

2026 年 8 月

金価格のダイナミクスとインフレ感応度 の実証分析

渡辺 桂士¹

¹ 調査数理部

本稿の執筆にあたり、伊藤敬介氏、沖本竜義氏、貝淵響氏、白須洋子氏、鶴田大氏、戸田淳氏、横山大河氏、吉村礼氏、Dirk Baur 氏、Johan Palberg 氏、Fergal O' Connor 氏から有益なコメントを頂戴した。記して感謝の意を表したい。

GPIF ワーキングペーパーシリーズは、GPIF 職員の進行中の研究成果をとりまとめたものであり、内外の研究機関・研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。したがって、結果は今後改定されうるものです。論文の中で示された内容や意見は、現時点で信頼できると考えられる情報を基に作成しておりますが、情報の正確性や完全性を保証するものではなく、本稿中に誤りはすべて筆者に帰属します。また、個人の見解であり、組織の見解を示すものではありません。GPIF ワーキングペーパーシリーズに掲載した各スタンダード、フレームワーク、ガイドライン及びメソドロジーに関する著作権、商標権、知的財産権その他一切の権利は、それぞれの公表元またはその許諾者に帰属しますのでご注意ください。なお、GPIF ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせ、または商用目的で転載・複製を行う場合は、予め GPIF 企画部（Tel：03-3502-2486）までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

金価格のダイナミクスとインフレ感応度の 実証分析 *

渡辺 桂士[†]

要旨

本稿は、金価格の決定メカニズムをマクロ金融モデルによって定量的に検証した実証研究である。金はインフレと長期均衡関係にあることや、1971 年以降の時系列データを用いた VECM（ベクトル誤差修正モデル）の推計により、円ベースの金価格と国内物価水準の間には長期均衡関係が確認された。さらに、統計的検定（Quandt-Andrews 検定および Gregory-Hansen 検定）により、構造変化の候補時点が 2006 年 12 月から 2007 年 11 月にかけての時期に絞り込まれた。この時点を境とするダミー変数および交差項を導入し、World Gold Council が提唱する GLTER（Gold's Long-Term Expected Return）2.0 に基づく多変量回帰分析を行った結果、2007 年 11 月以降に金のインフレ感応度が大きく上昇したことが示唆された。あわせて、現代の金価格は世界の名目 GDP に比例して上昇するとともに、2000 年代後半の金 ETF の普及や世界金融危機を経て、株式が上がれば売られる代替資産から、伝統的資産とは相関が低いながらも、世界経済の成長の恩恵をうける金融資産へと位置づけが変わりつつあることが示唆された。

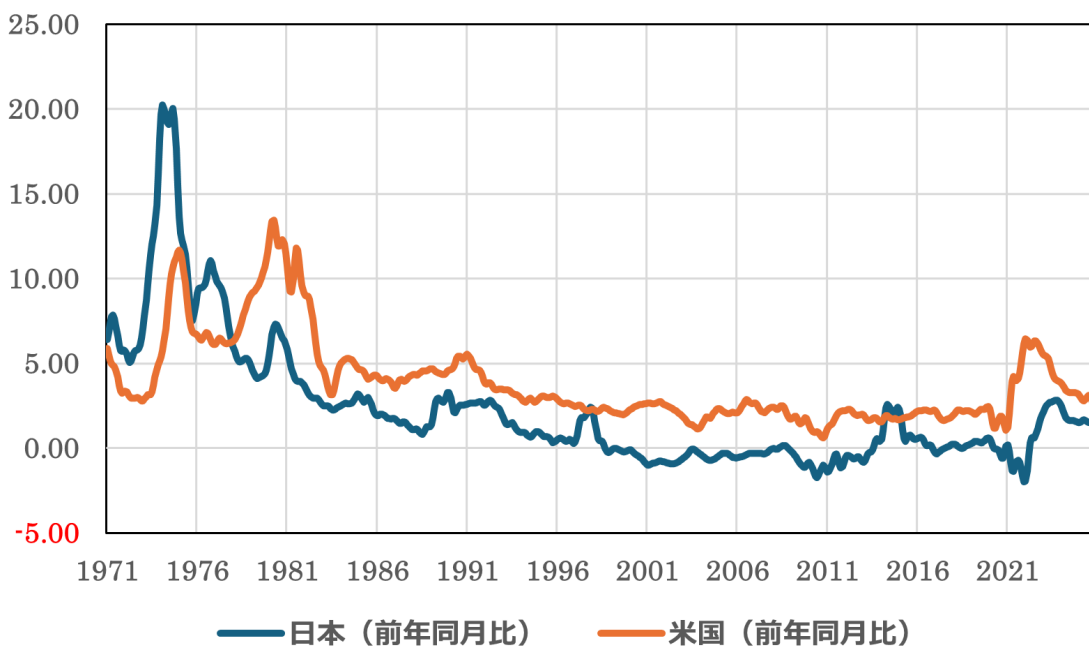
* 本稿の執筆にあたり、伊藤敬介氏、沖本竜義氏、貝淵響氏、白須洋子氏、鶴田大氏、戸田淳氏、横山大河氏、吉村礼氏、Dirk Baur 氏、Johan Palberg 氏、Fergal O'Connor 氏から有益なコメントを頂戴した。記して感謝の意を表したい。

[†] GPIF 調査数理部

1 はじめに

年金基金を含む機関投資家は、様々な資産に幅広く分散投資を行うことで、システムチックリスクの低減に努めている。代表的には、債券や株式といったものから、最近ではインフラストラクチャーや不動産、プライベートエクイティといった投資対象が一般的となっている。その他、近年では、金、農地、森林、暗号資産といった投資対象まで範囲を広げてきている。こうした動きの背景には、世界的なインフレの再来や地政学リスクの顕在化といった、マクロ経済の不確実性の高まりがある。図 1 に、1971 年以降の日本および米国の物価上昇率の長期推移を示す。1970 年代から 80 年代初頭にかけての第 1 次・第 2 次オイルショック時には世界的な高インフレが発生し、実物資産である金のインフレヘッジとしての機能が強く意識された。その後、とりわけ我が国においては 1990 年代以降、長期にわたるデフレおよび低インフレ環境が定着していたが、2020 年代に入り、パンデミック後の供給制約や地政学的緊張を背景にインフレが顕在化し、現在もその状況が続いている。

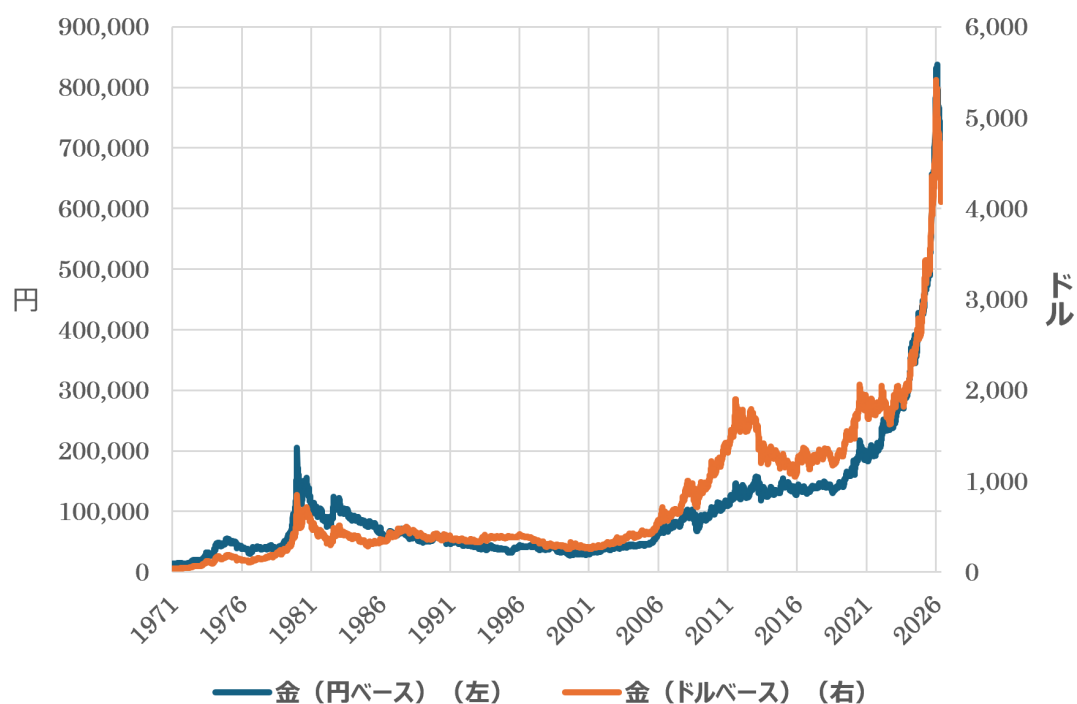
図 1: 物価上昇率（前年同月比：％）



出所：総務省、FRED のデータをもとに筆者作成

このような状況の中、金価格は最高値を更新してきている。金価格の時系列な変遷について見てみよう。図 2 は 1971 年から 2026 年 4 月までの 1 トロイオンス¹⁾あたりの金価格の推移を示す。1971 年の金価格は 13,000 円であったが 2026 年には 720,000 円まで上昇している。特に 2023 年からの上昇が顕著となっていることが見て取れるであろう。

図 2: 金価格の時系列推移



出所：World Gold Council のデータをもとに筆者作成

このように金価格は変動しているが、では金の価格はどのように決定しているのだろうか。金価格のメカニズムを探っていく上で、次節では、まず金の歴史について振り返ることとする。

1) 貴金属や宝石の計量に用いられる質量の単位のこと。1 トロイオンスは約 31 グラム

2 金の歴史や特徴

2.1 金の歴史

金は常に国際通貨制度において重要な役割を果たしてきた。紙幣が導入される以前、金貨は多くの国で通貨として活用されており、紙幣が導入された後も、通貨は依然として金との明確なリンクを維持し、紙幣は要求に応じて金と交換可能であった。現在の金は法定通貨ではないが、安全資産・価値保存手段として世界中で重要な役割を維持している。このような背景を踏まえ、金の歴史を振り返る。

金は、紀元前 4000 年頃、その耐久性・希少性・美しさから、富と権力の象徴として装飾品や宗教的儀式によって使われ始めた。紀元前 2600 年頃には、ナイル川流域で採掘が盛んになり、神の金属として、神殿や墓などに使用されることとなった。紀元前 1500 年頃には金の採掘技術が進化し、国家の財政基盤になり、交易の基準価値として利用され始めた。紀元前 600 年頃には世界初の金貨が登場した。古代ギリシャ・ローマ帝国では、金が広く流通し、国際貿易の基軸になった。

中世ヨーロッパにおいては、金は王権の象徴とされ、貨幣経済が発展するとともに、イスラムの世界でも金貨が広く流通し、地中海貿易の中心として位置づけられた。15 世紀から 17 世紀になるとスペイン・ポルトガルが新大陸から大量の金をヨーロッパに持ち帰り、世界経済に大きな影響を与えるとともに、金は国家の富の象徴となり、重商主義政策の中心として位置づけられることとなった。

1820 年代には金本位制は全盛期を迎えた。ここでいう金本位制とは、ほぼすべての国が自国通貨の価値を一定量の金に固定するか、またはそのようにしている国の通貨に自国通貨を連動させる制度のことである。なかでも古典的金本位制は、1870 年代から第一次世界大戦が勃発する 1914 年まで世界の主要国で採用されていた国際的な通貨体制のことを指す。この体制は、現在の国や中央銀行の信用を裏付けとして発行する仕組みとは根本的に異なる、非常に厳格なルールの上に成り立っていた。

具体的には、各国が自国の通貨の価値を法律で固定すること（固定相場制）、中央

銀行が発行する紙幣は、銀行に持っていけば同額の金と交換できることが保証されたこと（自由な兌換）、国境を越えて、金を自由に持ち出したり持ち込んだりすることが完全に認められていること（金の輸出入の自由）などがあげられる。

金本位制の下では、理論的には国際通貨システムは自己修正的となる。すなわち、国際収支の赤字を抱える国は金の流出を経験し、それに伴い通貨供給量の減少、国内物価水準の下落、競争力が上昇することを通じて国際収支の赤字が修正される。逆に、黒字国ではその反対の現象が起こる仕組みであった。これは 18 世紀の哲学者・経済学者デヴィッド・ヒュームが提唱した「価格・スペシー流動メカニズム」と呼ばれている。

金本位制の下では、通貨発行が金準備によって制約されるため、政府や中央銀行による裁量的な通貨供給の拡大は制度上大きく制限されていた。一方、国内が深刻な不況や金融危機に陥っても、中央銀行は勝手にお金を刷ることができないことから、金融緩和政策をとることができない。金の流出を防ぐためには、不況下であっても金利を上げなければならないことすらあり、デフレや失業の促進につながるといった特徴もある。

19 世紀前半、ナポレオン戦争による混乱が収まると、貨幣はスペシー（金・銀・銅の硬貨）か、スペシーを裏付けとする銀行発行の紙券で構成されていた。当初、金本位制を採用していたのは英国とその一部の植民地のみであったが、1854 年にポルトガルが加わった。その間、他国は銀本位制、あるいは場合によっては金銀二本位制を採用していた。

1871 年、新たに統一されたドイツは、1870 年の普仏戦争後にフランスから支払われた賠償金の恩恵を受け、事実上金本位制への移行につながる措置を講じた。加えて英国の当時の経済的・政治的優位性と、ロンドンの金融市場にアクセスできる魅力も相まって、他国が金本位制へと転換する十分な動機となった。もっとも、純粋な金本位制への移行は、相対的な銀と金の供給の変化により進んだという見解もあるが、いずれにせよ、1900 年までには中国と一部の中米諸国を除くすべての国が金本位制に移行した。これは第一次世界大戦によって中断されるまで続くことになる。

古典的金本位制の下では、法定通貨を要求に応じて金に兌換する必要があるため、

流通する法定通貨の量は中央銀行の金準備の一定倍率に厳しく制限されていた。ほとんどの国では、発行された紙幣や通貨に対する金の法定最低比率、または類似の制限が設けられていた。国際収支の差額は金で決済され、黒字国には金が流入し赤字国では金が流出した。もっとも、実際の古典的金本位制下における国際収支の調整は、こうした単なる金の流出入だけでなく、国際的な資本移動や、中央銀行（とりわけイングランド銀行）による積極的な政策運営によっても促進されていた点には留意が必要である。

