

為替オプション市場における行動ファイナンス

野村 哲史¹ 宮崎 浩一^{1,a)}

受付日 2012年11月5日, 再受付日 2012年12月22日/2013年1月14日,
採録日 2013年1月28日

概要: 本研究では米ドル円の為替オプションの ATM のインプライド・ボラティリティとボラティリティ・スキューから観測される市場参加者の投資行動について考察する. ATM のインプライド・ボラティリティに関する分析では, 市場参加者が米ドル円オプションのボラティリティを値付けする際の投資行動として, (1) オプション期間に応じた過去の実現ボラティリティを参考にする, (2) 需給構造からの影響を受ける, の2点に焦点を当てて統計的に検証を行う. ボラティリティ・スキューの分析においては, ボラティリティ・スキューと米ドル円の収益率との間の因果関係に着目し, Granger の因果性テストから, ボラティリティ・スキューに形成された市場参加者のリスク認識について検証を行う.

キーワード: マン・ホイットニー・ウィルコクソン検定, Granger 因果, ベクトル自己回帰モデル, インプライド・ボラティリティ, ボラティリティ・スキュー

Behavioral Finance in FX Option Market

SATOSHI NOMURA¹ KOICHI MIYAZAKI^{1,a)}

Received: November 5, 2012, Revised: December 22, 2012/January 14, 2013,
Accepted: January 28, 2013

Abstract: This research discusses investment behavior of market participants observed from at-the-money implied volatility (ATM IV) and volatility skew in USDJPY FX options. Regarding the analysis on the ATM IV, we statistically examine how the market participants price the USDJPY FX option's volatility focusing on the two possible investment behaviors: (1) they make best use of the past realized volatility corresponding to the option's remaining maturity or (2) they incorporate demand and supply condition of the option. In the analysis on the volatility skew, to shed some light on the market participants' risk attitude implicitly priced in the volatility skew, we examine the causality from the volatility skew to the FX return and also the causality vice versa by way of Granger Causality test.

Keywords: Mann-Whitney-Wilcoxon test, Granger causality test, vector autoregression model, implied volatility, volatility skew

1. はじめに

1973年にBlack-Scholesがオプション評価モデルを提示して以降, デリバティブ取引は対象となる原資産の拡充, 複雑な仕組みやペイオフ表現を可能とするように発展してきた. その流れに呼応するようにして, 学術の世界ではBlack-Scholesモデルに代替する評価モデルの構築が今日まで行われてきた. そのようなデリバティブ市場の発展の途

上で生じたリーマンブラザーズの破綻はデリバティブ市場環境を大きく変化させることとなった. 学術の世界においても, Black-Scholesモデルの精緻化は円熟し(宮崎[16]), 投資家の行動原理に立ち返っての評価モデルの再考がなされることが多くなった(たとえば, 山田[17]). このようなデリバティブ取引に対する潮流の変化を意識し, 本研究では為替オプション市場を対象として投資家の市場行動分析を行う.

為替オプション市場における市場参加者の投資行動を検証するにあたり, 本研究では為替オプションの価格付けに用いられる為替レートの変動率(IV: インプライド・ボラティリティ)を分析対象として取り上げる. 市場参加者は

¹ 電気通信大学
The University of Electro-Communications, Chofu, Tokyo
182-8585, Japan

^{a)} miyazaki@se.uec.ac.jp

過去の為替レートの動きを遡って算出する変動率 (HV: ヒストリカル・ボラティリティ) を考慮して為替オプションの価格付けを行うが、本研究ではどの程度過去の為替変動を遡って HV を求めれば IV に近い値となるかに着目する。市場参加者のとりうる投資行動として、満期までの期間が短いオプションであれば直近の為替動向を重視してオプションの価格付けを行うのに対し、期間が長いオプションであれば長期的な為替動向を考慮しオプションの価格提示を行うと考えられる。そのため市場参加者はオプション期間に応じて HV を算出する際、遡る日数を調整することが想定される。一方、市場参加者はオプション市場全体の需給バランスに影響されて価格提示を行うことも想定される。たとえばオプションを売りたい投資家が多い場合には買い手は安くオプションを買い、反対にオプションを買いたい投資家が多ければ売り手は高くオプションを売ることが合理的である。よって、市場参加者はオプション期間の長短によって計測日数を調整させるだけでなく、市場全体の需給バランスも反映させた形で価格付けを行うものと考えられる。そこで本研究では HV の計測日数の分布に着目したうえで、満期までの期間が異なるオプション取引のペアに対しマン・ホイットニー・ウィルコクソン検定を用いて計測日数の分布に差異があるかの検証を行う。つまり、オプションの期間が異なることで HV の計測日数が調整される影響と、市場全体の需給からの影響のどちらが強く表れているかを確認する。また、オプション期間による IV の形状の違いにより相場局面を分類し分析を行う。期間の短いオプションに関する IV の方が高い局面は直近の不確実性と不安感が高まる危機時に生じやすく、期間の長いオプションに関する IV の方が高い局面は直近の原資産の挙動が穏やかな局面に生じやすいため、市場参加者のボラティリティの予測に関しても差異が生じることが想定されるためである。

また為替オプションは将来時点にあらかじめ定めた価格 (行使価格) で米ドル円などの為替を売買する権利の取引だが、行使価格によって予想される変動率 (IV) が異なり、この関係性はボラティリティ・スキューと呼ばれる。本研究の 2 つめの分析では、このボラティリティ・スキューにおいても市場参加者の相場観やリスク認識が反映されているものと考えて分析を行う。為替オプションのボラティリティ・スキューに関する市場参加者の投資行動については、吉羽 [19]、加藤ら [13]、Gudhus [5] などがあげられる。吉羽 [19] ではリスク・リバーサル (RR: コール・オプションの価格付けに用いられる変動率とプット・オプションの価格付けに用いられる変動率との乖離の大きさ) に将来の為替相場の相場観が反映されているのではなく、市場参加者のいまだ主観的確率分布が非対称な形状であることを反映していると指摘している。また加藤ら [13] でも RR が必ずしも先行きの為替変動自体を予測するための指標で

