



商品先物市場の価格発見

岩壺, 健太郎

徐, 涛

(Citation)

国民経済雑誌, 212(2):15-24

(Issue Date)

2015-08

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/E0040518>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/E0040518>



商品先物市場の価格発見

岩 壺 健 太 郎
徐 涛

国民経済雑誌 第212巻 第2号 抜刷

平成27年8月

商品先物市場の価格発見

岩 壺 健 太 郎
徐 涛

世界中の商品取引所で取引時間が拡大され、いつでも取引が可能になった結果、国境をまたいだ裁定取引が盛んに行われている。本稿では、ロンドンの金の現物価格とNYおよび東京の金先物価格を用いて、価格決定の主導権はどの市場にあるかを分析する。分析の結果、世界的に最も取引量の多いロンドン市場の価格発見力が優れていること、さらに先物取引では最も盛んなNYの先物市場の価格発見力が東京を凌いでいることが確認された。また、ドル建てのNY価格と円建ての東京価格、および円ドルレートの3変数を用いた分析では、NY市場の価格発見力が他の2変数を凌いでいることが明らかになった。

キーワード 商品先物、価格発見、金、マイクロストラクチャー

1 はじめに

金は世界の株式市場との連動が低いことや他のコモディティよりも価格変動が穏やかであるため、ポートフォリオのリスク分散、インフレヘッジや為替ヘッジ、長期の購買力の保持を目的として、これまで盛んに利用されてきた。また、金は現物のみならず、先物、ETF、他のデリバティブ商品などの金の金融派生商品も世界各地で取引されている。

特筆すべきは、金価格は日本の国内の需給要因だけでなく、海外要因にも多くの影響を受けていることであろう。金は均一的な品質を保っているため、世界中の取引所で価格差が生じると、投機家らの裁定取引によって価格差が解消していくからである。では、金価格に影響を与える情報は世界中のどの市場から発生し、どのように価格に反映されていくのだろうか。「価格決定の主導権はどの市場にあるのか」という問いは市場間の優劣を左右するだけでなく、価格の効率性を判断する上でも重要な問題である。

そこで本稿では、金市場の価格発見について分析を行う。価格発見とは、均衡価格に到達するまでに価格が新しい情報を取り入れる動学的な過程をいう。まず、世界中にある金市場の中でロンドン、NY、東京の金価格を用いて、どの市場情報が金の効率価格に最も大きな影響を与えているかを分析する。ロンドンの価格とは金の取引に関して世界的に重要な地位

を占めているロコ・ロンドン市場と呼ばれる店頭市場の価格である。それに加えて、米国 NYMEX の COMEX 部門において取引されている金の先物価格と、日本の東京商品取引所で取引されている先物価格を分析対象とする。ロンドンと NY の価格はドル建てであり、東京の価格は円建てであるため円ドルレートで換算してドル建て表示に統一する。

ロンドン、NY、東京の3つの価格はいずれも金という同質財の価格であり、一物一価の成立が期待されるが、厳密な一物一価が成立しているとは限らない。まず、金の先物価格は満期までの期間に応じて金利の分だけ現物価格よりも高く、取引最終日に近づくにつれ先物価格が現物価格に収束するというのが伝統的な先物価格理論として知られている。とはいえ、現実には市場が異なることによって生じる流動性リスクやベースリスク、手数料等の諸経費によって満期においても先物価格と現物価格が一致しないことがありえる。

また、NY の先物市場で最も盛んに取引されている限月は期近物であるのに対し、東京の先物市場で最も盛んに取引されている限月は期先物である。一般的に、期近物の価格には現物の需給バランス、期先物の価格には将来の期待が反映されるといわれており、異限月間の価格の差を反映して鞘取りを行う投資家も多い。

しかし、これらの3つの価格は同じ情報の影響を受けることから、長期的には一定な関係が保たれている。統計的にいえば、3つの価格は共和分の関係にある。そこで、本稿ではまず、価格間の共和分関係を利用して、3市場における効率価格の情報の発信源を探る。