19 世紀後半から 20 世紀初頭にかけて、通貨の価値を金に裏付けることで国際貿易の安定を確保するよう、各国が金本位制を採用し始めたが、第一次世界大戦によって金本位制は崩壊することとなる。二つの世界大戦に挟まれた時期には、金本位制を復帰させる試みもなされたが、最終的に維持することはできなかった。その後、固定為替レートは貿易に不可欠と考えられていたが、従来の金本位制よりも柔軟性を求める声もあり、1944 年、ブレトンウッズ体制によって米ドルを基軸通貨として金とドルの交換を保証（1 トロイオンスは 35 ドル）し、他のすべての通貨はドルに対して固定為替レートとなるように変更した。この変更により、古典的な金本位制とは異なり資本規制が認められることとなったため、政府は金融市場からのペナルティを受けることなく景気刺激策を講じることが可能となった。

しかし、1960 年代になると、世界的に低水準ながら持続的なインフレにより、金の価格は実質的に低すぎるものとなった。1968 年 3 月、二重市場制度が導入され、民間市場では自由変動、公式取引は固定パリティで行われることとなった。しかし、この二重市場制度は本質的に脆弱であり、米国の赤字問題は残り、さらに悪化していった。最終的に 1971 年 8 月、ニクソン大統領は、米国が他国の中央銀行に対するドルの金へのオンデマンド交換を終了すると発表した。こうしてブレトンウッズ体制は崩壊し、金は世界市場で自由に取引されることとなった。

2.2 金の特徴

1971 年のブレトンウッズ体制崩壊により、金は通貨としての固定された役割を終え、価格変動を伴う投資対象へと変遷した。ここでは、自由市場で取引される投資対

象としての金を持つ固有の特徴について整理する。

価値保存機能

金は、埋蔵量が有限とされるため希少性がある。一方で、殆ど腐食せず、何千年を経てもその状態を保てる非常に安定した素材であることから、宝飾品や金貨として古くから利用されてきた。このような背景から実物資産として金自体に価値がある。

交換価値

金は通貨として使用されていた歴史から、その他のコモディティとは異なり、無国籍通貨としての性格も有する。さらに、各国の中央銀行が外貨準備の一部として金を保有し、特に 2007 年の世界金融危機以降は、金の購入が持続的に続き、近年はさらに加速している等、通貨としての性格を持っている。中国やインドでは、所得水準の上昇が金地金、コイン、宝飾品への個人需要を押し上げ、アジアにおける金の文化的・金融的な重要性を一層強固なものとしている。

利用価値

産業分野においては、従来から金は電子回路を構築する基盤の表面処理や半導体パッケージに利用されてきた。素材としての金の耐久性、導電性、加工性の高さにより、最近では高い信頼性を必要とする AI インフラ、光通信モジュールなど先端技術分野の中核素材として活用されている。

信用リスクがない

株式や債券はその価値を裏付ける企業や発行体が存在しており、企業や発行体が破産した場合には価値がなくなるといった信用リスクがある。一方、金にはそうした信用リスクがない。

リスクオフ時の安全資産

金融危機や地政学リスクが顕在化した際には、金、スイスフラン、円などが逃避先として歴史的に選好されてきた。

伝統的資産やドルとの相関が低い

特に株式との相関が低いため、ポートフォリオの分散効果が期待されることや、ドルと金は逆相関にあり、ドル安円高時のリスクヘッジとなる傾向がある。

投資期間中の利息や配当がない

株式や債券は、利息や配当といったキャッシュフロー収入を受け取ることができるが、金にはそのような収入は存在しない（一方、金の取引量は大きく換金性が高い）。

保管リスクの存在

金は実物資産であることから保管する必要があり、紛失や盗難のリスクが存在する。

2.3 金の保有者（地上在庫の構造）

金はその化学的な安定性から、消費されて完全に消滅することがほとんどないという特殊な実物資産である。そのため、人類が歴史上で採掘したほぼすべての金が、現在も何らかの形で地上に存在している。図 3 に示す通り、これまでに採掘された金の地上在庫の総計は 2025 年末で約 22 万トンに達している。

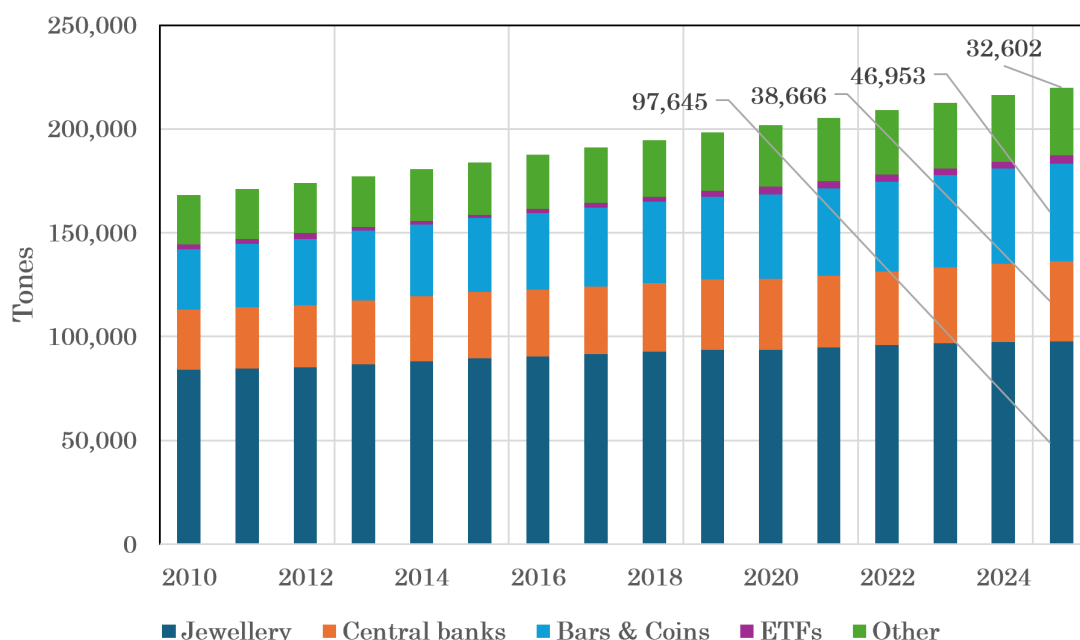
用途別の保有内訳を観察すると、宝飾品が全体の 45%（約 10 万トン）を占めている。特に中国やインドなどのアジア・中東地域において、純度の高い金宝飾品は単なる装飾の枠を超え、代々受け継がれる実質的な金融資産（価値保存機能）として保有される側面が強い。次いで、民間投資家が富の保全やインフレヘッジを目的として保有する地金・金貨や ETF が 23%（約 5 万トン）を占めている。

さらに、中央銀行が全体の 17%（約 4 万トン）を準備資産として強固に保有している点も重要である。近年の地政学リスクの高まりや外貨準備の多角化を背景に、中央

銀行は価格変動に左右されにくい金の買い越しを続けており、市場を下支えしている。なお、残りの 15% は電子部品や医療・歯科などの産業用途である。

機関投資家の視点に立つと、この保有構造から一つの示唆が得られる。地上在庫の実に 85%（宝飾品、民間投資、中央銀行）が、短期的な売買目的ではなく、中長期的な富の保全を目的とする主体によって保有されているということである。大部分の金が長期保有されることから、自由市場における投機的な価格変動の影響は限定的となる。この需給の構造的特徴が、金融危機時などのストレス局面において、安全資産として下値を支えている要因となっている。

図 3: 用途別の地上金在庫



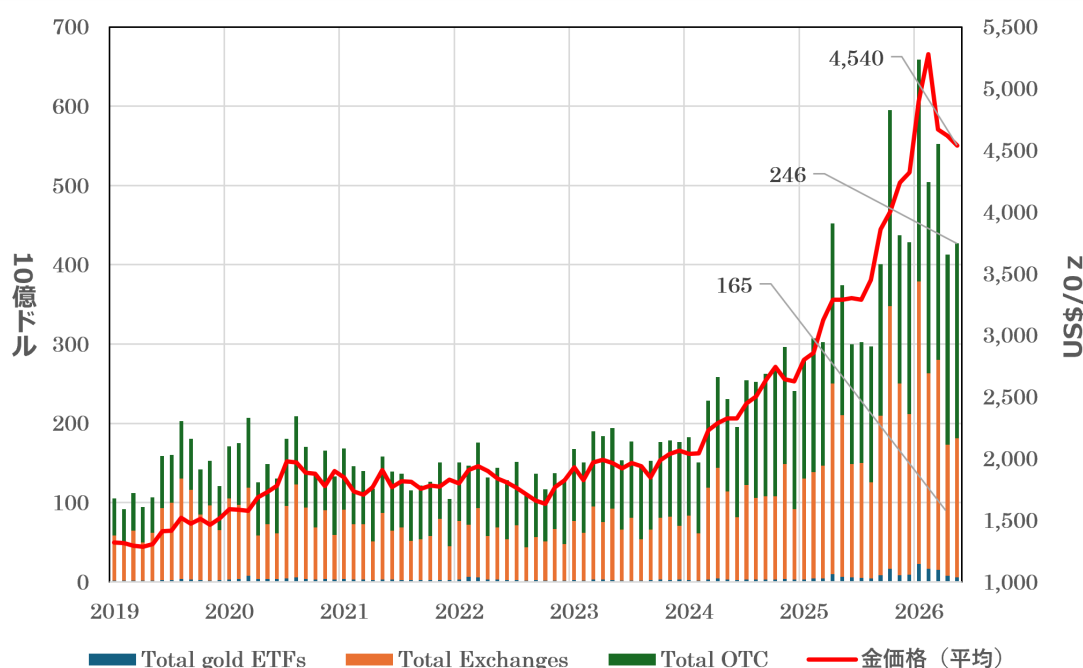
出所：World Gold Council のデータをもとに筆者作成

2.4 金の流動性（売買動向）

金をポートフォリオに組み入れる実務上の大きなメリットとして、流動性の高さと市場の厚みが挙げられる。2019 年以降のセグメント別の金の 1 日当たりの売買代金と金価格を図 4 に示す。2019 年の売買代金は 1,000 億ドル程度であったが、2024 年以降、金価格と売買高は上昇している。金価格（折れ線）が示す通り、2019 年から 2023 年頃にかけて、金は 1,200 ドルから 2,000 ドル近辺の間で推移しており、そ

の間の売買代金は、日次平均で 1,000 億ドルから 2,000 億ドルであったが、2024 年以降の金価格の上昇を受けて売買代金も上昇し、2026 年 5 月末時点で 4,260 億ドルに増加している。セグメント別の取引の内訳を観察すると、相対取引である店頭取引（OTC）が最大のシェアを占めている。最新の 2026 年 5 月末時点（1 日当たり売買代金 4,260 億ドル）における内訳は、OTC が約 2,460 億ドルと全体の約 57% を占め、次いで COMEX などの主要な取引所（Total Exchanges）が約 1,750 億ドル（約 41%）、そして金 ETF が約 56 億ドル（約 1.3%）という 3 層構造となっている。

図 4: セグメント別売買代金の推移（日次平均）



出所：World Gold Council のデータをもとに筆者作成

もっとも、金市場の売買代金を単独で示すだけでは、機関投資家にとってその厚みが実務上どの程度の意味を持つのかは判然としない。そこで、我が国の機関投資家が日常的に売買している市場、すなわち国内債券および国内株式の売買高と対比する。比較の対象時点は、金の売買代金が取得できる最新月であり、かつ国内 2 市場のデータも揃う 2026 年 5 月（営業日数 18 日）とする。

国内株式は、東京証券取引所の 3 市場（プライム・スタンダード・グロース）の内国株の売買代金を合計すると、同月の売買代金は 229.1 兆円であり、1 営業日当たり

では 12.7 兆円となる（ETF・REIT 等を含めた東証全体では同 13.3 兆円）。国内債券は、日本証券業協会が公表する公社債の店頭売買高のうち、資金取引の性格を持つ現先取引を除いた一般売買（売り切り・買い切り）でみると、同月は 252.4 兆円、1 営業日当たりでは 14.0 兆円である。なお、この一般売買高の 98.7%は国債が占めており、国内債券市場の流動性が実質的に国債市場の流動性であることが確認できる。すなわち、国内債券と国内株式は、いずれも 1 日当たり 12 兆円から 14 兆円程度と、概ね同水準の売買規模にある。

これに対し、金の 1 日当たり売買代金は 4,260 億ドルであり、同月末の為替レート（1 ドル＝ 159.27 円）で換算すると約 67.8 兆円となる。これは国内株式の約 5.3 倍、国内債券（一般売買）の約 4.8 倍に相当し、国内の 2 大市場を合算した規模をなお 2 倍以上上回る。この関係は特定の月に固有のものではなく、国内 2 市場のデータが揃う 2026 年 4 月から 6 月までの平均でみても、国内株式は 1 営業日当たり 11.8 兆円、国内債券（一般売買）は同 13.0 兆円であるのに対し、金は同期間（2026 年 4 月～5 月平均）で 4,198 億ドル、約 66.3 兆円と、大きさの関係は変わらない。

ただし、この比較を解釈するにあたっては、以下の 2 点に留意が必要である。第 1 に、統計の作成基準が市場ごとに異なる。公社債の売買高は売付額と買付額の合計かつ額面金額ベースであるのに対し、株式の売買代金は約定代金ベースであり、金の売買代金は取引の大部分を占める LBMA（ロンドン貴金属市場協会）加盟企業による相対取引の実績報告と、COMEX をはじめとする取引所の売買代金を合計したものである。第 2 に、金は 24 時間・グローバルに取引される市場の合計値であるのに対し、国内債券・国内株式は我が国の市場に限った数値である。したがって、上記の倍率は市場規模の桁を把握するための目安であって、厳密な優劣を示すものではない。

こうした定義上の差異を考慮してもなお、金市場が伝統的資産の国内市場に対して遜色のない、むしろそれを上回る売買規模を有していることは、機関投資家が数千億円規模の資金を金に配分する場合であっても、国内債券や国内株式と同等以上の執行余地があることを示唆している。前項でみた地上在庫の 85%が長期保有層によって保有されているという需給構造と併せて整理すれば、金は、保有者の大半が動かないことで下値が支えられる一方、市場で動く部分だけでも伝統的資産を上回る厚みを備