はないと述べたうえで、逆に RR が直近の為替変動の実績により強く影響されていることを指摘している。さらに、Gudhus [5] においても RR が過去の為替変動と正の相関を持つか否かの分析を行っている。本研究ではこれらの研究で指摘されているボラティリティ・スキューと為替レートの因果関係についてベクトル自己回帰 (VAR) モデルを仮定したうえで統計的に検証し、ボラティリティ・スキューの価格形成における投資行動について考察する。またボラティリティ・スキューの表現としてコール・オプションのボラティリティとプット・オプションのボラティリティのそれぞれの水準を用いた場合の因果関係についても考察する。さらには 1 つめの分析と同様に、オプション期間による IV の形状の違いによって市場参加者の投資行動に差異があるかについても分析を行う。

本研究は、市場参加者がオプション期間と需給の影響をどの程度加味して IV の値付けを行っているのか、またボラティリティ・スキューに対して市場参加者のリスク認識や相場観がどのように反映されているのかを分析するため、広い意味での行動ファイナンスとして位置付けることができる。本論文の構成は以下のとおりである。次章では本研究の対象である為替オプション取引に関する基礎的な解説やボラティリティ・スキュー、分析期間における環境の変化について説明する。3 章では ATM のボラティリティに対する市場参加者の投資行動の分析手法とその結果を示す。4 章ではボラティリティ・スキューの価格形成に関する分析手法とその結果を示す。5 章はまとめと今後の課題とする。

2. 為替オプション市場の構造

本章では為替オプション取引に関する基礎的な解説とボラティリティ・スキュー、分析期間における為替オプション市場動向について簡単に整理する。為替オプション市場における取引の詳細やボラティリティ・スキューについては Castagna [3] を参照されたい。

2.1 為替オプションのヒストリカル・ボラティリティと取引形態

オプション取引は、あらかじめ定められた権利行使価格でオプション満期時点で原資産を購入する権利であるコール・オプションと原資産を売却する権利であるプット・オプションの 2 つがあり、本研究の分析対象である米ドル円オプションに対する価格は Garman-Kohlhagen [6] を拡張した以下の式によってそれぞれ評価される。

$$C = S \exp[-r_F \tau_{DEL}] \Phi(d_1) - K \exp[-r_D \tau_{DEL}] \Phi(d_1 - \sigma(K) \sqrt{\tau_{EXP}}) \quad (1)$$

$$P = -S \exp[-r_F \tau_{DEL}] \Phi(-d_1) + K \exp[-r_D \tau_{DEL}] \Phi(-d_1 + \sigma(K) \sqrt{\tau_{EXP}}) \quad (2)$$

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{S}{K}\right) + (r_D - r_F) \tau_{DEL} + \frac{1}{2} \sigma(K)^2 \tau_{EXP}}{\sigma(K) \sqrt{\tau_{EXP}}} \quad (3)$$

ここで、 C は米ドル円・コール・オプション (米ドルを買って円を売る権利) のプレミアム、 P は米ドル円・プット・オプション (米ドルを売って円を買う権利) のプレミアムを表し、 S は米ドル円スポットレート、 K は行使価格をそれぞれ表す。 r_D は自国金利を表し、本研究の分析対象である米ドル円オプションにおいては円金利に相当し、 r_F は外国金利を表し米ドル金利に相当する。通常の Garman-Kohlhagen 式と異なり実務の世界では米ドル円オプションを行使するまでの期間 τ_{EXP} と、米ドル円オプションが行使された場合に発生する米ドル円の決済までの期間 τ_{DEL} を分けて考えるのが一般的である*1。また $\sigma(K)$ は行使価格 K のボラティリティを表し、 $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布の分布関数を表す。

具体的に数値例を示す。オプション期間 1 年の米ドル円オプションの価格は、 $S = 80$ 、 $K = 80$ 、 $\sigma = 11.6\%$ 、 $r_D = 0.01\%$ 、 $r_F = 0.30\%$ 、 $\tau_{EXP} = \frac{365}{365} = 1$ 、 $\tau_{DEL} = \frac{367}{365}$ とした場合には、

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{80}{80}\right) + (0.01\% - 0.30\%) \cdot \frac{367}{365} + \frac{1}{2} (11.6\%)^2 \cdot 1}{11.6\% \cdot \sqrt{1}} = 0.033$$

$$C = 80 \cdot e^{-0.3\% \cdot \frac{367}{365}} \Phi(0.033) - 80 \cdot e^{-0.01\% \cdot \frac{367}{365}} \Phi(-0.083) = 3.579$$

$$P = -80 \cdot e^{-0.3\% \cdot \frac{367}{365}} \Phi(-0.033) + 80 \cdot e^{-0.01\% \cdot \frac{367}{365}} \Phi(0.083) = 3.812$$

として求められる*2。市場参加者は米ドル円オプションを価格付けする際、オプションの満期まで為替レートのボラティリティを予測することとなる。市場参加者が HV を用いてボラティリティを予想するものとし分析を行うため、HV を用いた分析手法について説明する。ある時点 t において計測される HV は次のような計算式で算出される。

$$HV(t, n) = \sqrt{T} \cdot \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (R(t-i) - \bar{R}(n))^2} \quad (4)$$

*1 取引通貨によっても異なるが、米ドル円においては決済が取引日から 2 営業日後に実行されるため、 $\tau_{DEL} = \tau_{EXP} + 2$ 営業日となる。

*2 $\Phi(\cdot)$ の計算は Excel の関数では NormSDist() 関数、R では pnorm() を用いる。

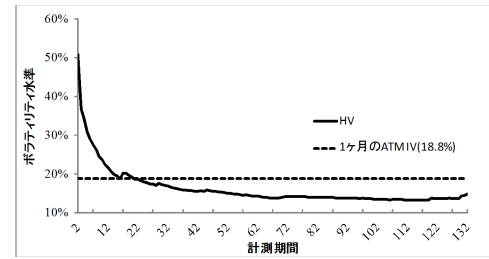


図 1 HV と IV の関係

Fig. 1 Image for relation between Historical Volatility and Implied Volatility.