さらに、2つめの分析として、NY におけるドル建ての金価格と東京における円建ての金価格および円ドルレートを用いて、NY と東京と為替のどの情報が金の効率価格に影響しているかを検証する。ドル建て NY 金価格と円建ての東京金価格についても長期的な共和分の関係が見られることを利用して、1つめの分析と同様の分析を行う。WGC (2014) は金価格の変動に影響を与える要素として、ドルの実効レートが最も影響力が高いことを示しており、為替レートが金の効率価格に影響している可能性を否定できない。

価格発見力を計測する方法として、Hasbrouck (1995) の IS (Information share) 指標と Gonzalo and Granger (1995) の PT (Permanent-transitory) 指標を用いる。いずれも同じ資産が複数の市場に上場されており、それらの間にある共和分関係がある場合にベクトル誤差修正モデルを推計することで作成される指標である点は共通しているが、その考え方は異なる。

まず、IS 指標は各資産に共通するランダムウォークのイノベーションの分散に注目し、そのイノベーションの分散のうち、各市場が占める割合を計算したものである。共和分のランダムウォーク部分を効率価格と見なし、その作り出すイノベーションの分散分解を行うことで効率価格の決定を主導する市場を決めることになる。

一方、PT 指標とは、各市場の価格のうち、どの価格がどの価格に鞘寄せされているかを

直接的に推計することによって得られる。PT 指標はその鞅寄せ度合いを表し、ロンドン価格が NY 価格に鞅寄せされている場合には NY 価格の価格発見力が高いと、事後的な値動きによって見なすことができる。

これらの指標を推計することで、NY、ロンドン、東京の 3 市場の価格発見の貢献度を測る。Hasbrouck (1995) の IS 指標が各市場の貢献度の上限と下限を与えるのに対して、Gonzalo and Granger (1995) の PT 指標は一意的な値を与える。

本稿の構成は以下の通り。2 節では IS 指標と PT 指標の推計方法を説明する。ともに、誤差修正モデルを基にして推計されるものである。3 節ではデータを詳述する。4 節は推計結果を示し、5 節で結論を述べる。

2 推 計 方 法

2.1 多変量 VECM

ロンドン、NY、東京で取引されている金価格は共和分関係にあるので、ベクトル誤差修正モデル (VECM: Vector Error Correction Model) で表現する。VECM は以下の通りに表される。

$$\Delta p_t = \mu + \alpha \beta' p_{t-1} + \sum_{k=1}^n A_k \Delta p_{t-k} + e_t \quad (1)$$

ここで、 $p_t = (p_{1t}, p_{2t}, p_{3t})'$ は 3 市場の価格の対数表示であり、時には一物一価から乖離することがあるが、通常は裁定取引によって非常に近い値をとっていることが想定される。いずれも非定常の I (1) 過程であり、階差をとった Δp_t は定常過程に従っている。

VECM は 2 つの要素から構成されている。第 2 項 ($\alpha \beta' p_{t-1}$) は価格の長期的な共和分関係を表し、第 3 項以降 ($\sum_{k=1}^n A_k \Delta p_{t-k}$) は市場の不完全性に起因する短期的な価格変化を表す。Harris et al. (1995) によると、誤差修正項の動学的な変動は 3 市場の価格差に対して、新たな情報をもたらす市場の調整を表している。

$z_{t-1} = \beta' p_{t-1}$ は誤差修正項であり、 p_t に含まれる価格が共和分関係にあることからそれらの線形結合は定常過程に従っている。そのため β は共和分ベクトルと呼ばれる。 α は誤差修正項に係る係数で調整速度を表している。 k はラグ数を表し、赤池情報量基準 (AIC) で決定される。最後に、 $e_t = (e_{1t}, e_{2t}, e_{3t})'$ は平均がゼロの系列相関のない誤差項であり、その分散共分散行列 Ω は 3×3 の対称行列となる。

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \rho_{12} \sigma_1 \sigma_2 & \rho_{13} \sigma_1 \sigma_3 \\ \rho_{12} \sigma_1 \sigma_2 & \sigma_2^2 & \rho_{23} \sigma_2 \sigma_3 \\ \rho_{13} \sigma_1 \sigma_3 & \rho_{23} \sigma_2 \sigma_3 & \sigma_3^2 \end{bmatrix}$$

ここで、 σ_i^2 は e_{it} の分散であり、 ρ_{ij} は e_{it} と e_{jt} の条件付き相関係数 ($i, j = 1, 2, 3; i \neq j$)