えた市場であると位置づけられる。

3 ヒストリカルデータによる金のリスク・リターン特性

前節で触れた通り、1971 年のニクソン・ショックを経て、金は固定相場から世界市場で自由取引される投資対象へと変遷した。本節では、金が自由相場へと移行した 1971 年から 2025 年末までの長期月次データ²⁾を用いて、金のリスク・リターン特性を明らかにする。合わせて、伝統的資産や為替との相関性並びに歴史的な金融危機や地政学リスクの顕在化時における金の動向について分析を行う。

本分析について使用する伝統的資産や為替データは以下のとおりである。国内債券は Nomura-Bond Performance Index（以下、Nomura BPI という。）、国内株式は日経 225、外国債券は FTSE-World Government Bond Index（円ベース、ヘッジなし。以下、WGBI という。）、外国株式は S&P500（円ベース・ヘッジなし）³⁾、為替はドル円を用いた⁴⁾。

表 1 に、各資産の収益率（年率）、リスク（年率ボラティリティ）および相関係数を示す（各期間別の収益率及びリスクについては Appendix1 を参照されたい）。まず収益率をみると、金（7.38%）は、外国株式（6.55%）を上回り、全資産の中で最も高い水準となっている。次にリスクをみると、金（18.74%）は、国内株式（18.85%）や外国株式（18.81%）と同等の高い水準にある。最後に相関係数をみると、金は外国債券（0.31）や為替・ドル円（0.30）と弱い正の相関を持つ一方、国内債券（-0.09）や国内外の株式（国内株式 0.07、外国株式 0.16）との相関は低いことが確認できる。なお、外国債券と金に弱い相関がみられる要因は、外国債券の価格変動の大半を為替変動が占めているためであり、実質的には金と為替の相関が反映された結果であると推察される。

ここに、投資対象としての金を持つ特殊性と実務上の扱いにくさが表れている。金

2) 円ベース・ヘッジなし

3) 円ベース・トータルリターンを使用

4) 出所：野村フィデューシャリー・リサーチ&アンドコンサルティング、日本経済新聞、FTSE Russell、S&P Dow Jones Indices、Bloomberg のデータをもとに筆者作成

表 1: 各資産の基礎統計量および相関係数（1971 年～2025 年、全期間）

資産クラス	収益率	リスク	相関係数					
			国内債券	国内株式	外国債券	外国株式	金	為替
国内債券	4.26%	3.27%	1.000	0.015	-0.009	-0.131	-0.094	-0.229
国内株式	5.95%	18.85%	-	1.000	0.163	0.158	0.069	0.118
外国債券	4.66%	10.26%	-	-	1.000	0.373	0.308	0.755
外国株式	6.55%	18.81%	-	-	-	1.000	0.164	0.584
金	7.38%	18.74%	-	-	-	-	1.000	0.295
為替（ドル円）	-1.49%	10.82%	-	-	-	-	-	1.000

注：収益率およびリスクは年率換算。収益率は対数収益率に基づく幾何平均（年率）、リスクは対数収益率の標準偏差（年率）、相関係数は対数収益率ベース。為替はドル円。

は通貨として利用されてきた歴史的背景や、有事の安全資産としての側面を持つため、現金や債券のような低リスク資産と混同されがちである。しかし実際には、そのボラティリティは為替や安全資産である債券を上回り、国内外の株式と同等の高い水準にある。したがって、金を単なる債券の代替や現金同等物として位置づけることは、リスク・リターンの観点から適切ではない。伝統的資産との相関が低いことからポートフォリオの分散効果が期待できる反面、株式並みの高いリスクを有しているため、平均分散アプローチ等を用いたポートフォリオ最適化において金を組み入れた場合、期待リターンの設定や制約条件次第で、最適な資産構成割合が極端に振れやすくなるといった実務上の課題が生じることが示唆される。

次に、伝統的資産と為替及び金のボラティリティと相関の時系列推移について、歴史的イベントと照らし合わせて多角的に分析する。

まず、伝統的資産および金と為替（ドル円）の関係性を定量的に分類するため、各資産の月次リターンの相関係数から算出した統計的距離（ $1 - \text{相関}$ ）に基づき、ウォード法を用いた階層的クラスター分析を実施する（図 5）。加えて、為替変動の影響を排除した現地通貨建ての外国債券（WGBILocal）およびドル建ての金価格を追加したクラスター分析も実施する。現地通貨ベースの外国債券データが 1985 年 1 月末から取得可能であることに鑑み、この分析の期間は 1985 年から 2025 年末までとする（図 6）。

全期間のデータを用いた分析（図 5）では、金融資産は大きく 3 つのグループに分

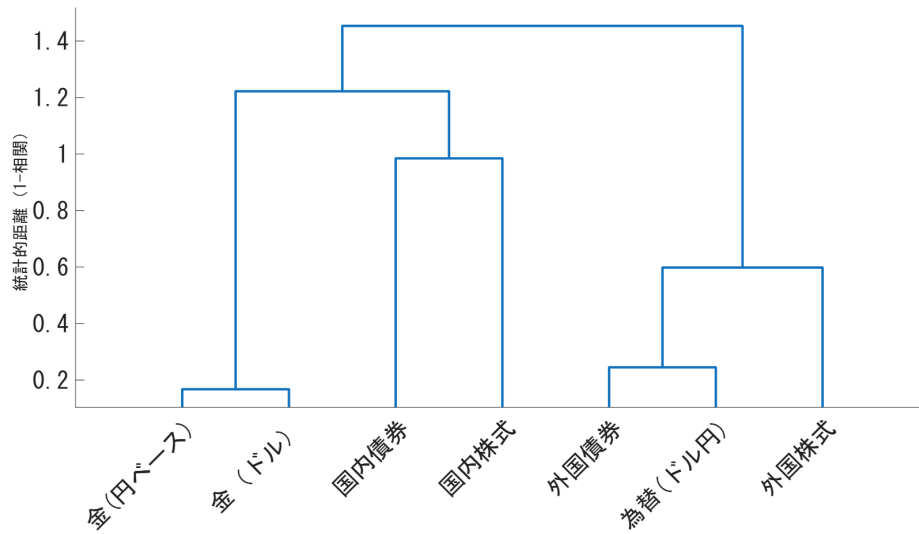
類された。第 1 に金（円ベースおよびドルベース）、第 2 に国内債券と国内株式からなる国内資産グループ、第 3 に外国債券、為替（ドル円）および外国株式からなる外貨（為替連動）グループである。金は、まず円ベースとドルベースが結合したのち、外貨グループではなく国内資産グループの側に合流している。ただし、国内債券と国内株式が同一グループに分類されるのは、両者が連動しているためではない点に留意が必要である。実際、国内債券と国内株式の相関はほぼゼロ（約 0.02）である。相関距離に基づくクラスタリングでは、為替に強く連動する外貨グループとの相関が低い資産同士が消去法的に一群にまとまる傾向がある。

次に、現地通貨ベースの外国債券を加えた分析（図 6）では、金融資産は 4 つのグループに分類された。第 1 に国内債券と現地通貨ベースの外国債券からなる金利グループ、第 2 に為替（ドル円）、円ベースの外国債券および外国株式からなる為替連動グループ、第 3 に国内株式、そして最後に金（円ベースおよびドルベース）からなる金グループである。為替ヘッジを行わない外国株式のリターンは為替の影響を強く受けるため、外国株式が為替や円ベースの外国債券と同一グループに分類される点は、円ベース投資家が実際に負うリスク構造と整合的である。また、現地通貨ベースの外国債券を加えたことで、国内債券は同じ金利リスクを共有するこの外国債券と結び付き、金利グループを形成している。金（円ベース・ドルベース）は、ここでも他のいずれのグループにも属さず独自のクラスターを形成し、上位の結合では株式・為替を含む資産群ではなく金利グループの側に合流している。

以上のように、外国株式を円ベースで測るか、あるいは現地通貨ベースの外国債券を加えるかにかかわらず、金（円ベースおよびドルベース）は一貫して伝統的資産や為替のいずれのグループにも属さず、独自のクラスターを形成した。すなわち金の独立性は、データの通貨基準やサンプル期間の取り方に対して依存せず、金が為替や株式の単なる代替ではなく、伝統的資産から独立した固有のアセットクラスであることを統計的に示唆している。加えて、金が上位の結合過程で一貫して金利・国内資産の側に近接する点は、金リスク特性の面でリスク資産よりもむしろ安全資産に相対的に近い位置づけにあることを示唆している。

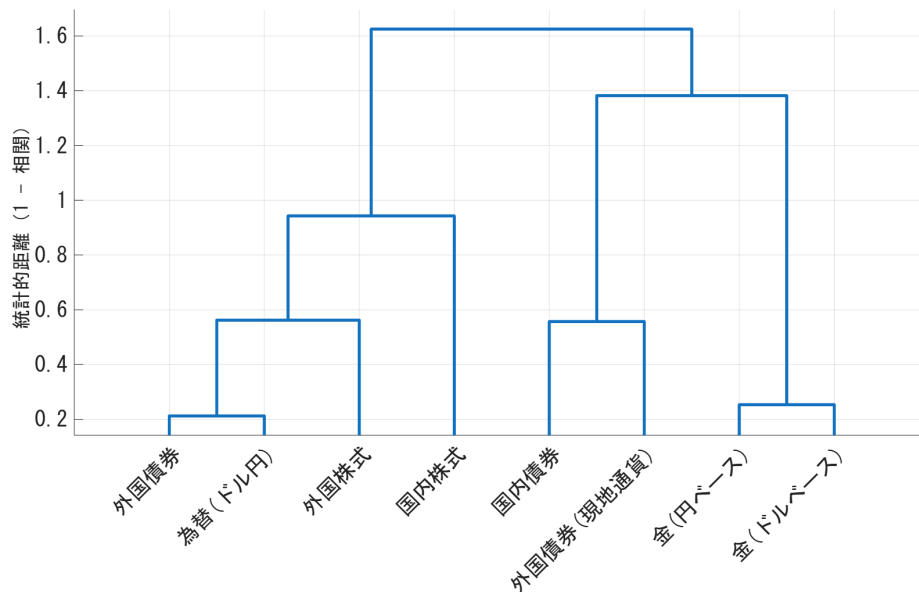
ここまでの分析は、全期間または年代別に区切った期間内でリスクや相関が一定で

図 5: クラスター分析結果



注：1971 年 1 月～2025 年 12 月までのデータで分析

図 6: クラスター分析結果（ローカル含む）



注：1985 年 1 月～2025 年 12 月までのデータで分析

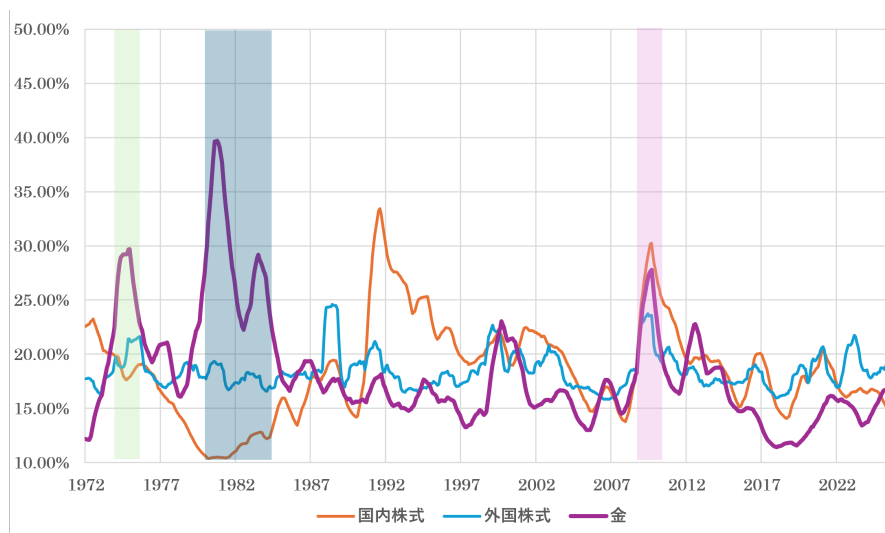
あることを前提としてきた。しかし、金融市場のボラティリティは局面によって大きく変化し、資産間の相関もまた不変ではない。そこで以降では、各時点におけるボラティリティと相関を推計し、その時系列的な変遷を追う。

推計には、Engle (2002) が提唱した DCC (Dynamic Conditional Correlation) モデルを用いる。推計は次の 3 段階からなる。第 1 に、各資産の月次対数収益率について、系列相関を除去するために AR(1) モデルを当てはめ、その残差を取り出す。第 2 に、この残差に対して資産ごとに単変量の GARCH(1,1) モデルを推定し、各時点の条

件付き分散を得る。第3に、条件付き標準偏差で基準化した標準化残差を用いて、条件付き相関行列が時間とともに変化するDCC(1,1)の構造を推定する。以上により、各時点 t の条件付き分散共分散行列 H_t が得られ、その対角要素の平方根を年率換算したものが各資産の時変ボラティリティ、非対角要素を対応する条件付き標準偏差で基準化したものが資産間の時変相関である。なお、月次の推計値をそのまま示すと短期的な振れが大きく趨勢が読み取りにくいいため、12か月移動平均を施すこととする。

各資産の時系列ボラティリティおよび各資産間の時系列相関の推計結果を図7及び図8に示す（伝統的4資産の詳細は、Appendix2を参照されたい）。各資産の時系列ボラティリティ（図7）を概観すると、株式は、1987年のブラックマンデーや2008年の世界金融危機、2020年のコロナショックといったグローバルなテールリスク顕在化時にボラティリティが上昇する傾向がある。金は1970年代のブレトンウッズ体制崩壊に伴う価格高騰、1980年代の第2次オイルショックや旧ソ連によるアフガニスタン侵攻、2008年の世界金融危機において上昇が見られた。なお、2008年の世界金融危機では全資産のボラティリティが同時かつ急激に上昇したが、それ以外の局面では各資産のボラティリティが上昇する時期は異なっており、各資産が固有のマクロ要因に反応して変動してきたことがうかがえる。

