0.850		0.629		0.382		0.765		0.690	

（注）GDPを除くすべての変数はCPIで実質化されている。（ ）内は標準誤差を表し、*, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%有意水準を示す。（HP）はHPフィルターのトレンドからのかい離を表す。サンプル期間は1981Q1～2006Q4。定数項とラグ被説明変数の推計値は省略している。

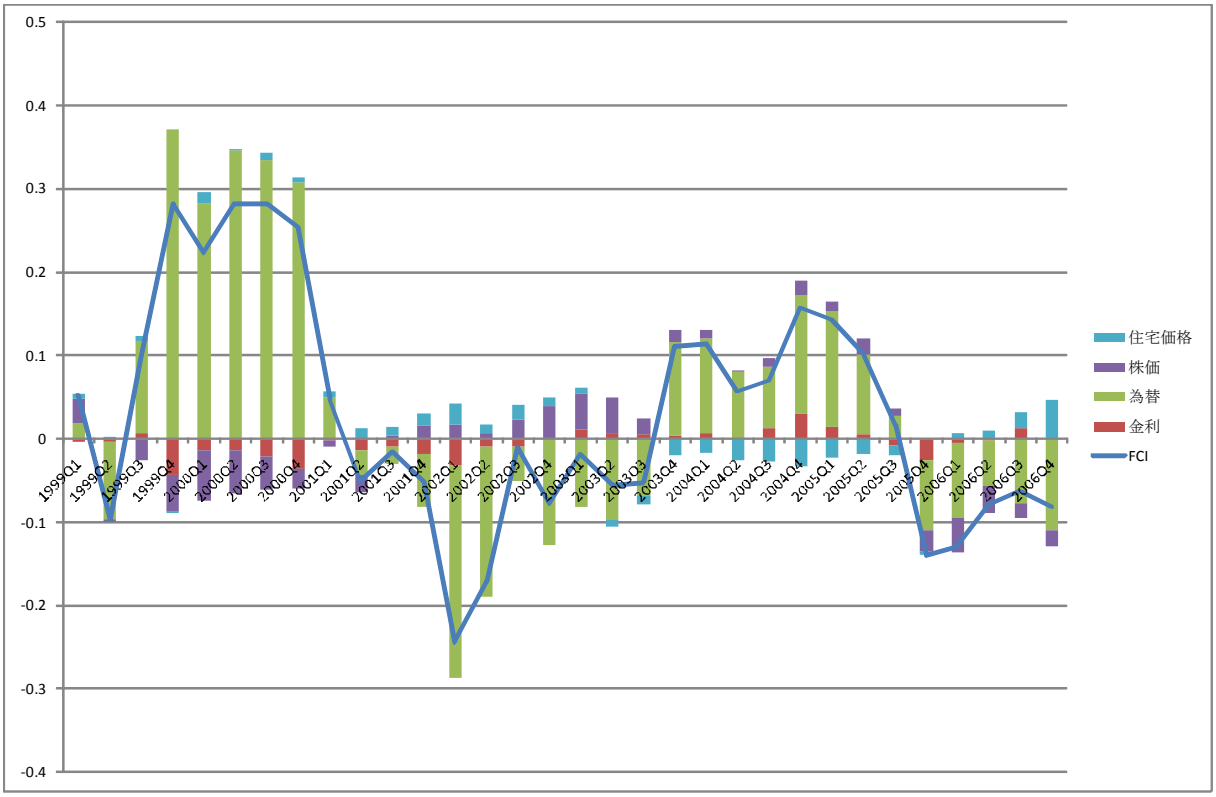
グラフ 1(1)　米国



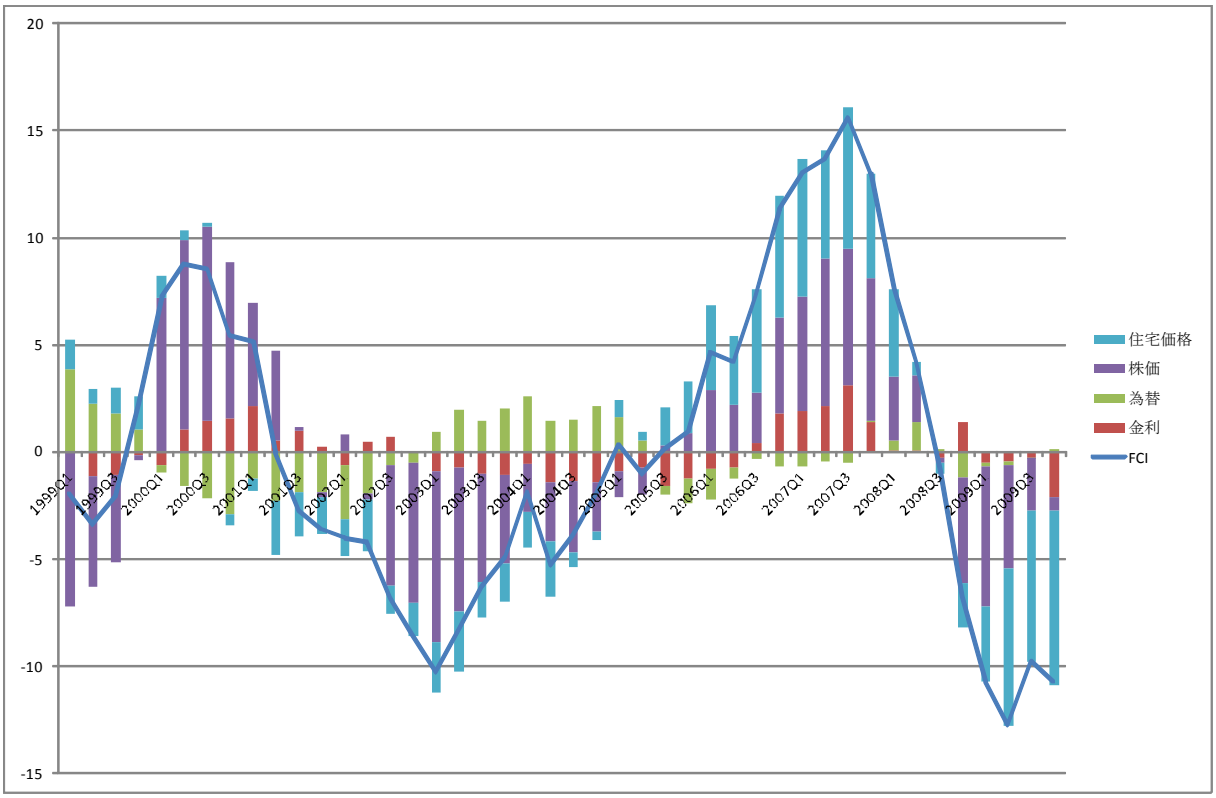
グラフ 1(2) 英国



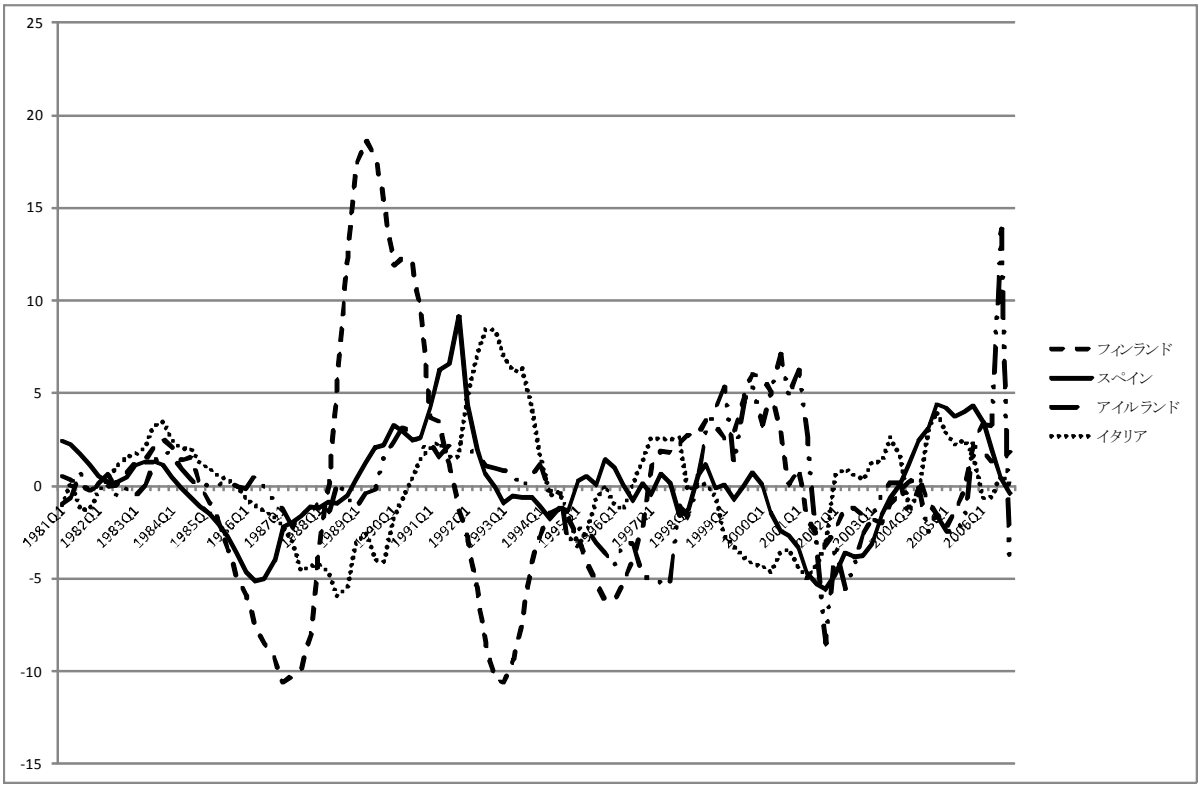
グラフ 1(3)　日本



グラフ 1 (4)　ユーロ圏