である。

2.2 Hasbrouck (1995) の IS 指標 (情報シェア)

Hasbrouck (1995) の定義する情報シェアとは、関連する金融資産すべてに恒久的に織り込まれている情報の合計に対する各金融資産の情報の割合を指す。まず、(1)式の VECM を VMA (vector moving average) 表現に書き換える。

$$\Delta p_t = \Psi(L)e_t \quad (2)$$

VMA 表現とは VECM の誤差項とそのラグによって表される表現方法である。 $\Psi(L)$ とはラグベレーターといわれるもので、誤差項とそのラグの線形結合を簡略化したものである ($\Psi(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \Psi_j L^j$)。

(2)式の積分形は

$$p_t = p_0 + \Psi(1)(\sum_{s=1}^t e_s) + \Psi^*(L)e_t \quad (3)$$

と書ける。ここで、 $\Psi(1)$ は移動平均 (VMA) の係数を足したものであり、各市場価格に対して及ぼす長期の影響を表している。(3)式の右辺第 1 項が恒久的なショックの影響、右辺第 2 項が一時的なショックの影響を表す。

$z_t = \beta' p_t$ が共和分関係にあり定常過程に従うことと $\sum_{s=1}^t e_s$ が非定常過程に従うことから、共和分ベクトル β と累積インパルス応答 $\Psi(1)$ との間には $\beta' \Psi(1) = 0$ という関係が存在する。これより、 $\Psi(1)$ の行ベクトルがすべて同じであることが示せる。 $\Psi(1)$ の共通行ベクトルを $\phi = (\phi_1, \phi_2, \phi_3)$ と書くと、

$$p_t = p_0 + \iota \phi (\sum_{s=1}^t e_s) + \Psi^*(L)e_t \quad (4)$$

となる。ここで、 $\iota = (1, 1, 1)'$ の列ベクトルである。

IS 指標は各価格に共通するランダムウォークのイノベーションの分散 ϕe_t に占める各市場の情報の割合であるので、 Ω が対角行列のとき第 i 番目の市場の IS 指標は

$$IS_i = \frac{\phi_i^2 \sigma_i^2}{\phi \Omega \phi'}$$

として定義される。ただし、 ϕ_i^2 はベクトル ϕ の第 i 列要素の 2 乗を指す。

各市場のショック (誤差項) に相関があり Ω が対角行列でなければ、 Ω をコレスキー分解した F を用いて IS 指標を定義する。

$$IS_i = \frac{([\phi F]_j)^2}{\phi \Omega \phi'}$$

ここで、 $[\phi F]_j$ は $(1 \times n)$ ベクトルの ϕF の第 j 列要素を表している。この場合、VECM の推計において各市場価格の順序によって IS 指標は異なっておりそれぞれの市場の上限と下限を提示することで各市場の比較を行う。

2.3 Gonzalo and Granger (1995) の PT 指標

PT 指標とは、価格ベクトル P_t を 3 つの価格の共通トレンドである共通ファクター f_t と一時的な影響を表す g_t に分解するときの共通ファクター f_t に注目する。

$$P_t = f_t + g_t \quad (5)$$

Gonzalo and Granger (1995) は次の 2 つの仮定を課すことで共通ファクター f_t を一意に特定できることを示した。その条件の一つは I (1) の共通ファクター f_t は、以下のように各市場の価格 P_t の線形結合で表現される。

$$f_t = \alpha' P_t$$

もう一つの仮定は、I (1) の共通ファクターで説明することのできない P_t の一部分は P_t に対して一時的な影響しかもたないというものである。

α の直行補空間を α_{\perp} とおき、 α_{\perp} に属するベクトルの全体を 1 (全要素を足すと 1) となるように基準化したものが PT 指標となる。つまり、 $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3)'$ $\alpha_{\perp} = (\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3)'$ とすると、PT 指標は $\alpha_1 \gamma_1 + \alpha_2 \gamma_2 + \alpha_3 \gamma_3 = 0$ となる $\alpha_{\perp} = (\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3)'$ がそれに相当する。