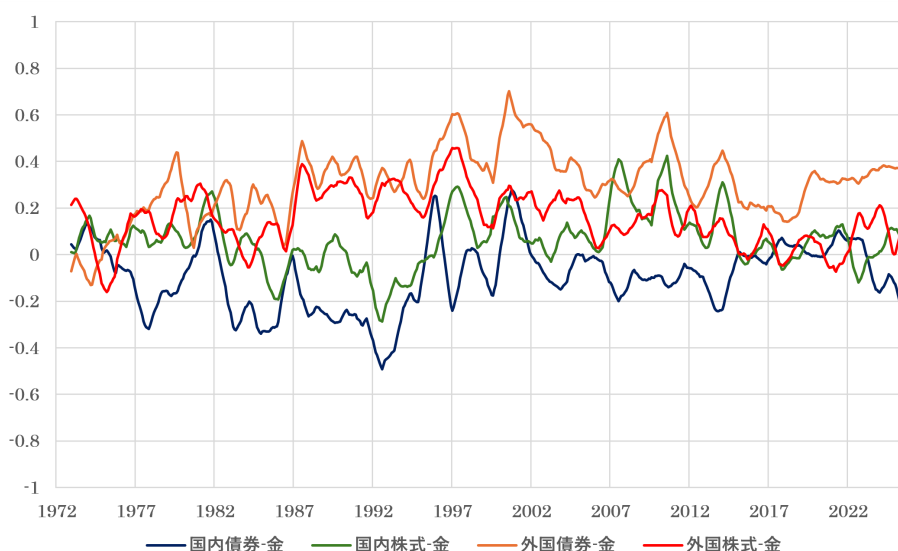
図7: 国内株式・外国株式・金の時系列ボラティリティ（12か月移動平均）



注：網掛けは歴史的イベントの期間を示す。左から順に、1970年代のブレトンウッズ体制崩壊に伴う金価格高騰、1979年1月～1980年12月（第2次オイルショックおよび旧ソ連によるアフガニスタン侵攻）、2008年9月～2009年12月（世界金融危機）。

時系列相関（図 8）から示唆されるように、金は、国内債券、国内株式、および外国株式に対する相関係数が概ね無相関で推移しており、金がポートフォリオにおいて一貫して高い分散効果を提供している。外国債券のみが全期間を通じて 0.2 から 0.6 程度の安定した正の相関を示しているが、為替が主因であろう。2008 年の世界金融危機などの深刻なストレス局面においては、内外株式との相関が一時的に上昇したものの、金融危機の影響が収まるにつれ、無相関の状態へと戻っている。

図 8: 各資産と金の時系列相関の推移（12 か月移動平均）

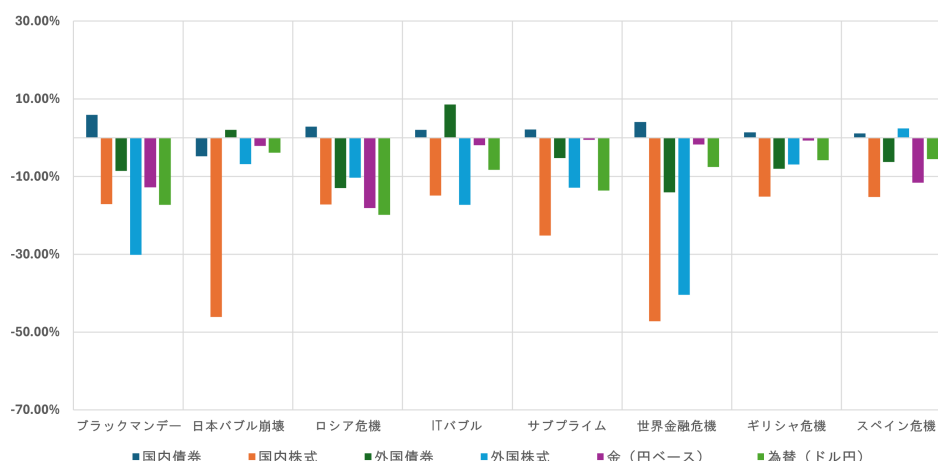


最後に、歴史的な金融危機やテールリスク顕在化時といったストレス局面⁵⁾における各資産と金の関係性を分析する。図 9 のストレステストの結果は、金下落耐性の特徴が示唆されている。ロシア危機を除けば、金は多くのショック時において、国内外の株式に見られるような 30%～50%規模のドロダウンは見られない。確かに、流動性枯渇を伴う金融危機時には、投資家の手元資金を確保することを目的とした換金売りやマージンコールによって、流動性の高い金も一時的な価格下落に陥っている。さらに、日本円ベースの投資家固有の要因として、グローバルな危機時には安全資産としての円買いが発生しやすい点にも留意が必要である。図中の為替（緑色の棒グラフ）が示す通り、ショック時の多くで円高圧力がかかっており、これが円建

5) ブラックマンデー（1987 年 9 月～1987 年 12 月）、日本バブル崩壊（1989 年 12 月～1990 年 9 月）、ロシア危機（1998 年 7 月～1998 年 10 月）、IT バブル（2002 年 3 月～2002 年 9 月）、サブプライム（2007 年 10 月～2008 年 3 月）、世界金融危機（2008 年 5 月～2009 年 2 月）、ギリシャ危機（2010 年 4 月～2010 年 6 月）、スペイン危機（2012 年 3 月～2012 年 5 月）

て金価格のリターンを押し下げる要因となっている。しかし、そうした換金売りや為替の逆風を内包しながらも、金（紫の棒グラフ）の下落幅は概ね一桁台に抑制されており、ほかの伝統的資産と比較して、金下落耐性を有していることが見て取れるだろう。

図 9: 金融危機・地政学リスク顕在時における各資産の収益率



ここで、金を持つリスクの性質についてより深い計量的な考察を加える。表 1 で確認した通り、金の全期間を通じたボラティリティは約 19%と、国内外の株式と同等の水準にある。一方で、前節で述べた需給構造による下値支持や、歴史的ショック時における下落耐性といった定性的な特徴と、この高いボラティリティは一見すると矛盾するように感じられるかもしれない。このため、金のリターン分布に対して上方リスクと下方リスクを分離して計測する下方分散（Semi-variance）アプローチによる追加分析を実施した。

表 2 に結果を示す。月次リターン（閾値 0%）を用いた推計の結果、金の全体ボラティリティ（年率 18.74%）に対し、目標リターンを上回る上方ボラティリティは 14.36%、目標を下回る下方ボラティリティは 12.19%となった。

金のリターン分布の歪度は 0.00 であり、分布全体としては概ね対称である。ここで、閾値 0%のもとで上方ボラティリティ（14.36%）が下方ボラティリティ（12.19%）を上回っている点の解釈には注意を要する。この差は分布の非対称性によるものではなく、標本期間の平均リターンが正（年率 7.38%）であることを反映した結果で

表 2: 金のリスクの上方・下方への分解

分布全体の指標（閾値に依存しない）		
全体ボラティリティ（年率）		18.74%
リターン分布の歪度（Skewness）		0.00
上方・下方への分解		
	閾値 = 0%	閾値 = 平均リターン
上方ボラティリティ（年率）	14.36%	13.29%
下方ボラティリティ（年率）	12.19%	13.19%

注：上方（下方）ボラティリティは、閾値を上回る（下回る）月次リターンの 2 乗和から算出した半偏差の年率換算値。「閾値＝平均リターン」の列は、標本期間の平均リターンが正であることの影響を除いた場合の値を示す。なお、全体ボラティリティは上方・下方の単純平均ではなく、両者の 2 乗和の平方根に対応するため、閾値のとり方にかかわらず、いずれの要素よりも大きくなる。

ある。実際、表 2 の通り、閾値を平均リターンに置き換えると上方 13.29%・下方 13.19%とほぼ均等になり、両者の差は 0.1 ポイント程度にまで縮小する。すなわち、閾値 0%を基準とする限り、上方と下方の差はリターンの水準を反映したものであって、それ自体を分布の非対称性の証拠として読むことはできない。

したがって、金の下方リスクの相対的な位置づけを評価するには、同一の基準のもとで他の資産と比較する必要がある。表 3 に、伝統的 4 資産と金について同じ基準で算出した上方・下方ボラティリティを示す。金の全体ボラティリティ（18.74%）は国内株式（18.85%）および外国株式（18.81%）とほぼ同一の水準にあるが、全体リスクに占める下方リスクの比率は、金が 0.65 であるのに対し国内株式は 0.71、外国株式は 0.69 であり、金の方が低い。また歪度をみると、国内株式（-0.59）および外国株式（-0.52）が明確な負の歪みを持つ、すなわち大きな下落が相対的に発生しやすい分布であるのに対し、金の歪度は 0.00 であり、こうした下方向への歪みを持たない。

以上より、金は株式と同等の全体ボラティリティを有しながら、そのリスクに占める下方の寄与が相対的に小さく、かつ株式のような下方向への歪みを持たない資産であるといえる。これは、図 9 でみたストレス局面における下落耐性の観察と整合的であり、また第 2 節でみた地上在庫の大部分が長期保有層によって保有されているという需給構造とも矛盾しない。機関投資家のリスク管理の観点からは、標準偏差という

単一の指標のみをもって金を株式と同列のハイリスク資産として扱うことは、そのリスクの質を捉えきれない可能性があることを示唆している。

表 3: 各資産の上方・下方ボラティリティの比較（1971 年～2025 年、閾値 0%）

資産クラス	全体	上方	下方	下方/全体	歪度
国内債券	3.27%	3.01%	1.75%	0.54	+0.08
国内株式	18.85%	13.32%	13.43%	0.71	-0.59
外国債券	10.26%	7.62%	6.98%	0.68	-0.56
外国株式	18.81%	13.67%	13.03%	0.69	-0.52
金	18.74%	14.36%	12.19%	0.65	0.00

注：全体・上方・下方はいずれも年率。「下方/全体」は全体ボラティリティに占める下方ボラティリティの比率。表 1 と同じ月次対数収益率（円ベース）に基づく。

次の節では、金独自の価格変動を決定づけている根本的なマクロ要因について、計量時系列モデルを用いてその構造を分析していく。

4 金の期待リターンについて

4.1 先行研究

実物資産である金が投資ポートフォリオにおいて果たす役割、とりわけインフレヘッジ機能および安全資産としての機能については、これまで数多くの学術的研究が蓄積されてきた。

まず、金の価値保存機能としての普遍性を超長期の歴史的観点から実証した代表的研究として、[Harmston \(1998\)](#) が挙げられる。同研究は、米国、英国、フランス、ドイツ、日本の5カ国について、英国では数世紀に及ぶ長期の時系列データを分析し、金価格は短期的には変動しつつも、超長期的には他の商品や中間生産物に対する歴史的な購買力平価へと常に回帰してきたことを示した。特に、ハイパーインフレや通貨体制の崩壊といった極端な経済的・社会的混乱期において、株式や債券といったペーパーアセットの価値が消失する中、実物資産である金は一貫して購買力を維持し、安全資産として機能したことを明らかにしている。

現代の金融市場において、金と伝統的資産の関係性についての代表的な研究として挙げられるのが、[Baur and Lucey \(2010\)](#) である。彼らは、金が平常時において株式や債券と相関を持たないヘッジ資産として機能するだけでなく、株式市場が極端なショックに見舞われた局面においては逆相関となる安全資産として機能することを定量的に示した。これは、前節におけるストレス局面での金の下落耐性を学術的に裏付けるものである。

一方で、金のインフレヘッジ機能については議論の余地も残されている。[Erb and Harvey \(2013\)](#) は、超長期のデータを用いた実証分析において、短期的なインフレ率の変動に対して、金が常に完全なヘッジとして機能するわけではないと指摘した。この指摘は、前節における金価格が株式並みに変動するという事実を明らかにしているものである。

このようなインフレヘッジとしての限界に加え、金利を生まない実物資産としての

機会費用に着目した視点も重要である。Barsky et al. (2021) は、1971 年以降の金価格の決定要因として「インフレ期待」、「長期実質金利」、「マクロ経済に対する悲観論」の 3 つに基づき検証を行った。同研究は、金が長期実質金利と強い逆相関を持つことを定量的に証明した上で、2001 年以降は単純なインフレ期待よりも、実質金利の低下と将来の経済に対する悲観論が金価格を牽引する要因になったと指摘している。

さらに、金の期待リターンに着目した実証研究を行ったのが Nguyen et al. (2019) である。同研究は、金のリターンを事後的な実現リターンと事前の期待リターンに区別した上で、事前の期待リターンの観点では、金は株式や債券の期待リターンと正の相関を持ち、必ずしも伝統的資産に対するヘッジや安全資産として機能しないことを実証した。加えて、事前の期待リターン・事後的な実現リターンのいずれにおいても、金がインフレ率と有意な連動性を持たないと結論づけている。

このような金とインフレの連動性の不安定さについて、Batten et al. (2014) は金とインフレの関係は、分析対象となる期間の選択に非常に敏感であると指摘している。実際、米国の CPI やマネーサプライ (M2) と金価格の長期均衡関係を検証した他の実証研究においても、対象期間やデータの頻度 (年次・四半期・月次) によっては残差の定常性が確認されず、単純な共和分関係が棄却されるケースが報告されている。

一方で、こうした金とインフレの連動性の不安定さという課題に対して、時系列の構造変化に着目したのが Worthington and Pahlavani (2007) である。同研究は、金価格とインフレ率の間に内生的な構造変化が存在することを許容して共和分検定を実施した。その結果、時代やマクロ環境の構造変化を適切にコントロールすれば、金と物価の間に強固な長期均衡関係 (共和分) が見出されることを示した。

さらにこうしたインフレヘッジの議論に加え、実質金利の低下に対する金価格の高騰や、単なる実物資産の枠を超えた金融的性質について、無裁定価格理論の観点から理論的に解明したのが Jermann (2022) である。同研究は、金が実質金利と逆相関する性質を持つ一方で、宝飾品や産業用途として金を評価する実需家の存在が価格の下値を支えるため、投資家視点では金にプットオプションが内包されていると解釈し、モデル化している。興味深いことに、実質金利と金価格の負の相関関係は非線形であり、実質金利が低い局面にのみ強く発現することを実証している。さらに、現代の金

価格の大部分がファンダメンタルな実需価値ではなく、投資資産としての役割によって形成されていることを示している。

近年では、金を単なるインフレの派生変数としてではなく、より広範なマクロ経済システムの中で捉える視点が主流となっている。金の金融経済学に関する包括的なサーベイ論文である O'Connor et al. (2015) は、金価格の決定要因を一国の物価に限定することは不十分であり、グローバルな富の蓄積や、中央銀行による流動性の供給といった広範なマクロ変数を統合した多変量モデルによるアプローチの重要性を強調している。