$R(t)$ は米ドル円為替レートの日次収益率、 $\bar{R}(n)$ は収益率の平均であり、 n は HV を算出するために遡る期間 (計測期間と呼ぶ) を表し、 T は 1 年の日数を表す*3。

ここで市場参加者が主観的に定める変数は計測期間 n のみであり、図 1 に例示したように計測期間 n を動かすことによって HV の水準が変化することとなる。仮にオプション市場にて期間 1 カ月米ドル円オプションの IV が 18.8% で提示されていた場合、 $n = 16$ として計測することで HV が IV と一致することから、市場参加者は過去 16 営業日の米ドル円為替レートの変動を加味して価格付けを行ったととらえることができる。このことは、時点 t においてオプション期間 τ_{EXP} の IV (t, τ_{EXP}) と HV の差が最も小さくなるように計測期間 n を求める式 (5) のようにして数学的に表現することができる。

$$\min_n |IV(t, \tau_{EXP}) - HV(t, n)| \quad (5)$$

仮に計測期間 n が長ければ、市場参加者は直近の為替変動だけでなく長期的・平均的な変動を重視し価格付けをしているととらえられるのに対し、計測期間 n が短ければ直近の動きを重視していると考えられる。そのため市場参加者が過去の為替変動をどの程度考慮して、米ドル円オプションのボラティリティを価格付けするかは HV における計測期間 n に着目することでとらえられる。

次に為替オプション市場のリスク・リバーサル (RR) と取引目的について説明を行う。RR を買う (売る) とは ATM (現時点で米ドル円オプションを行使しても収益が 0 となるような行使価格) より高い行使価格 (OTM) の米ドル円コールの買い (売り) と ATM より低い行使価格 (OTM) の米ドル円プットの売り (買い) を組み合わせた取引である。具体的には為替オプション市場では米ドル円コールに適用される IV と米ドル円プットに適用される IV のボラティリティ差が提示されている。図 2 と図 3 には現在の米ドル円レートが 80 円にあると想定したうえで、行使価格が 85 円の米ドル円コール・オプションの買いと行使価格が 75 円の米ドル円プット・オプションの売りを同時に行うリスク・リバーサルの買いと売りの取引につい

*3 本研究では $T = 365$ 日として計測しているが、1 年を 252 日 (営業日) や 360 日として計算する場合なども見られる。

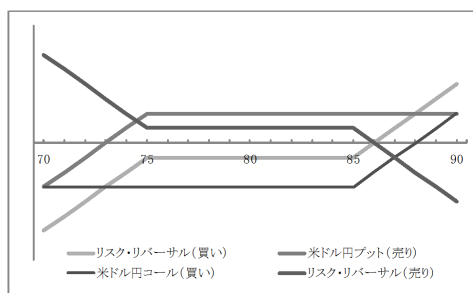


図 2 リスク・リバーサル取引の例 (RR が正の場合)

Fig. 2 Sample for risk reversal trade with positive risk reversal.

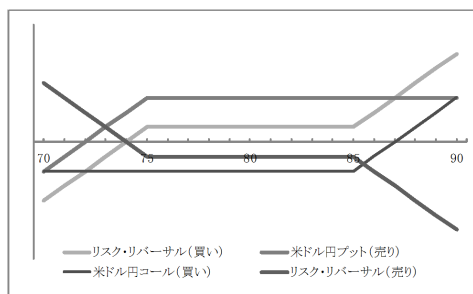


図 3 リスク・リバーサル取引の例 (RR が負の場合)

Fig. 3 Sample for risk reversal trade with negative risk reversal.

て、それぞれ RR の市場価格が正の場合と負の場合について示している。

「IV の差である RR の市場価格が正である場合の解釈」

・米ドル円 80 円を基準とし、5 円離れた 85 円よりも円安となる確率が同じく 5 円離れた 75 円よりも円高となる確率よりも高い状態にある。そのため米ドル円コール・オプションのプレミアム (IV) の方が米ドル円プット・オプションのプレミアム (IV) よりも高く、市場全体が円安に進行するリスクを認識している (リスクが偏っている)。

・RR を買いたい市場参加者は、市場全体が考えている円安のリスクを回避するためその対価としてネットしたプレミアムを支払う。損益分岐点は米ドル円コール・オプションの行使価格である 85 円に支払ったネット・プレミアム 1 円を加えた 86 円となる。

・RR を売りたい市場参加者は、市場全体が考えている円安のリスクを引き取るためその対価としてネットしたプレミアムを受け取る。

・RR の正の値がさらに大きくなる場合は、OTM の米ドル円コール・オプションのボラティリティが上昇し円安となる確率がさらに高まる、あるいは OTM の米ドル円プット・オプションのボラティリティが低下し円高となる可能性がいつそう低下することによって生じる。その場合、円安リスクがさらに高まることを意味しており、RR を買いたい市場参加者はさらに多くのプレミアムを支払うこととなる (売り手は多く受け取ることとなる)。

よって、RR の市場価格が正である環境は市場全体が円

	ATM		25D RR		25D BF		10D RR		10D BF	
	BID	ASK	BID	ASK	BID	ASK	BID	ASK	BID	ASK
ON	6.10	9.40	0.40	0.60	0.25	0.35	0.70	1.20	0.60	0.90
1W	8.10	9.90	0.25	0.55	0.15	0.35	0.52	1.33	0.56	0.96
2W	8.75	9.75	-0.72	1.15	-0.21	0.77	-1.45	2.15	-0.20	1.61
1M	9.05	9.45	-0.28	0.63	0.09	0.51	-0.55	1.15	0.25	1.15
2M	9.30	9.70	-0.20	0.50	0.13	0.55	-0.60	1.10	0.40	1.33
3M	9.60	10.00	-0.28	0.52	0.15	0.57	-0.70	1.08	0.59	1.52
6M	10.40	10.80	-0.28	0.43	0.29	0.69	-0.80	0.90	0.94	1.85
9M	11.00	11.40	-0.38	0.43	0.30	0.70	-0.85	0.85	1.02	1.92
1Y	11.40	11.80	-0.35	0.25	0.34	0.74	-0.97	0.72	1.15	2.05
2Y	12.35	12.85	-1.10	0.00	0.26	0.85	-2.47	-0.05	1.27	2.54
3Y	12.95	13.25	-0.77	-0.38	0.30	0.60	-1.48	-0.38	1.52	2.13
4Y	13.50	13.80	-1.05	-0.75	0.25	0.65	-2.22	-1.13	1.65	2.25
5Y	14.05	14.35	-1.50	-1.10	0.16	0.56	-3.05	-1.95	1.69	2.29
7Y	15.30	15.70	-2.45	-1.95	-0.29	0.31	-4.80	-3.70	1.70	2.30
10Y	17.55	17.95	-3.38	-2.88	-0.88	-0.17	-7.95	-6.85	1.26	1.86
15Y	18.70	19.20	-4.00	-3.40	-1.23	-0.22	-6.85	-5.75	0.30	0.90

図 4 為替オプション市場における気配値の提示方法の例

Fig. 4 Example of market quotes about FX option.