3 データ

本節ではまず、ロンドンと NY と東京の金市場について簡単に解説する。ロンドンにある LBMA (London Bullion Market Association) は 1987 年にイングランド銀行によって創設され、金と銀を取引する法人向け店頭市場として世界で最も取引が盛んな現物市場として機能してきた。NYMEX (New York Mercantile Exchange) は 1994 年に COMEX (Commodity Exchange, Inc.) を併合し、世界最大の商品先物市場として君臨している。NYMEX の COMEX 部門では金、銀、銅、アルミニウムの先物とオプションを主な取引商品としている。金の先物は 1974 年に COMEX で取引が開始され、それ以降世界で最も取引高が大きい先物市場となっている。東京商品取引所は 1984 年に東京金取引所、東京ゴム取引所、東京繊維取引所の 3 取引所が合併し、アジアで有数の先物取引所となった。同取引所では金の標準物と取引単位が 10 分の 1 の金ミニが取引されている。

近年、世界中の取引所が取引時間を拡大しており、ロンドンでは 24 時間取引が可能となっている。NY でも午後 6 時から午後 5 時 15 分 (NY 時間) までほぼ 1 日中取引することが可能となっている。東京商品取引所では、2010 年以降、夜間の取引時間が大幅に拡大され、日中取引は午前 9 時から午後 3 時 30 分まで、夜間取引は午後 5 時から午前 4 時までの取引が可能である。このように取引時間が延長されたおかげで、東京市場の夜間取引時間はほぼロンドンの日中取引時間と重なることになり、市場をまたいだ裁定取引が盛んになった。

そこで、3 市場の取引時間が重なる時間帯、つまり午後 5 時から午前 4 時まで (日本時間)

の11時間をサンプル期間として、売り気配と買い気配の1分データを作成し、それらの平均値である仲値を計算した。約定値よりも仲値の方がマイクロストラクチャーノイズの影響が少なく、取引が少ない、もしくは取引がない時間帯でも市場の動きを反映しているからである。ロンドンの金価格とNYの金先物価格は Bloomberg から、東京の金先物価格は東京商品取引所から日中データを得た。

サンプル期間は2014年3月から7月までの5か月間であり、3市場の中で祝日等により取引がない日があれば、その日はサンプルから省いた。ロンドンとNYの夏時間期間中は時間を調整した。

ロンドンとNYの金価格は1トロイオンス当たりのドル建てで表示されており、東京の金価格は1グラム当たりの円建てで表示されている。そこで、ロイターによって提供されている円ドルレートと1Kg当たり32.15トロイオンスで換算した1トロイオンス当たりのドル建て金額ですべての価格を表示する。

3市場の価格を対数表示したものの基本統計量を表1で示した。これらの変数はすべてI(1)で1階の階差は定常である。

表1 基本統計量

	最小値	中央値	最大値	平均	標準偏差
NY (仲値)	7.125	7.170	7.234	7.169	0.020
ロンドン (仲値)	7.124	7.169	7.232	7.168	0.020
東京 (仲値)	7.126	7.170	7.233	7.169	0.020
円ドル	4.614	4.624	4.645	4.625	0.006

注：円ドルレートを除くすべてがドル建てで対数表示。

4 推計結果

4.1 米国、英国、日本における金先物市場の価格発見

以下のようなVECMを推計するにあたり、Johansen検定の結果、ロンドン、NY、東京の金価格における共和分ベクトルの数は1つが認められた。

$$\Delta p_t = \mu + \alpha' z_{t-1} + \sum_{k=1}^n A_k \Delta p_{t-k} + e_t$$

共和分関係は

$$z_t = NY_t + 5.068 LDN_t - 6.163 TOKYO_t$$

と表される。

また、VECMの特定化について、ラグ数の決定はAIC基準（赤池情報量基準）で行った結果、ラグ数(n)は13となった。

表2にはVECMの推計値が示してある。13期のラグのうち、3期までのラグと係数が有意になる代表的なラグを掲載してある。NYとロンドンを被説明変数とする推計式においてNYとロンドンのラグは有意であるのに対し、東京のラグは有意でないことから、3市場間の先行運行関係では、NYとロンドンが東京よりも先行しており、東京はNYとロンドンに運行していることが確認できる。これは東京を被説明変数とする推計式では、NY、ロンドン、東京のラグがいずれも有意であることと対照的である。

さらに、誤差修正項 z_{t-1} に係る係数 α については、東京のみが有意であった。これは、均衡価格からの乖離に対し、東京市場が均衡価格に近づくように価格を調整していることを表している。