直近の研究としては、本稿で後段に用いる多変量モデルの直接的な理論的基礎となっている World Gold Council (2024) (以下、WGC という。) の「Gold's Long-Term Expected Return (以下 GLTER という。)」が挙げられる。同レポートは、金の長期的な期待リターンが単なるインフレ率の追従にとどまらず、世界的な経済成長（名目 GDP）という経済的要因と、代替となる金融資産（グローバルポートフォリオの時価総額）という金融的要因の二つのマクロ要素によって決定づけられることを定量的に実証した。これにより、金が長期的にインフレを上回るリターンを生み出すメカニズムが体系化されている。

本稿の計量分析はこれらの学術的知見を基礎としている。以降の項では、円ベースの投資家の視点に立ち、長期均衡関係を考慮した時系列モデルによる分析、構造変化検定を用いたレジームシフトの特定、WGC の GLTER モデルによる、グローバルマクロ変数を統合した金価格の期待リターン推計へと分析を拡張していく。

4.2 伝統的な金の期待リターンの推計方法

金は利息や配当といったインカム収入を持たない資産である。そのため、期待リターンの推計にあたっては、実物資産の価格変動を図る上で最も親和性の高い物価上昇率をベースとするのが伝統的なアプローチであった。すなわち、消費者物価指数（Consumer Price Index。以下、CPI という。）の上昇率をそのまま金の期待リターン

とみなす考え方である。

$$\text{金の期待リターン} = \text{CPI 上昇率}$$

この伝統的なアプローチの妥当性を検証するため、本分析の最初のステップとして、金価格と物価の関係について長期的な均衡関係があるかを確かめる共和分検定⁶⁾を実施する。なお、金はグローバル市場において基軸通貨である米ドル建てで価格形成される実物資産であるため、まずは、ドルベースの金価格と米国の物価指数を用いて検定を行う。

推計の結果、共和分関係が存在しないという帰無仮説 ($r = 0$) に対して、 p 値は 0.0010 以下となり、有意水準 5% で棄却された。一方で、共和分関係が最大 1 つである帰無仮説 ($r = 1$) に対して、 p 値は 0.7466 となり棄却されなかった。これは、ドルベースの金価格と米国の物価水準の間には、長期均衡関係が存在することが統計的に示されることを示唆している (表 4)。

表 4: 金価格と物価の共和分関係 (ドルベース)

帰無仮説 (r)	統計量	臨界値 (5%)	p 値
$r = 0$	191.9585	20.2619	0.0010 以下
$r \leq 1$	2.2430	9.1644	0.7466

上記の通り、グローバルな市場環境における金と物価の長期均衡関係が確認されたことを踏まえ、次に、円ベースで投資を行う我が国の機関投資家の視点に立ち、円ベースの金価格と日本の消費者物価指数を用いた共和分検定を実施した。

推計の結果、ドルベースの結果と同様に、共和分関係が存在しないという帰無仮説 ($r = 0$) は p 値 0.0010 以下となり、有意水準 5% で棄却された。一方で、共和分関係が最大 1 つであるという帰無仮説 ($r \leq 1$) に対しては、 p 値は 0.8673 となり棄却されなかった。為替要因を内包する円ベースの金価格と国内物価の間においても、単なる一時的な連動ではなく、長期均衡関係が維持されていることが示唆される (表 5)。

6) Johansen の共和分検定

表 5: 金価格と我が国の物価の共和分検定（円ベース）

帰無仮説 (r)	統計量	臨界値 (5%)	p 値
$r = 0$	171.0388	20.2619	0.0010 以下
$r \leq 1$	1.5332	9.1644	0.8673

金価格と物価の間には長期均衡関係が存在することがドルベース及び円ベースともに確認されたことから、ここからは、円ベースで投資を行う我が国の機関投資家の視点に立ち、円ベースの金価格と物価の関係性について分析を行う。まず初めに、全期間の月次データを用いて円ベースの金価格と物価の単純な線形回帰を行う。線形回帰モデルは以下の式で表される。なお、本分析以降は、対数ベースによる分析を行う。

$$\ln(\text{Gold}_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{CPI}_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、 t は月次の時点、 $\ln(\cdot)$ は自然対数を表し、各記号の定義は以下のとおりである。

- Gold_t ：第 t 月末の円ベースの金価格（1 トロイオンス当たり、円）
- CPI_t ：第 t 月の我が国の消費者物価指数（総合）
- β_0 ：定数項、 β_1 ：回帰係数、 ε_t ：誤差項

ここで重要な点は、 Gold_t および CPI_t がいずれも指数値の水準そのものであり、その対数値を用いていることである。したがって $\ln(\text{CPI}_t)$ は物価上昇率ではなく物価水準の対数値であり、係数 β_1 は、物価が 1% 上昇したときに金価格が何% 変化するかを示す弾力性として解釈される。これらの記号の定義は、以下の VECM および多変量回帰モデルにおいても共通である。なお、前述のドルベースの共和分検定においては、 Gold_t にドルベースの金価格を、 CPI_t に米国の消費者物価指数を用いている。

分析の結果、物価の係数 β_1 は 1.5 と推計された。これは全期間の平均的な傾向として、我が国の物価が 1% 上昇する場合、円ベースの金価格は 1.5% 上昇することを示している（表 6）。

$$\ln(\text{Gold}_t) = 4.519 + 1.500 \ln(\text{CPI}_t) + \varepsilon_t \quad (2)$$

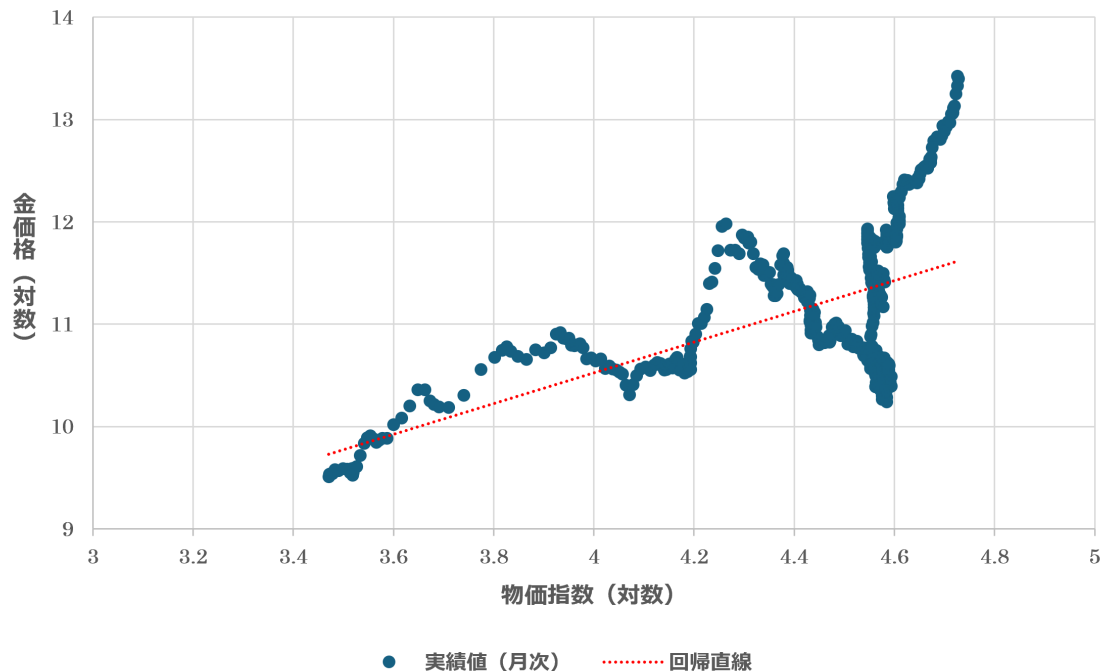
表 6: 円ベースの金価格と我が国の物価の線形回帰の結果

説明変数	係数	標準誤差	t 値	p 値
定数項	4.519***	0.394	11.466	0.000
物価	1.500***	0.088	16.928	0.000

注: *** は 1%水準で統計的に有意であることを示す。

しかし、図 10 の散布図を観察すると、直近のデータポイントが回帰直線から上方へ垂直に大きく乖離していることがわかる。これは、過去数 10 年の平均値を求める線形回帰だけでは、近年の金価格の変動を十分に説明しきれていないことを示唆している。

図 10: 円ベースの金価格と物価の散布図（対数）



そこで、次項では、短期の変動と長期の均衡関係を表現する Vector Error Correction Model（以下、VECM という。）を用いて、より精緻な分析を行う。

4.3 VECM による分析

前項で確認された長期均衡関係を前提とし、ここでは短期的な価格変動と長期均衡関係への収束を同時に捉えることができる VECM を用いて分析を行う。推計する VECM は以下の式で表される。

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^6 \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + C + \varepsilon_t \quad (3)$$

ここで、各記号の定義は以下のとおりである。

- $Y_t = (\ln(\text{Gold}_t), \ln(\text{CPI}_t))^T$ ：本モデルが同時に扱う 2 変数を並べたベクトル。第 1 要素は前項で定義した円ベースの金価格の対数値 $\ln(\text{Gold}_t)$ 、第 2 要素は我が国の消費者物価指数の対数値 $\ln(\text{CPI}_t)$
- $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ：前月からの対数変化（月次リターン）
- α ：誤差修正係数（長期均衡へ戻る速さ）
- β ：共和分ベクトル（長期均衡関係）
- Γ_i ：短期的な影響を示すラグ係数行列（ $i = 1, \dots, 6$ ）
- C ：定数項、 ε_t ：ホワイトノイズの誤差項

Y_t を構成する 2 系列は、いずれも水準では単位根を持つ非定常な過程である一方、前項の共和分検定によって両者の間に長期均衡関係が存在することが確認されている。VECM はこの性質を利用した定式化であり、非定常な水準系列を階差 ΔY_t （前月からの対数変化、すなわち月次リターン）に変換して定常化したうえで、水準が持つ長期情報を $\beta' Y_{t-1}$ という形で右辺に残す点に特徴がある。これにより、短期的な変動と長期均衡への平均回帰性を 1 つの式で同時に扱うことが可能となる。

このうち $\beta' Y_{t-1}$ は、前月時点において金価格と物価が長期均衡からどれだけ乖離していたかを示す誤差修正項である。 α はこの乖離に対する調整速度であり、 Y_t の要素に対応して金価格の方程式と物価の方程式それぞれについて推定される。この α の符号と有意性が、乖離が生じた際にどちらの変数が調整を担うのかを示すことにな

る。なお、VECM の推計におけるラグ次数は、赤池情報量規準（AIC）およびベイズ情報量規準（BIC）を最小化する最適ラグ数を検証した結果に基づき、6 期に設定した。

円ベースの金価格が長期的にインフレヘッジとして機能してきたかを定量的に検証するため、本稿では金価格と物価（CPI）の長期均衡関係を定式化する。ヨハンセン検定によって推定された共和分ベクトルおよび定数項はそれぞれ $(-0.3065, 6.3298)^T$ および -31.5795 であった。この結果を用い、長期均衡において両変数の線形結合がゼロになるという関係式に基づき、金価格の係数が 1 となるように正規化を行った結果、以下の式 4 が導出される。

$$\ln(\text{Gold}_t) = -103.03 + 20.65 \ln(\text{CPI}_t) + \varepsilon_t \quad (4)$$

式 4 で示された長期均衡式におけるインフレに対する係数（20.65）は非常に大きい。先行研究における米ドルベースの金価格のインフレ係数は概ね 1 から 3 の範囲で推移することが多い中、本推計で得られた 20.65 という数値は、純粋なインフレヘッジとしての理論値から大きく乖離している。この推計値を金と物価の間の構造的弾力性として解釈するべきではない。むしろこの異常値は、モデルから欠落している重要なマクロ要因、具体的には、世界名目 GDP の拡大や為替レートの変動が現実の金価格を押し上げた結果、その影響を国内物価の係数に寄せてしまった欠落変数バイアスを反映したものと解釈すべきである。言い換えれば、1990 年代以降の長期デフレを経験した日本において、円ベースの金価格のダイナミクスは、国内の物価という単一の変数だけではもはや構造的に説明が不可能であることを示唆している（図 11）。