安進行を警戒していることに等しい。

「IV の差である RR の市場価格が負である場合の解釈」

・米ドル円 80 円を基準とし、5 円離れた 75 円よりも円高となる確率が同じく 5 円離れた 85 円よりも円安となる確率よりも高い状態にある。そのため米ドル円プット・オプションのプレミアム (IV) の方が米ドル円コール・オプションのプレミアム (IV) よりも高く、市場全体が円高に進行するリスクを認識している (リスクが偏っている)。

・RR を売りたい市場参加者は、市場全体が考えている円高のリスクを回避するためその対価としてネットしたプレミアムを支払う。損益分岐点は米ドル円プット・オプションの行使価格である 75 円に支払ったネット・プレミアム 1 円を加えた 74 円となる。

・RR を買いたい市場参加者は、市場全体が考えている円高のリスクを引き取るためその対価としてネットしたプレミアムを受け取る。

・RR の負の値がさらに大きくなる場合は、OTM の米ドル円プット・オプションのボラティリティが上昇し円高となる確率がさらに高まる、あるいは OTM の米ドル円コール・オプションのボラティリティが低下し円安となる可能性がいつそう低下することによって生じる。その場合、円高リスクがさらに高まることを意味しており、RR を売りたい市場参加者はさらに多くのプレミアムを支払うこととなる (買い手は多く受け取ることとなる)。

よって、RR の市場価格が負である環境は市場全体が円高進行を警戒していることに等しい。

2.2 為替オプション市場で観測されるボラティリティ・スキュー

為替オプション市場の取引では 2.1 節で述べた ATM のオプション取引だけでなく RR とバタフライ (BF)*4 が市場の標準取引として図 4 のように価格ではなく年率表示された IV として提示されている。図 4 の縦軸はオプションの期間を表し、営業日を満期日とする ON (Over Night)

*4 ATM を行使価格とするコールおよびプット・オプションをともに売り (買い)、ATM より高い行使価格 (OTM) のコール・オプションと ATM より低い行使価格 (OTM) のプット・オプションをともに買う (売る) 取引を表す。

から最長で 15 年までの取引が行われている。図 4 はオプション期間が短いほど IV は低く、長くなるほど高くなっており、本論文ではこうしたボラティリティの期間構造を“順イールド”と呼ぶ（反対にオプション期間が短いほど IV が高い場合には“逆イールド”と呼ぶ）。RR や BF の“25D”や“10D”は、米ドル円コールおよび米ドル円プットのデルタ値の絶対値がともに 0.25 や 0.10 であることを意味している。すなわち米ドル円コール・オプションと米ドル円プット・オプションのデルタは式 (1) および式 (2) を為替スポットレート S で微分し^{*5},

$$\Delta_{\text{CALL}} = \exp(-r_F \tau_{\text{DEL}}) \cdot \Phi(d_1) \quad (6)$$

$$\Delta_{\text{PUT}} = -\exp(-r_F \tau_{\text{DEL}}) \cdot \Phi(-d_1) \quad (7)$$

として求められるが、25D (25 デルタ) の RR とは式 (6) のデルタ Δ_{CALL} の絶対値が 0.25 となるような行使価格の米ドル円コール・オプションの IV と式 (7) のデルタ Δ_{PUT} の絶対値が 0.25 となるような行使価格の米ドル円プット・オプションの IV の差が提示されている。2.1 節で示した数値設定を用いて図 4 に示した期間 1 年のオプションについて行使価格を求める。図 4 から ATM の IV は 11.6% であり^{*6}, デルタ値の絶対値が 0.25 であれば式 (6) から

$$\begin{aligned} & \Phi^{-1} \left(0.25 \cdot \exp \left(0.30\% \cdot \frac{367}{365} \right) \right) \\ &= \frac{(\ln(\frac{80}{K})) + (0.01\% - 0.3\%) \cdot \frac{367}{365} + \frac{1}{2} \cdot (11.6\%)^2 \cdot 1}{11.6\% \cdot \sqrt{1}} \end{aligned}$$

となり、これを行使価格 K について解けばよく、行使価格 K はおよそ 86.82 円となる^{*7}。デルタが 10D の場合も式 (6) の左辺を 0.10 として解くことで行使価格 K は 93.15 円として求まる。一方、式 (7) ではデルタ値が -1 から 0 までの値をとるためデルタ値の絶対値が 0.25 であれば

$$\begin{aligned} & -\Phi^{-1} \left(0.25 \cdot \exp \left(0.30\% \cdot \frac{367}{365} \right) \right) \\ &= \frac{(\ln(\frac{80}{K})) + (0.01\% - 0.3\%) \cdot \frac{367}{365} + \frac{1}{2} \cdot (11.6\%)^2 \cdot 1}{11.6\% \cdot \sqrt{1}} \end{aligned}$$

となり、行使価格 K について解けば 74.28 円となる。同様にデルタが 10D であれば 69.23 円となり、デルタが 25D や 10D の米ドル円為替オプションの行使価格が求まる^{*8}。一方 BF についても RR 同様の 25D と 10D におけるボラティリティの差が提示されているが、同一のデルタ X (X は 25 や 10 のような整数) を持つ RR および BF の関係は