グラフ 2. ユーロ圏 4 カ国の住宅価格の変動



Appendix　データの出所

＜米国・英国・日本・ユーロ圏＞

変数	国	データ名	データの出所
GDP	米国・英国・日本		IMF　IFS
	ユーロ圏	Euro16　GDP	ECB
CPI	米国・英国・日本		IMF　IFS
	ユーロ圏	Euro 16 Harmonized CPI	IMF　IFS
金利	米国・英国・日本	TB3 カ月物	Datastream
	ユーロ圏	Euribor 3months	Datastream
為替	米国・英国・日本	実質実効レート（CPI で実質化）	IMF　IFS
	ユーロ圏	Euro16 vis-à-vis EER41	ECB
株価	米国	Dow Jones Industry	Datastream
	英国	FTSE100	Datastream
	日本	日経 225	Datastream
	ユーロ圏	Dow Jones Euro Stoxx50, Euro16	ECB
住宅価格	米国	S&P Case-Shiller Home Price Index	S&P
	英国	Nationwide house price index	Nationwide
	日本	不動産価格指数	BIS
	ユーロ圏	Residential Property Price Index, Euro16	ECB

＜ユーロ圏 8 カ国＞

変数	国	データ名	データの出所
GDP	ユーロ圏 8 カ国		Eurostat
CPI	ユーロ圏 8 カ国		IMF　IFS
金利	ユーロ圏 8 カ国	TB 3 カ月物	Datastream
為替	ユーロ圏 8 カ国	実質実効為替レート（CPI で実質化）	IMF　IFS
株価	ユーロ圏 8 カ国		Datastream
住宅価格	ユーロ圏 8 カ国	Real House Price Data	BIS