VECM の推計結果を表 7 に示す。以下では、まず残差系列の診断によって設定したラグ次数の妥当性を確認し、そのうえで各係数の解釈に移る。

図 11: 金価格と消費者物価指数の推移（1971 年 1 月 = 1 として指数化）

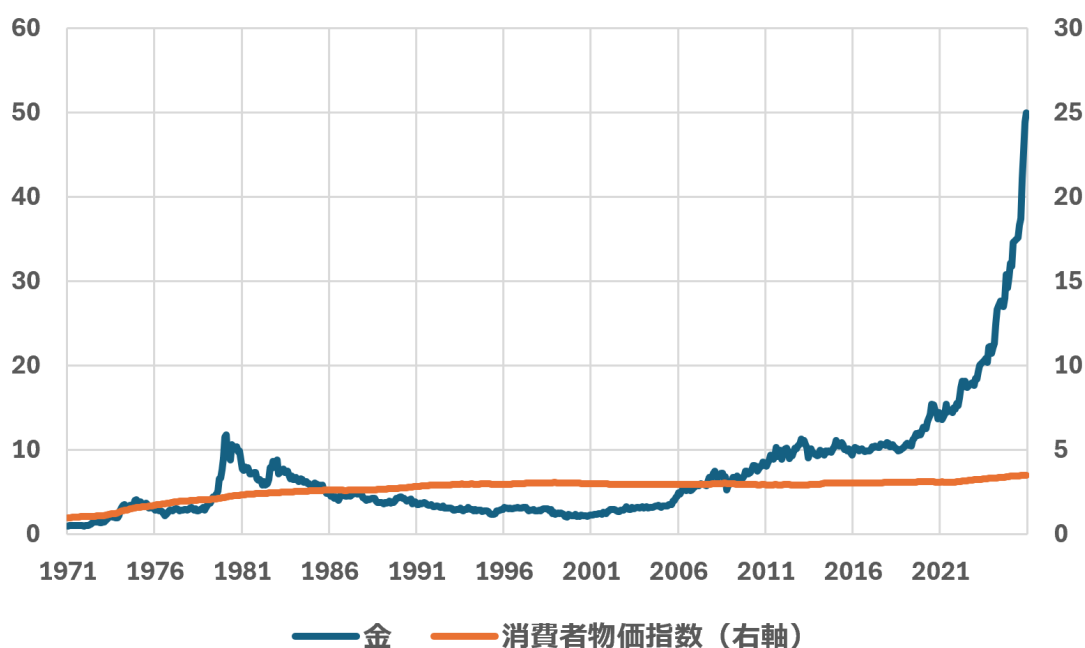


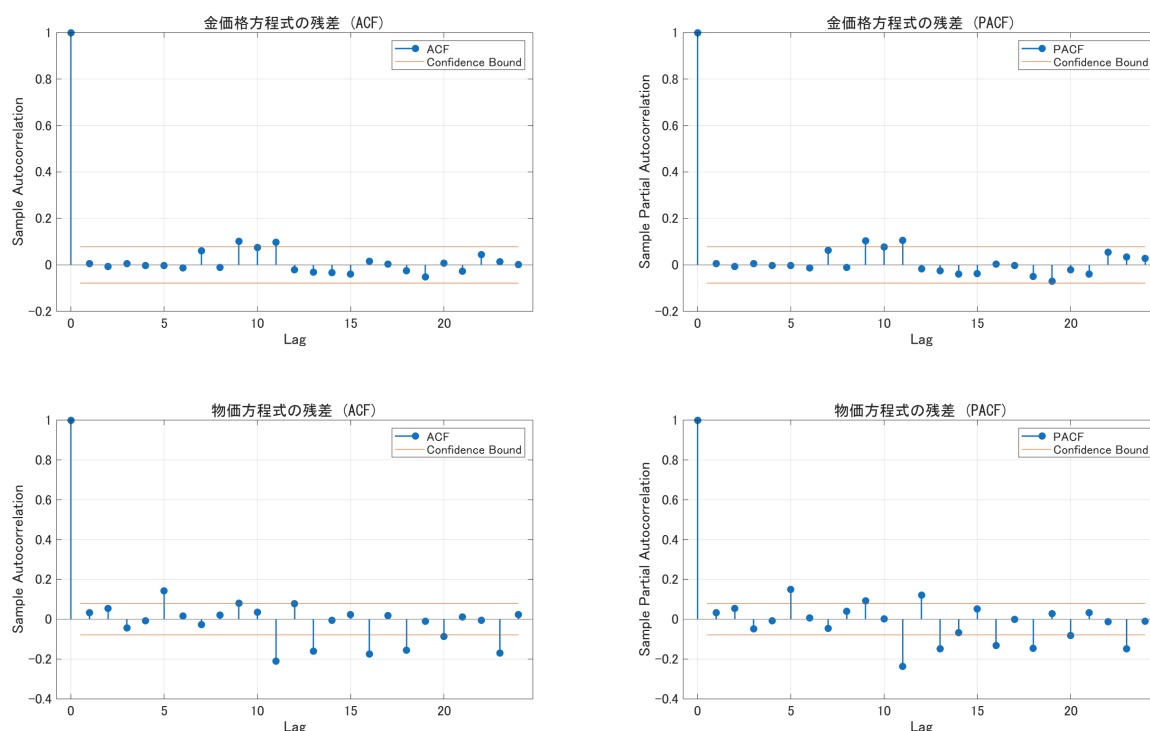
表 7: VECM の各変数のパラメータ

説明変数	金価格方程式	物価方程式
定数項	0.0163	0.0019 ***
誤差修正項 (ECT)	-0.0005	-0.0001 ***
Δ 金価格 ($t-1$)	0.0011	-0.0001
Δ 物価 ($t-1$)	10.9900 **	2.5762 ***
Δ 金価格 ($t-2$)	0.0374	-0.0000
Δ 物価 ($t-2$)	-13.7100	-3.0156 ***
Δ 金価格 ($t-3$)	-0.0068	-0.0000
Δ 物価 ($t-3$)	6.8194	1.6261 ***
Δ 金価格 ($t-4$)	0.0274	0.0002
Δ 物価 ($t-4$)	0.3000	0.0974
Δ 金価格 ($t-5$)	0.0723 *	0.0012 ***
Δ 物価 ($t-5$)	-3.5664	-0.6312 ***
Δ 金価格 ($t-6$)	-0.0746 *	0.0005 *
Δ 物価 ($t-6$)	0.2394	0.3059 ***

注: ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。

推計結果の解釈に先立ち、本推計で設定したラグ次数（6 期）が残差の系列相関を十分に除去できているかを確認するため、VECM から得られた各方程式の残差系列に対して分析を行う。図 12 に金価格方程式および物価方程式の残差の自己相関関数（ACF）および偏自己相関関数（PACF）を示す。金価格方程式の残差には特段の系列相関が確認されず、設定したラグによって金価格の変動を説明できる様子が見えてくる。

図 12: 残差の自己相関（ACF・PACF）



次に、12 ラグまでの系列相関の有無を統計的に検定する Ljung-Box 検定を表 8 に示す。表 8 の通り、金価格方程式の残差については検定統計量 19.935 ($p = 0.068$) となり、有意水準 5%において自己相関は存在しないという帰無仮説は棄却されなかった（ただし有意水準 10%では棄却される水準にあり、弱い系列相関が残存している可能性までは否定できない）。

一方で、物価方程式の残差については検定統計量 57.610 ($p = 0.000$) となり、系列相関が残存していることが示唆された。これは、物価上昇率が有する粘着性や移動平均的なプロセスが、有限次の VAR モデリングによって完全には説明しきれなかったことに起因すると推察される。この点は、後述する物価方程式の誤差修正項（以下、

ECT という。) の有意性を解釈する際に留意を要する。系列相関が残存する場合、通常の標準誤差は過小推計されうるため、物価方程式の ECT の有意性は幅をもって受け止める必要がある。他方、次に述べる弱外生性の含意を直接支えるのは、系列相関が検出されなかった金価格方程式の ECT が有意でないという結果であり、この点については上記の留保は当てはまらない。

表 8: VECM 残差の自己相関に関する Ljung-Box 検定

方程式	Q 統計量	p 値
金価格方程式	19.935	0.068
物価方程式	57.610	0.000

注: 帰無仮説は残差に系列相関は存在しない (ホワイトノイズ)。

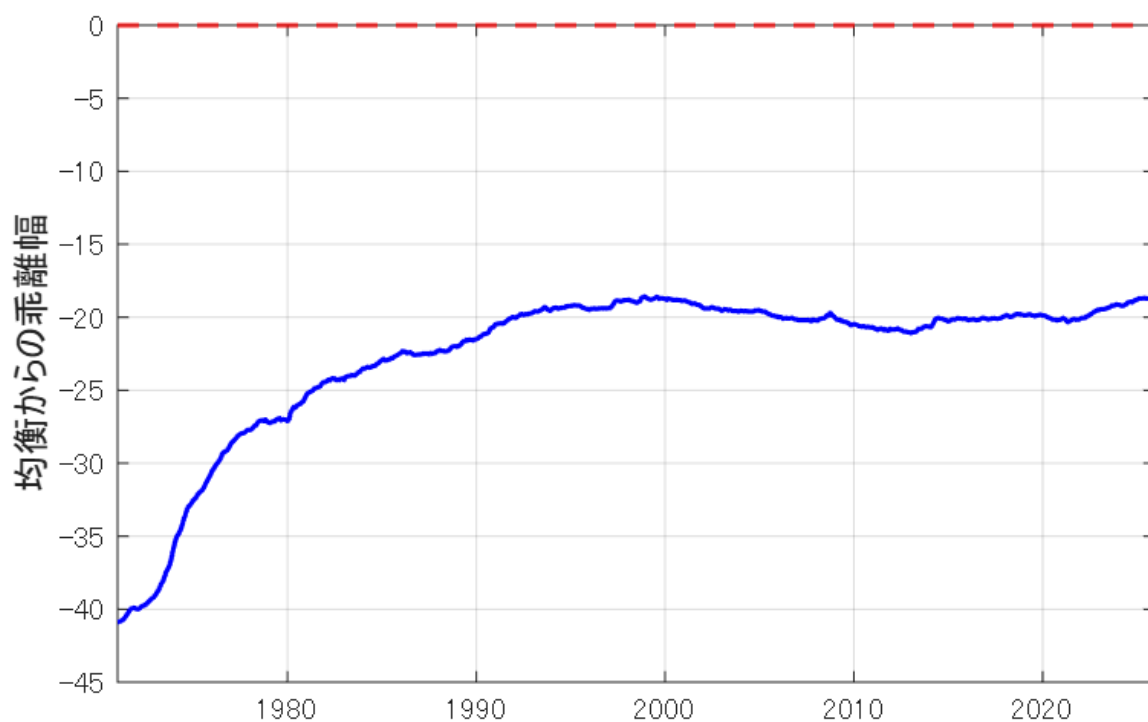
以上の結果を踏まえ、推計されたパラメータの解釈に移る。VECM の分析について特筆すべきは、金価格方程式と物価方程式における ECT の係数の非対称性である。表 7 に示す通り、物価の方程式における ECT は -0.0001 と極めて小さいものの、統計的には 1%水準で有意であった ($p < 0.01$)。これは、長期均衡から乖離が生じた場合、物価自身が自らを修正して均衡を取り戻そうとする力が働くことを示している。

一方で、金価格の方程式における ECT は -0.0005 であり、統計的には有意ではなかった ($p = 0.803$)。これは、金価格が長期均衡のズレに対して自己修正を行う機能を持たないことを示している。すなわち、金は物価に受動的に引きずられるのではなく、むしろ独立したマクロ指標として振る舞い、事後的に物価側が調整されるという弱外生性の構造を持つことが示唆される。

最後に、図 13 に VECM の長期均衡式から導出された ECT の時系列推移を示す。図 13 の推移でわかるように、ECT は長期間にわたりゼロの均衡水準へ回帰せず、特定のトレンドを描いていることがわかる。特に、期間の経過とともにマイナスの乖離幅が徐々に縮小し、ゼロ水準へ向かうトレンドが確認できる。ECT は全期間を通じて負の値をとっており、円ベースの金価格は一貫して長期均衡式が与える理論値を上回ってきたことを意味する。しかし、前述の通り金価格には弱外生性が確認されてお

り、この乖離の縮小は金価格自身が物価との均衡を取り戻そうとする自己修正機能によってもたらされたものではない。ECT がゼロへ回帰しないということは、表 7 において両式の ECT 係数がいずれも絶対値で 0.001 を下回る水準にとどまっていたこととも整合的である。すなわち、統計的な有意性の有無にかかわらず、推計された長期均衡への調整速度は月次でほぼ無視しうる大きさであり、観測期間の長さをもってしても均衡への復帰を期待できる水準ではない。むしろこの縮小は、我が国の物価の上昇に式 4 の大きな係数 (20.65) が掛かることによって理論値が押し上げられ、現実の金価格に接近した結果として生じたものである。実際、標本期間を通じて円ベースの金価格の対数値が上昇した幅は約 3.9 である一方、理論値の上昇幅は約 26 に達している。したがって、この乖離の縮小を金価格と物価の均衡回復として読むことはできず、前述の欠落変数バイアスを含む長期均衡式の性質を反映したものと解釈すべきである。

図 13: ECT の時系列推移



注：青の実線は誤差修正項（ECT）であり、式 4 の長期均衡式が与える理論値から、各時点における円ベースの金価格の対数値を差し引いた乖離幅を示す。したがって負の値は金価格が長期均衡を上回る状態、正の値は下回る状態を表す。赤の破線はゼロ、すなわち長期均衡が成立している水準を示す。

この VECM による実証結果を踏まえ、次項では、この長期均衡関係が全期間を通じて一定であったのかを問い直し、金と物価の関係性における構造変化を検証する。

4.4 金と物価の関係性における構造変化

前述（図 10）の全期間を対象とした線形回帰の推計において、2007 年以降のデータポイントが回帰直線から上方へ大きく乖離する現象が確認された。これは、ある特定の時期を境に円ベースの金価格のレジームが変化した可能性を示唆している。

この仮説を統計的に検証するため、本稿では役割の異なる 2 つの統計的検定を段階的に用いた。まず、構造変化が生じた時期の候補を特定することを目的に、構造変化の時点が未知であると仮定した Quandt-Andrews 検定（Sup-F 検定）を実施した。検定の結果、 F 統計量は 2006 年 12 月において最大値 629.5 をとった。ただし、 F 統計量は 2005 年 8 月から 2009 年 7 月にかけて最大値の 95%以上の水準で推移しており、構造変化点を特定の 1 か月に絞り込めるほどの分解能はない点に留意が必要である。次に、構造変化を許容した上での長期均衡関係を確認することを目的に Gregory-Hansen 検定を実施した。検定の結果、最小 ADF 統計量は -3.796 であり、5%臨界値 -4.95 を下回らなかった。すなわち、構造変化を伴う共和分関係は存在しないという帰無仮説は棄却されておらず、本検定によって構造変化を伴う共和分関係の存在が積極的に支持されたわけではない。もっとも、同検定は統計量を最小化する時点を与えるため、本稿ではこれを構造変化点の候補を特定する手段として用いる。推定された構造変化点は 2007 年 11 月であり、Quandt-Andrews 検定が示した 2006 年 12 月とも近接している（表 9）。

我が国の物価に対する円ベースの金価格の感応度は、2007 年 11 月以前は 0.635 と 1 を下回っており、円ベースの金は国内インフレに完全には追随できていなかった。しかし、構造変化後は 8.958 と大きく変化している。2007 年～2008 年という時期は、世界金融危機が起こる直前の時期であり、金が単なるインフレヘッジから、グローバルな金融ポートフォリオの一部へと移り変わった可能性が示唆される。この推察は、[World Gold Council \(近刊\)](#) の未公開レポートにおいて、金の金融商品化が進んだ構造

転換期として指摘されている時期（2005 年～2008 年）とも軌を一にしている⁷⁾。

表 9: 物価と金価格の変化に関する統計検定

検定手法	検定統計量	5%臨界値	構造変化点	インフレ感応度（変化前 → 変化後）
Quandt-Andrews 検定（注 1）	629.5 (Sup-F)	—	2006 年 12 月	—
Gregory-Hansen 検定（注 2）	-3.796 (ADF*)	-4.95	2007 年 11 月	0.635 → 8.958

注 1：帰無仮説は「未知の構造変化は存在しない」。全標本の間 70%（両端 15%トリミング）で各時点の Chow 検定の F 統計量を求め、その最大値を Sup-F とした。Andrews (1993) の臨界値は定常回帰を前提とするため、水準 ($I(1)$) 系列では判定に用いず、変化点の特定にのみ用いた。