^{*5} 厳密にはオプションのプレミアムを米ドルで授受するのか、または日本円で授受するのかによってデルタの値は異なる。

^{*6} 以下、権利行使価格の IV は BID と ASK の平均値で求めることとする。

^{*7} $\Phi^{-1}(\cdot)$ は標準正規分布関数の逆関数であり、Excel では NormSInv() 関数、R では qnorm() 関数を用いることで求めることができる。詳しくは Moro [9] を参照されたい。

^{*8} 式 (6) や式 (7) において用いる IV は厳密には行使価格ごとに異なる IV を利用しなければならないが、ここでは説明のため ATM の IV を用いることとしている。

以下の式で表される。

$$\begin{aligned} \text{RR}(\Delta^X) &= \sigma(\Delta_{\text{CALL}}^X) - \sigma(\Delta_{\text{PUT}}^X) \\ \text{BF}(\Delta^X) &= \sigma(\Delta_{\text{CALL}}^X) + \sigma(\Delta_{\text{PUT}}^X) \\ &\quad - 2\sigma(\text{ATM}) \end{aligned} \quad (8)$$

ここで $\sigma(\text{ATM})$ は米ドル円 ATM オプションの IV を表し、 $\sigma(\Delta_{\text{CALL}}^X)$, $\sigma(\Delta_{\text{PUT}}^X)$ はそれぞれデルタ X における OTM 米ドル円コール・オプション, OTM 米ドル円プット・オプションの IV である。よって ATM の IV とデルタ X を持つ BF および RR のボラティリティの差が市場で与えられることによって、デルタ X を満たす行使価格の米ドル円コールおよび米ドル円プットのボラティリティが求められる。

$$\begin{aligned} \sigma(\Delta_{\text{CALL}}^X) &= \sigma(\text{ATM}) + \frac{1}{2} \text{RR}(\Delta^X) \\ &\quad + \frac{1}{2} \text{BF}(\Delta^X) \\ \sigma(\Delta_{\text{PUT}}^X) &= \sigma(\text{ATM}) - \frac{1}{2} \text{RR}(\Delta^X) \\ &\quad + \frac{1}{2} \text{BF}(\Delta^X) \end{aligned} \quad (9)$$

具体的にオプション期間 1 年を例にボラティリティ・スキューを計算すると、デルタが 25D となる行使価格の IV は式 (9) より

$$\begin{aligned} \sigma(\Delta_{\text{CALL}}^{25}) &= 11.6\% + \frac{1}{2} \left\{ \frac{1}{2} (-0.35\% + 0.25\%) \right\} \\ &\quad + \frac{1}{2} \left\{ \frac{1}{2} (0.34\% + 0.74\%) \right\} \\ &= 12.09\% \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sigma(\Delta_{\text{PUT}}^{25}) &= 11.6\% - \frac{1}{2} \left\{ \frac{1}{2} (-0.35\% + 0.25\%) \right\} \\ &\quad + \frac{1}{2} \left\{ \frac{1}{2} (0.34\% + 0.74\%) \right\} \\ &= 12.19\% \end{aligned}$$

となる。またデルタが 10D となる行使価格の IV は

$$\begin{aligned} \sigma(\Delta_{\text{CALL}}^{10}) &= 11.6\% + \frac{1}{2} \left\{ \frac{1}{2} (-0.97\% + 0.72\%) \right\} \\ &\quad + \frac{1}{2} \left\{ \frac{1}{2} (1.15\% + 2.05\%) \right\} \\ &= 13.075\% \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sigma(\Delta_{\text{PUT}}^{10}) &= 11.6\% - \frac{1}{2} \left\{ \frac{1}{2} (-0.97\% + 0.72\%) \right\} \\ &\quad + \frac{1}{2} \left\{ \frac{1}{2} (1.15\% + 2.05\%) \right\} \\ &= 13.325\% \end{aligned}$$

となり、図 5 のように 5 つの行使価格と IV の組合せである、ボラティリティ・スキューを求めることができる。

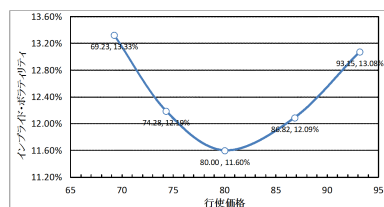


図 5 ボラティリティ・スキューの例

Fig. 5 Sample for Implied Volatility Skew.

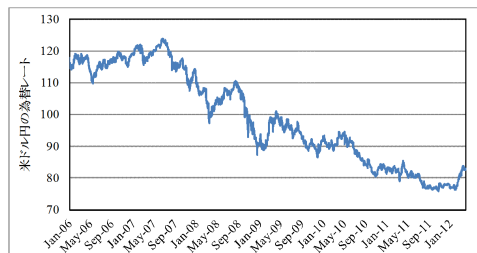


図 6 分析期間における米ドル円為替レートの推移 (2006 年 1 月～2012 年 3 月末)

Fig. 6 USDJPY rate (from 01/Jan./2006 to 30/Mar./2012).

よって、図 4 に示したようにおおむね期間 10 年までは為替オプション市場でボラティリティが提示されていることから、ATM、デルタ値が ± 0.25 、デルタ値が ± 0.10 の 5 つの行使価格を算出しボラティリティの期間構造を分析することが可能となる^{*9}。

2.3 本研究の分析期間における為替市場環境について

次章以降において行う分析では 2006 年 1 月から 2012 年 3 月末までの米ドル円を対象としている^{*10}。分析期間における米ドル円の為替レートの推移は図 6 に示す通り、2006 年から 2007 年夏ごろまでに 1 ドル = 120 円を超える円安水準となったものの 2008 年 9 月のリーマンブラザーズの破綻などの危機的なイベントから急速に円高方向へと相場は展開し、1 ドル = 75.31 円までの円高となっている。また、「デリバティブ取引に関する定例市場報告」に記載されている対非金融機関顧客との為替オプション取引の想定元本の推移を示した図 7 を見ると、売り買いの差し引きの金額が最も拡大したのは 2008 年 12 月であることが分かる。2008 年 12 月では為替オプションの買いが 1,650 億米ドルに対し、売りは 1,000 億米ドルであり、差し引き 650 億米ドルの買い越しとなっている。2008 年 12 月以前の局面では米ドル円為替レートが激しく円高に推移しボラティリティが高い状態にあったことから、米ドル円為替オプションの価格は高まっていたものと想像される。そのような状態に