表2 VECM 推計結果

	被説明変数		
	NY	ロンドン	東京
NY (-1)	-0.549 (-15.176***)	0.287 (8.010***)	0.257 (7.379***)
NY (-2)	-0.567 (-12.034***)	0.121 (2.591**)	0.092 (2.033*)
NY (-3)	-0.675 (-12.692***)	-0.038 (-0.726)	-0.016 (-0.319)
ロンドン (-1)	0.564 (14.596***)	-0.268 (-6.993***)	0.371 (9.965***)
ロンドン (-2)	0.555 (11.169***)	-0.125 (-2.530*)	0.335 (7.007***)
ロンドン (-3)	0.647 (11.620***)	0.016 (0.297)	0.319 (5.950***)
東京 (-1)	-0.012 (-0.806)	-0.018 (-1.195)	-0.651 (-45.157***)
東京 (-2)	0.013 (0.744)	0.002 (0.123)	-0.441 (-25.937***)
東京 (-3)	0.028 (1.509)	0.018 (0.955)	-0.314 (-17.311***)
東京 (-5)	-0.045 (-2.296*)	-0.055 (-2.830**)	-0.253 (-13.335***)
東京 (-13)	0.034 (2.328*)	0.031 (2.106*)	0.008 (0.549)
定数項	5.014e-04 (1.379)	4.601e-04 (1.277)	1.287e-03 (3.676***)
誤差修正項	7.329e-04 (1.382)	6.727e-04 (1.281)	1.879e-03 (3.680***)

注：()内はt値を表す。‘***’，‘**’，‘*’は推定値が有意水準1%，5%，10%であることを示す。

表3では3市場についてIS指標とPT指標を比較した。IS指標では3変数の順序を入れ替えて6回推計を行い、それぞれの市場の上限と下限を平均した値を計算した。表3によると、IS指標、PT指標ともにロンドンの価格発見力が最も高く、続いてNY、その結果、東京の価格発見力が最も劣っていることが明らかになった。

表3 IS指標とPT指標の推定値

	NY	ロンドン	東京
IS指標	35.1%	36.6%	28.2%
PT指標	28.7%	46.9%	24.4%

4.2 NY, 東京, 円ドルレートの間での価格発見

本節では, NY, 東京, 円ドルレートの間での価格発見を, 前節と同様に VECM モデルを用いて分析する。AIC 基準で選ばれた VECM モデルのラグ数は前節と同様の13で, 共和分ベクトルは1つであった。

$$z_t = NY_t + 1.062 USDJPY_t - 1.024 TOKYO_t$$

表4には VECM の推計値が示してある。13期のラグのうち3期までのラグを掲載してあるが, NY, 円ドル, 東京を被説明変数とする推計式のすべてにおいて, 3変数のラグは有意な係数をとっている。ここからは, 変数間の先行運行関係は観察されない。さらに, 誤差修正項 z_{t-1} に係る係数 α についても, 3変数ともに有意である。これらはすべて3変数の結びつきの強さを物語っている。

表4 VECM 推計結果

	被説明変数		
	NY	円ドル	東京
NY (-1)	-5.522e-02 (-4.015***)	-3.114e-02 (-5.623***)	5.528e-01 (44.935***)
NY (-2)	-5.955e-02 (-3.622***)	-1.335e-02 (-2.017*)	3.892e-01 (26.466***)
NY (-3)	-8.206e-02 (-4.644***)	-2.478e-02 (-3.483***)	2.598e-01 (16.440***)
円ドル (-1)	-5.612e-02 (-3.445***)	-9.949e-02 (-15.165***)	4.859e-01 (33.340***)
円ドル (-2)	-6.884e-02 (-3.706***)	-3.803e-02 (-5.084***)	3.668e-01 (22.075***)
円ドル (-3)	-9.469e-02 (-4.807***)	-1.942e-02 (-2.449*)	2.512e-01 (14.255***)
東京 (-1)	5.657e-02 (3.871***)	2.827e-02 (4.804***)	-5.852e-01 (-44.761***)
東京 (-2)	6.011e-02 (3.453***)	1.153e-02 (1.644)	-4.067e-01 (-26.117***)
東京 (-3)	7.891e-02 (4.230***)	2.612e-02 (3.477***)	-2.747e-01 (-16.462***)
定数項	-6.378e-06 (-2.147*)	3.153e-06 (2.636**)	-8.833e-06 (-3.324***)
誤差修正項	5.764e-03 (2.008*)	-3.421e-03 (-2.960**)	8.357e-03 (3.256**)