注 2：帰無仮説は「構造変化を伴う共和分関係は存在しない」。切片と傾きの双方が変化するレジームシフトを許容し、最小 ADF 統計量 (ADF*) を算出した。臨界値は Gregory and Hansen (1996) (Regime Shift、説明変数 1 個) による。

4.5 金価格のダイナミズムの包括的検証と構造変化の実証

これまでの分析により、金価格は物価と長期均衡関係を持つこと、ならびに 2007 年 11 月を境にインフレ感応度が上昇する構造変化を起こしたことが統計的に示唆された。しかし、グローバルに取引される実物資産である金価格のダイナミズムを国内のインフレ指標という単一の変数のみで完全に説明することは限界がある。そこで本項では、金価格の長期的な変動要因の構造変化をより多角的に捉えるため、3 つの多変量回帰モデルを構築し、比較推計を行う。モデル 1 は、伝統的なインフレヘッジの枠組みを踏襲し、国内の消費者物価指数と世界株式 (MSCI) のみを用いたモデルである。モデル 2 は、WGC が提唱する GLTER2.0 の枠組みに基づき、物価の代わりにマネーサプライと世界名目 GDP を用いたモデルである⁸⁾。そしてモデル 3 は、これらすべてのマクロ変数を統合した包括モデルである。また、前項で特定された 2007 年 11 月の構造変化を捉えるため、全モデルにおいてダミー変数および各マクロ変数との交差項を導入する。

7) なお、本稿で言及する金価格の構造変化に関する知見は、現在 World Gold Council が出版準備中である未公開資料 (“Gold’s Long-Term Expected Return 2.0(GLTER2.0)”) に基づくものである。

8) WGC が提唱する GLTER2.0 の基本思想は、実物資産である金の価値が世界の名目 GDP の拡大およびマネーサプライの増加に比例して押し上げられるという仮説に基づいている。同時に、競合する金融資産である株式市場の動向が、金に対する代替効果として作用すると仮定する。本モデルにおいてマネーサプライ (M2) や株式収益率等を説明変数として組み込むアプローチは、現在 World Gold Council が出版準備中である未公開資料 (“GLTER2.0”) および関連するプレゼンテーションの知見に依拠している。

なお、使用するデータは世界の経済成長を示す変数として世界名目 GDP (GDP)、マネーサプライを示す変数として米国の M2、世界株式を示す変数として MSCI-World (World) 指数を用いた⁹⁾。このうち世界名目 GDP は年次系列でのみ利用可能であるため、各年 6 月を基準点とする 3 次スプライン補間により月次系列へ変換している。本分析において推計した 3 つの線形回帰モデルは以下の通り定式化される。ここで、 t は時点 (月次) を表し、 D_t は 2007 年 11 月以降を 1、それ以前を 0 とする構造変化ダミー変数である。 β は全期間に共通するベースラインの係数、 δ は 2007 年 11 月の構造変化によって生じた係数の変化分を示している。また、 Gold_t (円ベースの金価格) および CPI_t (我が国の消費者物価指数) は前項までと同じ定義であり、 M2_t は米国のマネーサプライ (M2)、 GDP_t は世界名目 GDP、 World_t は MSCI-World 指数を表す。これら 5 変数は、いずれも上昇率ではなく指数値の水準の自然対数値であり、したがって各係数は水準に対する弾力性として解釈される。

モデル 1

$$\text{Gold}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{CPI}_t + \beta_2 \text{World}_t + \delta_0 D_t + \delta_1 (\text{CPI}_t \times D_t) + \delta_2 (\text{World}_t \times D_t) + \varepsilon_t \quad (5)$$

モデル 2

$$\text{Gold}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{M2}_t + \beta_2 \text{GDP}_t + \beta_3 \text{World}_t + \delta_0 D_t + \delta_1 (\text{M2}_t \times D_t) + \delta_2 (\text{GDP}_t \times D_t) + \delta_3 (\text{World}_t \times D_t) + \varepsilon_t \quad (6)$$

モデル 3

$$\begin{aligned} \text{Gold}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{CPI}_t + \beta_2 \text{M2}_t + \beta_3 \text{GDP}_t + \beta_4 \text{World}_t \\ & + \delta_0 D_t + \delta_1 (\text{CPI}_t \times D_t) + \delta_2 (\text{M2}_t \times D_t) + \delta_3 (\text{GDP}_t \times D_t) + \delta_4 (\text{World}_t \times D_t) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

9) 出所：世界銀行、IMF、Bloomberg、MSCI のデータに基づき筆者作成

推計結果は表 10 の通りである。推計結果から、現代の金価格のダイナミクスを説明する上で、以下の 3 つの示唆が得られた。第 1 に、グローバル・マクロ変数を統合した包括的モデルの優位性である。自由度調整済み決定係数 (R^2) は、モデル 1 (0.867) からモデル 3 (0.897) へと上昇し、平方根平均二乗誤差 (RMSE) も 0.269 から 0.238 へ改善している。これは、円ベースの金価格が国内インフレという単一要因だけでは説明不可能であり、マネーサプライや世界の GDP の成長が価格形成に影響を及ぼすことを統計的に裏付けるものである。

第 2 に、2007 年以降における国内インフレ感応度の非線形な上昇である。モデル 3 において、2007 年以前の物価の係数は 0.619 であったが、構造変化ダミーとの交差項 ($\text{CPI} \times D_t$) の係数は 3.482 と極めて高い有意性 (1%水準) を示している。両者を合算すると、構造変化後のインフレ感応度は約 4.1 に達する。

第 3 に、伝統的資産からの独立性である。モデル 3 における世界株式の係数は -1.078 であり、株価が上昇する局面では金が売却される純粋な代替資産であった。しかし、2007 年以降の構造変化項 ($\text{World} \times D_t$) が 1.020 と強い正の値を示し、過去の負の感応度の大部分を相殺している。これは、2000 年代後半の金 ETF の普及や世界金融危機を経て、株式が上がれば売られる代替資産から、伝統的資産とは相関が低いながらも、世界経済の成長の恩恵を受ける金融資産へと位置づけが変わりつつあることが示唆されるものである。

1971 年以降の月次データを用いた推計結果、および実際の円建て金価格とモデル推計値の推移は表 10 の通りである。まず、各変数の統計的有意性を確認すると、世界名目 GDP と世界株式は 1%水準で有意であり、マネーサプライも 1%水準で有意となった。また、実際の金価格とモデル推計値の推移 (図 14) をみると、本モデルは 2007 年の構造変化を捉えており、長期にわたる円建て金価格を説明できている。

なお、式 7 の推計に際しては、変数が非定常過程である可能性を考慮し、推計によって得られた残差に対して ADF 検定を実施した。その結果、有意水準 5%で単位根の帰無仮説が棄却され、残差の定常性が確認されたため、本推計が見せかけの回帰ではないことを付記しておく。

表 10: 3 つのモデルに基づく推計結果 (2007 年 11 月を構造変化点とした場合の比較)

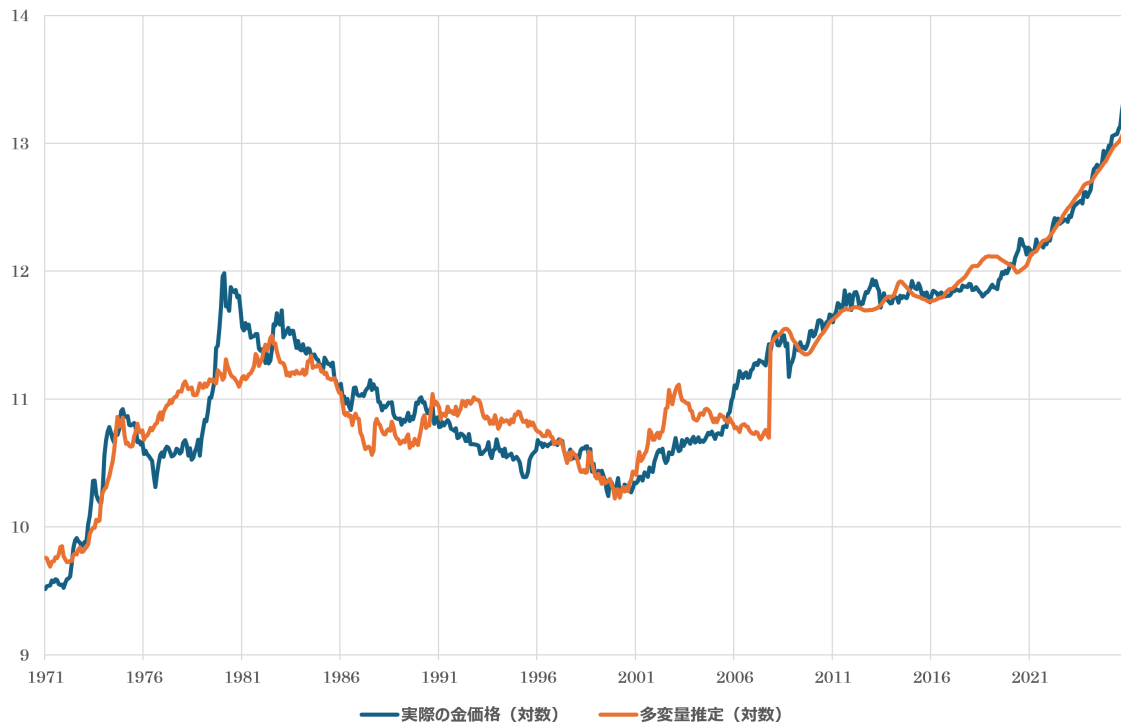
説明変数	モデル 1	モデル 2	モデル 3
物価	1.873*** (0.069)		0.619*** (0.121)
マネーサプライ		0.593*** (0.129)	0.533*** (0.124)
世界名目 GDP		1.055*** (0.111)	0.692*** (0.128)
世界株式	-0.499*** (0.022)	-1.243*** (0.041)	-1.078*** (0.051)
Dummy	-21.911*** (3.245)	-50.150*** (10.247)	-58.180*** (9.984)
物価 × Dummy	3.518*** (0.847)		3.482*** (0.789)
マネーサプライ × Dummy		-1.033*** (0.218)	-0.810*** (0.212)
世界名目 GDP × Dummy		1.537*** (0.374)	1.343*** (0.382)
世界株式 × Dummy	0.969*** (0.101)	1.501*** (0.150)	1.020*** (0.159)
定数項	5.566*** (0.216)	-18.712*** (2.435)	-10.846*** (2.806)
観測数 (N)	660	660	660
自由度調整済み R^2	0.867	0.888	0.897
RMSE	0.269	0.247	0.238

注: 括弧内は標準誤差。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。

4.6 2007 年以降の超過リターンの源泉と今後の展望

これまでの実証分析（表 9 で確認されたインフレ感応度の構造変化、式 4 における分析結果、およびモデル 3 における推計（図 14））が示す通り、近年の円建て金価格は国内物価上昇率だけでは説明できないことが明らかとなった。本稿では、この国内

図 14: 金価格とモデル推計値の推移



の消費者物価上昇率を大幅にアウトパフォームしているプレミアム部分を、実務的な観点から物価に対する超過リターンと定義する。前節の式 7 で定量的に確認された通り、2007 年以降にこの超過リターンを構造的に生み出してきた主要な源泉は、国内物価に対する感応度の大幅な上昇（0.619 から約 4.10 へ）と、世界名目 GDP の成長に対する感応度の高まり（0.692 から約 2.04 へ）である。加えて、世界株式に対する代替効果がほぼ消失した（-1.078 から約 -0.06 へ）ことも、金が株式との綱引きから解放され、独自の価格形成を行うようになったことを示している。

ただし、マネーサプライの扱いには留意が必要である。表 10 の通り、構造変化前のマネーサプライの係数は 0.533 と 1%水準で有意な正であったものの、構造変化ダミーとの交差項が -0.810 であるため、両者を合算した 2007 年以降の限界的な感応度は約 -0.28 とわずかに負に転じている。すなわち、本稿の水準回帰からは、2007 年以降について「マネーサプライの拡大それ自体が金価格を押し上げた」と読み取ることとはできない。法定通貨の希薄化という経路は、構造変化前の期間においてより明確に観察されるものであり、2007 年以降の超過リターンの源泉としては、上記の物価感応度と世界名目 GDP を中心に理解すべきである。

したがって、この超過リターンが今後も持続するのか、あるいはアンワインド（巻き戻し）局面に入るのかはこれらマクロ変数の今後の動向に強く依存することになる。具体的には、以下の持続とアンワインドのシナリオが考えられる。

第1に、持続シナリオである。世界経済が名目ベースで拡大を続け、かつ国内物価に対する高い感応度が維持される場合には、本稿の推計は金が超過リターンを維持する方向と整合的である。また、中央銀行による底堅い需要が持続し、地政学リスクや株式市場との無相関性が維持されるならば、機関投資家が分散投資の一環としてポートフォリオに金や実物資産を組み入れる局面において、名目 GDP の成長を反映する形で価格形成がなされる可能性がある。

第2に、逆に、超過リターンがアンワインド局面に入るトリガーは、実質金利の正常化と流動性の収縮であろう。中央銀行が量的引き締め（QT）を進めるとともに、インフレ抑制のために政策金利を引き上げることを通じて、実質金利が長期にわたって自然利子率を上回る状態となった場合、金価格は単なる物価連動資産へと回帰、あるいはそれを下回るリターンとなることが想定される。世界名目 GDP の成長が鈍化する局面も、同様に超過リターンを押し下げる方向に作用すると考えられる。

なお、以上の2つのシナリオは、いずれも本稿の推計期間において観察された関係が今後も維持されることを前提とした条件付きの整理であり、将来のリターンの水準や方向を予測するものではない。

5 おわりに

本稿では、1971 年のブレトンウッズ体制崩壊以降、自由市場で取引される投資資産へと位置づけが変わった金の価格決定メカニズムについて、ヒストリカルデータと計量時系列モデルを用いた多角的な実証分析を行った。本分析を通じて明らかになった事実は、以下の 3 点に集約される。