^{*9} ボラティリティ・スキューに関する精緻なモデル化は多くの研究がなされており、具体的には Heston [8] の Heston モデル、Hagan ら [7] の SABR (Stochastic Alpha Beta Rho) モデル、Castagna ら [2] による Vanna-Volga 法などがある。

^{*10} 3 章においては 2007 年 1 月 1 日以降を対象としているが、HV の計測において過去 260 営業日を遡る必要があるため、本章では 2006 年 1 月以降の米ドル円の推移を示している。

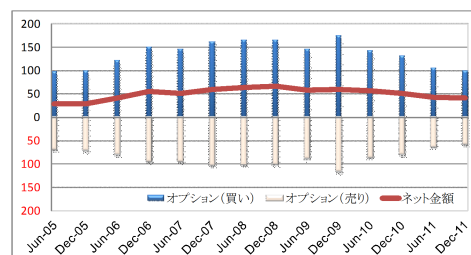


図 7 報告対象金融機関における対非金融機関顧客との為替オプション取引の想定元本 (単位: 10 億 USD, 出所: 日本銀行「デリバティブ取引に関する定例市場報告」)

Fig. 7 FX option contracts with non-financial customers (Notional principal amounts outstanding) (Unit: \$1 billion, Source: Regular Derivatives Market Statistics in Japan).

表 1 報告対象金融機関における対非金融機関顧客との為替オプション取引の残存年限別想定元本 (単位: 100 万 USD, 出所: BIS「外国為替およびデリバティブに関する中央銀行サーベイ」)

Table 1 Notional Principal Amounts Outstanding of FX Options by Remaining Maturity (Unit: \$1 million, Source: Central Bank Survey of Foreign Exchange and Derivatives Market Activity).

	残存期間	Jun-2004	Jun-2007	Jun-2010
オプション売り	1年以内	23,210	32,212	36,753
	1年超5年以内	24,193	49,307	40,491
	5年超	6,259	17,293	10,823
オプション買い	1年以内	26,876	38,779	55,085
	1年超5年以内	37,083	81,022	71,453
	5年超	10,684	30,609	19,798

おいて事業法人などの実需筋 (事業において発生する為替資金決済のために、外貨の調達もしくは外貨を円に交換する主体) は米ドル円オプションを売却することで高いプレミアムを獲得し、そのプレミアム相当分だけ米ドルの調達レートを安くするなどの取り組みを積極的に行っていたものと想像される。その結果、銀行などの金融機関が為替オプションの買い越し額がふくらんだものと思われる。また表 1 に示した BIS (Bank for International Settlements) および各国の中央銀行が 3 年ごとに調査し公表される「外国為替およびデリバティブに関する中央銀行サーベイ」の結果からも、実需筋がオプション期間 1 年から 5 年超の範囲において大きく売り越ししていたことがうかがえる。オプション期間が長いほどオプションの不確実性が高まりプレミアムが高くなることから米ドル調達レートを押し下げることとなり、先ほどと整合することが分かる。しかしながら、リーマンショック以降に世界的に景気が悪化したことを受け、実需筋の米ドル調達に関する需要の先行きが不透明となったこと、また表 1 から分かるように 2007 年から 2010 年の期間において 1 年から 5 年と長期にわたってすでに米ドルオプションを取り組んでいたことから取組残高が減少した。以上のことから、2009 年の夏ごろを境にして為替オプション市場の需給構造に変化が生じたといえるだろう。

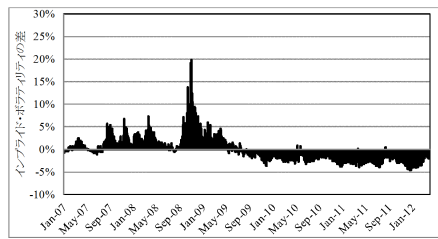


図 8 1 カ月と 1 年の ATM オプション・ボラティリティ・スプレッドの推移 (出所: Bloomberg)

Fig. 8 Volatility spread between 1 month and 1 year USDJPY ATM option (Source: Bloomberg).

また本研究の分析期間におけるボラティリティの推移についても図 8 に示した^{*11}。図 8 ではオプション期間 1 カ月の米ドル円 ATM オプションの IV とオプション期間 1 年 ATM オプションの IV の差を表している。2006 年から 2007 年まではボラティリティ差に違いが見られないものの、米ドル円為替レートが円高に進行し始めた 2007 年の夏ごろから 1 カ月オプションの方が 1 年オプションよりも IV が高い逆イールドの局面が顕著に見られ始めている^{*12}。対象期間で最もその差が開いたのは 2008 年のリーマンショックのタイミングであり、およそ 20% も拡大していることが分かる。このことから逆イールドの局面は市場にショックが加わった時期に生じやすいことがうかがえる。また米ドル円為替レートが 90 円台近辺で推移し始めた 2009 年の夏ごろからは 1 カ月オプションよりも 1 年オプションの IV の方が高い順イールドの局面に移行している。歴史的な円高水準に位置していたこと、また日本銀行による円売り米ドル買い為替介入への警戒感から、短期的な動きよりも中長期的な動きで不確実性が高まり米ドル円オプションのボラティリティの期間構造が変化したものと考えられる。

期間 1 カ月米ドル円オプションの RR の推移についても図 9 に示した。2007 年の夏ごろからリーマンショック直後の 2008 年 12 月ごろまで RR のマイナス幅が大きく拡大している。2.1 節でも述べたようにマイナスの RR は市場全体として円高進行リスクを警戒している状態であり、RR のマイナス幅が拡大していく過程ではプレミアムを支払ってでも市場参加者は円高リスクを回避する狙いがあったといえる。実際に図 6 で見たように RR のマイナス幅の拡大と呼応するように米ドル円は円高に進行しており、RR に見られる円高リスクへの警戒感が相乗効果で形成されていったものと考えられる。反対に 2009 年以降は円高が緩やかに進行する中で RR は徐々にマイナス幅が縮小する方