注: ()内はt値を表す。‘***’, ‘**’, ‘*’は推定値が有意水準1%, 5%, 10%であることを示す。

最後に, 表5において3変数のIS指標とPT指標を比較した。IS指標, PT指標ともにNYの価格発見力が高いことが確認できるが, 円ドルと東京の価格発見力については指標によって異なる結論が得られる。すなわち, IS指標では東京の価格発見力が円ドルに勝っているのに対し, PT指標では円ドルが東京に勝っている。

表5 IS指標とPT指標の推定値

	NY	円ドル	東京
IS指標	37.8%	27.7%	34.5%
PT指標	40.9%	35.9%	23.2%

5 結 論

本稿では、ロンドンの金の現物価格およびNYと東京の金先物価格を用いて、価格決定の主導権はどこの市場にあるかを分析した。価格発見力を計測する方法として、Hasbrouck (1995) の IS (Information share) 指標と Gonzalo and Granger (1995) の PT (Permanent-transitory) 指標を用いた。いずれも同じ資産が複数の市場に上場されており、それらの間にある共相関係がある場合にベクトル誤差修正モデルを推計することで作成される指標である。分析の結果、世界的に最も取引量の多いロンドン市場の価格発見力が優れていること、さらに先物取引では最も盛んなNYの先物市場の価格発見力が東京を凌いでいることが確認された。また、ドル建てのNY価格と円建ての東京価格、および円ドルレートの3変数を用いた分析では、NY市場の価格発見力が他の2変数を凌いでいることが明らかになった。

参 考 文 献

- Baillie, R. T., Booth, G. G., Tse, Y., and Zobotina, T. (2002) "Price discovery and common factor models," *Journal of Financial Markets*, Vol. 5, pp. 309-321.
- Bhar, R. and Hamori, S. (2004) "Information flow between price change and trading volume in gold futures contracts," *International Journal of Business and Economics*, Vol. 3, No. 1, pp. 45-56.
- Booth, G. G., So, R. W., and Tse, Y. (1999) "Price discovery in the German equity index derivatives markets," *Journal of Financial Markets*, Vol. 19, pp. 619-643.
- De Jong, F. (2002) "Measures of contributions to price discovery: a comparison," *Journal of Futures Markets*, Vol. 5, pp. 323-327.
- Gonzalo, J., and Granger, C.W.J. (1995) "Estimation of common long-memory components in cointegrated systems," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 13, Issue 1, pp. 27-35.
- Harris, F. H., McNish, T. H., Shoesmith, G. L., and Wood, R. A. (1995) "Cointegration, error correction, and price discovery on informationally linked security markets," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 30, Issue 4, pp. 563-579.
- Hasbrouck, J. (1995) "One security, many markets: determining the location of price discovery," *Journal of Finance*, Vol. 50, Issue 4, pp. 1175-1199.
- Hasbrouck, J. (2003) "Intraday price formation in U.S. equity index markets," *Journal of Finance*, Vol. 58, Issue 6, pp. 2375-2400.
- Lehmann, B. (2002) "Some desiderata for the measurement of price discovery across markets," *Journal of Financial Markets*, Vol. 5, pp. 259-276.
- Lucey, B. M., Larkin, C., and O'Connor, F. A. (2013) "London and New York: where and when does the gold price originate?" *Applied Economics Letters, Taylor & Francis Journals*, Vol. 20, No. 8, pp. 813-817.
- Martens, M. (1998) "Price discovery in high and low volatility periods: open outcry versus electronic

- trading,” *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 8, pp. 243-260.
- Xu, X., and Fung, H. (2005) “Cross-market linkages between U.S. and Japanese precious metals futures trading,” *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 15, pp. 107-124.
- Yan, B., and Zivot, E. (2010) “A structural analysis of price discovery measures,” *Journal of Financial Markets*, Vol. 13, pp. 1-19.
- WGC (2014) 「金価格の決定要因」 World Gold Council Report.