第 1 に、相関分析（表 1）において金が外国債券を除き国内外の伝統的資産と長期間にわたり無相関を維持している点、ストレステスト（図 9）において株式市場のクラッシュ時にも独自の下落耐性を有していること、VECM による検証から、金価格は長期均衡からの乖離に対して自己修正を行わない弱外生性を有していることは、金の独立性を裏付けるものであった。また、同モデルにおいて、金価格と物価の間に長期均衡からの乖離が生じた際、金価格方程式の誤差修正項（ECT）は有意とならず、物価方程式の ECT のみが有意となった。これは、不均衡が生じた際に金価格が自己調整するのではなく、マクロ変数である国内物価側が調整の役割を担う関係にあることを示唆するものであった。ただし、ここでいう非対称性は、長期均衡からの乖離をどちらの変数が解消するかという意味での役割の違いであり、短期的にどちらが他方の変動を予測するかという意味での先行関係を示すものではない点には留意が必要である。

第 2 に、構造変化点を探索する 2 つの統計的検定により、構造変化の候補時点が 2006 年 12 月から 2007 年 11 月にかけての時期に絞り込まれた。そして、この時点を境とするダミー変数および交差項を導入した多変量回帰（表 10）において、国内物価に対する感応度の上昇が有意に検出された。すなわち、金のインフレ感応度の上昇を統計的に支えているのは、構造変化点の探索そのものではなく、その時点を置いたうえでの回帰結果である。この変化は、金が単なる国内のインフレヘッジ資産から、グローバルな金融ポートフォリオの一部へとその性質を移行させたことを示唆するものである。

第 3 に、上記の伝統的モデルの限界と構造変化を踏まえ、WGC が提唱した

GLTER2.0 による推計によって、現代の金は、2007 年を境に国内物価に対する感応度を大幅に高めるとともに、伝統的資産とは相関が低いながらも世界名目 GDP の成長の恩恵を享受する、独立した金融資産へと進化していることが統計的に実証された。他方、マネーサプライについては、構造変化後の限界的な感応度が負に転じており、本稿の水準回帰の枠組みでは法定通貨の希薄化を 2007 年以降の押し上げ要因として位置づけることはできなかった。この点は、水準回帰とは異なる枠組みによる検証を要する今後の課題である。

これらの実証結果は、機関投資家が実物資産を投資対象として検討する際の示唆を与えるものであると考える。金は単なるインフレ時の防衛資産や株式の代替という旧来の枠組みを脱却しつつある。グローバル経済の成長を享受しつつ、株式市場のボラティリティから独立して機能する独立した資産区分として、ポートフォリオの最適化プロセスに組み入れる合理性が示唆される。

ただし、本分析における GLTER2.0 の実証は、実質金利を明示的に組み込んでいないという限界も残している。今後の金価格の持続性、あるいは超過リターンのアンワインド（巻き戻し）を展望する上で、本稿の分析で示されたインフレ動向やマネーサプライの変化は、最終的に実質金利の動向として金市場に波及する可能性がある。金はそれ自体がキャッシュフローを生まない実物資産であるため、名目金利からインフレ率を差し引いた実質金利が低位に留まる環境下において、相対的な資産としての魅力度が向上する構造を持つ。もっとも、その実質金利が緩和的か引き締めのかは絶対水準のみでは測れず、経済の中立的な均衡水準である自然利子率との比較によって初めて定まる。したがって、中央銀行の金融引き締め（QT や利上げ）が金価格に及ぼす影響を正しく評価するためには、単なる名目金利の水準ではなく、マクロ経済の中長期的な均衡点を示す自然利子率との相対的な関係をモデルに統合する必要がある。自然利子率の推計とその金価格モデルへの実装によるフレームワークの拡張については、次回の実証研究の課題としたい。

Appendix 1：伝統的資産の期間別の収益率、リスク

表 11 に全期間の収益率（年率）の推移を示す。1970 年代は金の収益率が最も高く、1980 年代から 1990 年代は、金の収益率はマイナスに沈む時期もあった。しかし、2000 年代以降は金の収益率が堅調に推移し、全期間を通じた収益率（7.38%）は外国株式（6.55%）を上回り、全資産の中で最も高い水準となっている。続いて、リスク（ボラティリティ）の推移を表 12 に示す。金のリスクが最も高かった時期は 1970 年代であり、年率 24%に達していた。1990 年代以降は 1980 年代に比べて低下し、年率 14～17%程度で推移しているものの、全期間を通じたリスクは 18.74%と、国内外の株式並みの高い水準となっている。

表 11: 各年代別の収益率の推移

	国内債券	国内株式	外国債券	外国株式	金	為替（ドル円）
1970 年代	8.21%	13.64%	1.43%	-2.83%	28.07%	-4.36%
1980 年代	7.96%	19.47%	5.82%	6.91%	-7.29%	-5.01%
1990 年代	6.29%	-6.95%	3.85%	11.09%	-6.48%	-3.33%
2000 年代	1.76%	-5.68%	7.14%	-3.29%	13.20%	-0.97%
2010 年代	1.91%	8.41%	3.94%	12.84%	4.91%	1.56%
2020 年代	-2.46%	13.41%	6.09%	21.05%	26.54%	6.30%
全期間	4.26%	5.95%	4.66%	6.55%	7.38%	-1.49%

表 12: 各年代別のリスクの状況

	国内債券	国内株式	外国債券	外国株式	金	為替（ドル円）
1970 年代	3.43%	15.99%	9.93%	17.96%	23.82%	9.89%
1980 年代	3.84%	13.11%	12.49%	20.34%	22.95%	12.77%
1990 年代	4.17%	24.57%	11.46%	18.67%	15.40%	12.21%
2000 年代	2.03%	21.05%	10.33%	19.79%	17.00%	10.04%
2010 年代	1.74%	17.32%	8.68%	15.87%	13.93%	9.04%
2020 年代	2.51%	17.14%	6.21%	19.94%	13.91%	9.98%
全期間	3.27%	18.85%	10.26%	18.81%	18.74%	10.82%

Appendix 2：伝統的資産の時系列ボラティリティ

本編第 3 節で言及した、伝統的 4 資産（国内債券、国内株式、外国債券、外国株式）における過去の時系列ボラティリティと、歴史的イベントに対する各資産の特徴について、以下の通り補足する。

国内債券

金利の高かった 1970 年代から 2000 年代までは、年率 8%を超える変動を見せた時期が存在した。特に 1990 年代後半には、大蔵省資金運用部が国債の買い入れ停止を発表したことで、需給悪化懸念から長期金利が急騰し、ボラティリティが高まった。他方、中央銀行の非伝統的金融政策により金利が極めて低水準に押し下げられた 2000 年以降は、年率 4%未満の非常に安定した推移となった。しかし、2021 年以降はグローバルなインフレや金融政策の転換によって、一時的に 5%を超える水準の変動が見られるなど、過去 20 年間の低ボラティリティ環境から変化の兆しがみられ始めている。金との相関については、全期間を通じて逆相関もしくは相関がない状況が一貫して続いている（図 15）。

国内株式

1990 年初頭のバブル崩壊、1997 年頃の国内金融システム危機、2008 年頃の世界金融危機、2011 年頃の東日本大震災、2020 年頃のコロナショックなど国内外のテールリスクが顕在化した局面に際して、ボラティリティが高まりを見せている。金との相関については、世界金融危機時において一時的に正の相関が高まったことを除き、無相関の状況が続いている。

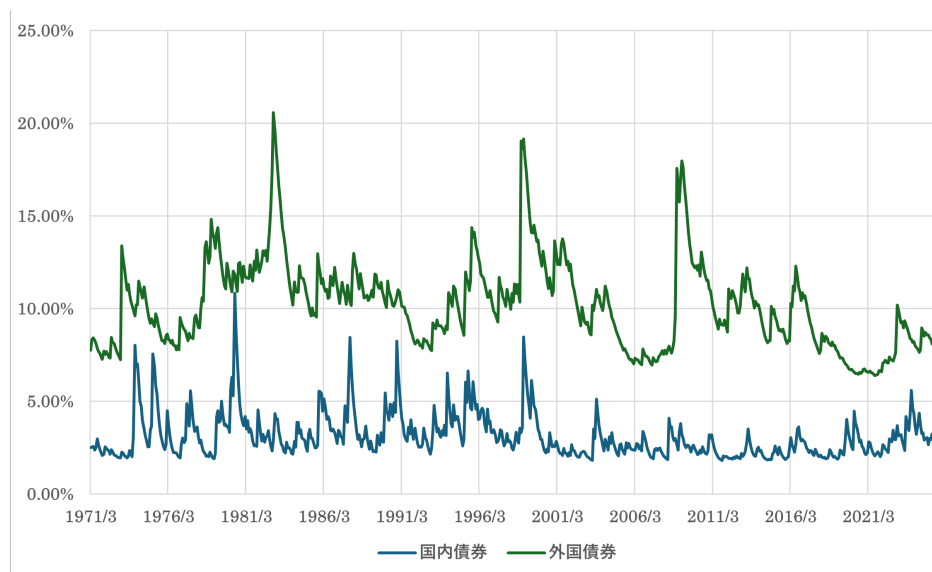
外国債券

1980 年代前半のボルカー FRB 議長（当時）による超高金利政策の時代や、2008 年ごろの世界金融危機など、主にグローバルなマクロショックの発生時にボラティリティが高まる傾向にある。金との相関については、1980 年以降、0.3 から 0.5 の水準で安定的に推移しており、伝統的資産の中では相対的に高い連動性を示している。

外国株式

1987 年頃のブラックマンデー、2000 年代の IT バブル崩壊、2008 年ごろの世界金融危機、2020 年頃のコロナショックといったグローバルなテールリスクの顕在化時にボラティリティが高まっている。金との相関は、国内株式と同様、世界金融危機時における一時的な正の相関を除けば、長期的に無相関の傾向が続いている。

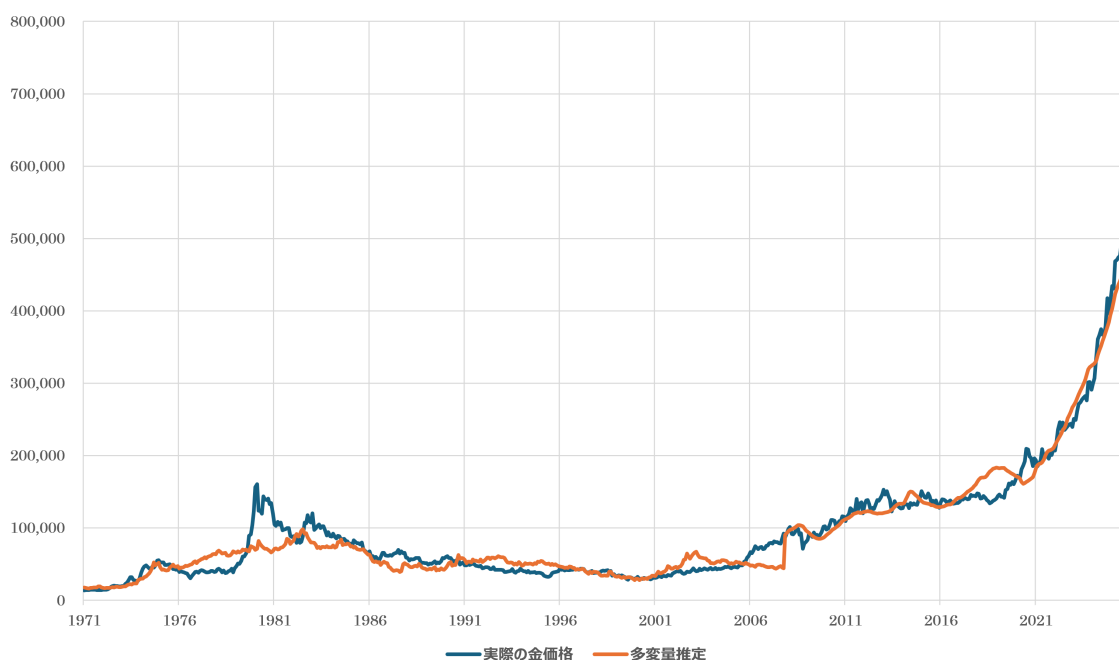
図 15: 国内債券・外国債券の時系列ボラティリティ（年率）



Appendix 3：モデル 3 の実価格ベースでの推計結果

本文のモデル 3 は対数ベースで推計したものであるが、価格水準の直感的な把握を補うため、推計値を実際の円建て金価格の水準に変換した結果を示す。具体的には、対数値 $\ln Gold_t$ を指数変換し、 $Gold_t = \exp(\ln Gold_t)$ として価格水準の推計値を得た。図 16 から、実価格ベースでもモデル 3 が長期趨勢と 2007 年以降の水準変化をよく捉えていることが確認できる。一方、2020 年代後半の急騰局面では実際の価格がモデル推計値を上回っており、足元の上昇の一部がモデルのマクロ変数だけでは説明しきれない可能性を示唆している。

図 16: モデル 3 による実価格ベースの推計値と実際の金価格（円建て、1971–2025 年）



参考文献

- Harmston, S. (1998). Gold as a Store of Value. *World Gold Council Research Study No. 22*.
- Andrews, D. W. K. (1993). Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica*, 61(4), 821-856.
- Barsky, R. B., Epstein, C., Lafont-Mueller, A., & Yoo, Y. (2021). What drives gold prices?. *Chicago Fed Letter*, (464).
- Batten, J. A., Ciner, C., & Lucey, B. M. (2014). The macroeconomic determinants of volatility in precious metals markets. *Resources Policy*, 39, 65-72.
- Baur, D. G., & Lucey, B. M. (2010). Is Gold a Hedge or a Safe Haven? An Analysis of Stocks, Bonds and Gold. *The Financial Review*, 45(2), 217-229.
- Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
- Erb, C. B., & Harvey, C. R. (2013). The Golden Dilemma. *Financial Analysts Journal*, 69(4), 10-42.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- Jermann, U. J. (2022). Gold's Value as an Investment. *National Bureau of Economic Research* (No. w29974).
- Nguyen, D. B. B., Prokopczuk, M., & Wese Simen, C. (2019). The Risk Premium of Gold. *Available at SSRN 3074549*.
- O'Connor, F. A., Lucey, B. M., Batten, J. A., & Baur, D. G. (2015). The financial economics of gold—A survey. *International Review of Financial Analysis*, 41, 186-205.
- Worthington, A. C., & Pahlavani, M. (2007). Gold investment as an inflationary hedge: Cointegration evidence with allowance for endogenous structural breaks. *Applied Financial Economics Letters*, 3(4), 259-262.
- World Gold Council. (2024). Gold's Long-Term Expected Return. *World Gold Council*.
- World Gold Council (近刊). Gold's Long-Term Expected Return 2.0 未出版草稿.