^{*11} ボラティリティおよび為替レートに関するデータは Bloomberg 社の許可のうえ使用。

^{*12} 2010 年 5 月に一時的に逆イールドとなる局面が見られるが、欧州諸国の財政懸念から日本銀行が臨時金融政策決定会合を開催するなど、為替動向の不確実性が高まりリスク回避的に短期オプションを購入したことによって実現したものと考えられる。

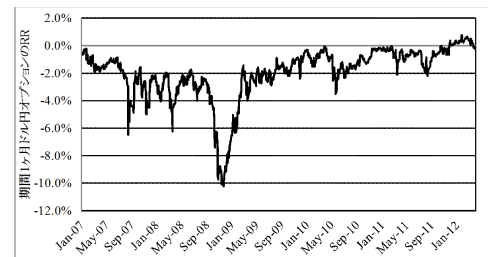


図 9 期間 1 カ月米ドル円オプションのリスク・リバーサル推移 (出所: Bloomberg)

Fig. 9 Risk Reversal in 25 Delta for 1 month USDJPY option (Source: Bloomberg).

向へと推移し始めている。RR がプラス方向に推移するためには、OTM の米ドル円コール・オプションの IV が上昇するか、OTM の米ドル円プット・オプションの IV が低下することによって生じるが、この時期の RR の挙動について加藤ら [13] は円安方向へのリスク認識の強まりというよりは、円高方向へのリスク認識の弱まりによるものと指摘している。その経済的背景として、日本銀行による円売り米ドル買い介入の実施によって介入への警戒感が形成されたこと、それまで円高進行に呼応して縮小してきた日米の金利差の縮小余地がなくなったこと、さらには実需筋の円高ヘッジニーズが円安ヘッジニーズよりも低下したことなどをあげている。

3. ATM ボラティリティに関する市場参加者の投資行動分析

本章では、分析対象期間において市場参加者のボラティリティに関する投資行動について分析を行う。具体的には (1) 市場参加者はオプション期間に応じて HV の計測期間を調整しボラティリティの価格付けを行うのか、(2) 米ドル円オプションに対する需給を考慮してボラティリティの価格付けを行うのか、の 2 点を中心に統計的検定を用いて検証を行う。

3.1 分析手法

2.1 節でも述べたように本節では HV を算出する際の計測期間 n に着目する。計測期間 n の時系列での挙動を直接分析する場合には自己相関の影響を受けオプション期間ごとのボラティリティに関する差異をとらえることが困難であるため、計測期間 n の頻度分布に対して以下のような分析を行う。

＜分析の手順＞

(i) 時点 t に対して式 (5) を満たす計測期間 n を計測する。なお n は 2 から 260 までとする。

(ii) (i) の計測を観測期間すべてに対して実施する。ただし計測期間 n を考慮し分析を行うのは 2007 年 1 月以降としている。

(iii) (i) から (ii) の手続きを 1 カ月, 2 カ月, 3 カ月, 6 カ月, 1 年, 2 年, 3 年, 5 年, 10 年の 9 種類のオプション期間 $\tau_{EXP}^{(i)}$ ($i = 1, 2, \dots, 9$) について実施する.

(iv) 9 種類のオプション期間すべてに対し, 観測期間で計測された n を 2~5 日, 6~10 日, 11~20 日, 21~30 日, 31 日~60 日, 61 日~90 日, 91 日~120 日, 121 日~150 日, 151 日~180 日, 181~210 日, 211 日~240 日, 241 日~260 日と刻んだうえで頻度を計測し, オプション期間による差異を確認する.

(v) (i) から (ii) を通じて算出された n に関する実現値 $n^{(i)}(t)$ について, オプション期間に対して計測期間 n の分布に差異が見られるか, 組合せ ${}_9C_2$ のすべてについて検定する. 本分析では非負である計測期間 n に対する分布であるためマン・ホイットニー・ウィルコクソン (MWW) 検定を実施する. MWW 検定は一对の標本に対するノンパラメトリックな検定方法であり, 次のような方法に従う. 以下の検定方法の詳細に関しては, 竹内 [15] を参照されたい.

<MWW 検定の手順>

(vi) オプション期間 $\tau_{EXP}^{(i)}$ と $\tau_{EXP}^{(j)}$ に対応する計測期間 n に関する実現値 $n^{(i)}(t)$, $n^{(j)}(t)$, ($t = 1, 2, \dots, T$) を統合した標本数 $T + T = 2T$ の大標本を考える. それらの大標本に対しての以下の MWW 統計量 W を計算する.

$$W = \sum_{t=1}^T R[n^{(j)}(t)] \quad (10)$$

ここで $R[n^{(j)}(t)]$ は $2T$ 個の統合された標本における $n^{(j)}(t)$ の順位を表す. なお順位が同じ場合には平均順位をあてる. たとえば順位が 1 位となるデータが 5 つ存在した場合, それらのデータの順位は $(1 + 2 + 3 + 4 + 5)/5 = 3$ としている.

(vii) オプション期間 $\tau_{EXP}^{(i)}$ と $\tau_{EXP}^{(j)}$ に対応する計測期間 n に関する実現値 $n^{(i)}(t)$, $n^{(j)}(t)$ が同一の分布からの標本であるとする帰無仮説 H_0 が真のとき,

$$U = \frac{W - \frac{T(2T+1)}{2}}{\sqrt{\frac{T \cdot T \cdot (2T+1)}{12}}} \quad (11)$$

は漸的に標準正規分布 $N(0, 1)$ に従うため, 漸近検定統計量 U に対して信頼区間 99% で検定を行う.

以上のような手続きを踏み, オプション期間によって HV の計測期間が同じであるか否かを検定することで, 市場参加者がボラティリティを価格付けする際に遡って考慮する米ドル円の変動とオプション期間の関係性について考察する.

また 2.3 節で述べたようにオプション期間による IV の形状の変化と米ドル円オプション市場における需給構造とは強い関連があるため, オプション期間による IV の形状について着目し, 2007 年 1 月 1 日~2012 年 3 月 30 日 (1,369 営業日) を次の 2 つに大別する.

表 2 対象期間の全営業日に対する計測日数の頻度 (1,369 営業日)

Table 2 Frequency of calculation days (All data: 1,369 business days).

オプション期間	計測期間														
	2~5	6~10	11~20	21~30	31~60	61~90	91~120	121~150	151~180	181~210	211~240	241~270			
1M	111	119	203	160	271	164	108	71	63	23	28	48			
2M	100	111	160	150	285	176	114	85	61	37	38	52			
3M	105	90	150	134	270	167	115	102	78	48	50	60			
6M	112	95	137	101	257	156	89	97	97	64	62	102			
1Y	154	113	114	123	218	120	54	69	125	74	90	115			
2Y	204	138	136	134	163	121	74	85	85	56	84	89			
3Y	221	145	151	108	171	125	65	84	63	58	81	97			
5Y	249	163	161	99	185	115	44	71	60	35	69	118			
10Y	204	129	164	113	166	75	38	86	65	73	114	142			

表 3 対象期間の全営業日に対する MWW 検定の結果 (*は帰無仮説を棄却)

Table 3 Mann-Whitney-Wilcoxon test for all data.

オプション期間 A	オプション期間 B									
	1M	2M	3M	6M	1Y	2Y	3Y	5Y	10Y	
1M		2.830*	5.385*	7.323*	5.908*	1.395	0.198	2.432	2.511	
2M			2.632*	4.787*	3.622*	0.808	1.954	4.524*	0.480	
3M				2.340	1.507	2.824*	3.917*	6.348*	1.323	
6M					0.653	4.731*	5.714*	7.926*	3.116*	
1Y						3.947*	4.823*	6.756*	2.293	
2Y							0.967	2.980*	1.439	
3Y								1.994	2.308	
5Y									4.035*	
10Y										

(A) 米ドル円 ATM オプションの IV が, 1 カ月 $\geq$ 1 年となる 575 営業日 (逆イールド局面)

(B) 米ドル円 ATM オプションの IV が, 1 カ月 $<$ 1 年となる 794 営業日 (順イールド局面)

オプション期間 $\tau_{EXP}^{(i)}$ に対応する計測期間 n の期間 (A) での実現値 $n^{(i)}(t_1)$ ($t_1 = 1, 2, \dots, T_1$) と期間 (B) の実現値 $n^{(i)}(t_2)$ ($t_2 = 1, 2, \dots, T_2$) とし, 上記の分析と同様に MWW 検定を実施する. なお, 期間 (A) と (B) の標本数が異なるため, 漸近統計量 U は以下のとおりとなる.

$$U = \frac{W - \frac{T_2(T_1+T_2+1)}{2}}{\sqrt{\frac{T_1 \cdot T_2 \cdot \{(T_1+T_2)+1\}}{12}}} \quad (12)$$

ここで T_1 は逆イールド局面の日数, T_2 は順イールド局面の日数を表す.

3.2 分析結果

3.2.1 オプション期間に対する分布の比較

表 2 は全観測期間を対象とした際の各オプション期間に対して最も適合した計測日数の頻度を表したものである. これを見ると, いずれのオプション期間についても 30 日より短い計測期間を用いた方が IV への適合は高く, 短期の挙動を重視しボラティリティの予想を行っているように思われる. 一方で 1 年超のオプション期間では, 計測期間として営業日ベースで 1 年近い日数 (241~270 日) で適合する頻度が増加しているように見受けられるが, 市場参加者がオプション期間に対応した過去の為替変動を考慮しボラティリティの価格付けを行っているとはいえない. 実際に MWW の検定を有意水準 1% で実施した際の結果を表 3 に示すが, オプション期間が < 3 カ月, 6 カ月, 1 年, < 1 カ月, 2 年, 3 年 $>$ および < 1 カ月から 6 カ月もしくは 1 年から 3 年のいずれかと 10 年 $>$ の組合せでは帰無仮説が採択され, オプション期間に応じて遡る計測期間を調整して

表 4 対象期間の順イールドの営業日に対する MWW 検定の結果
(*は帰無仮説を棄却)

Table 4 Mann-Whitney-Wilcoxon test in upward sloping term structure of volatility.

	オプション期間A							
	1M	2M	3M	6M	1Y	2Y	3Y	5Y
オプション期間B	1M	3.668*	7.681*	12.689*	12.591*	7.911*	6.624*	3.018*
	2M		4.085*	9.357*	9.755*	5.007*	3.728*	0.161
	3M			5.978*	6.748*	1.853	0.571	2.958*
	6M				1.575	3.159*	4.208*	7.267*
	1Y					4.441*	5.246*	7.747*
	2Y						0.889	3.672*
	3Y							2.721*
	5Y							0.084
	10Y							

表 5 対象期間の逆イールドの営業日に対する MWW 検定の結果
(*は帰無仮説を棄却)

Table 5 Mann-Whitney-Wilcoxon test in downward sloping term structure of volatility.

	オプション期間A							
	1M	2M	3M	6M	1Y	2Y	3Y	5Y
オプション期間B	1M	0.361	0.020	2.308	4.400*	6.043*	6.515*	6.636*
	2M		0.339	2.498	4.561*	6.189*	6.659*	6.773*
	3M			1.853	3.887*	5.547*	6.048*	6.163*
	6M				2.127	3.929*	4.483*	4.624*
	1Y					1.812	2.407	2.564
	2Y						0.616	0.779
	3Y							0.161
	5Y							6.501*
	10Y							

いないことが分かる。一方、それ以外の組合せについては帰無仮説が棄却されたことからオプション期間に応じてボラティリティの価格付けがなされた可能性が残ることとなるが、オプション期間の長短の組合せが混在することから共通した特徴を抽出することが難しい。

次に分析期間におけるボラティリティの期間構造を順イールドと逆イールドに分類したうえで、MWW 検定を行った結果を表 4 および表 5 に示す。表 4 から順イールドの局面では多くの組合せで帰無仮説が棄却されているのに対し、逆イールドの局面では<1 カ月, 2 カ月, 3 カ月, 6 カ月, 10 年>, <6 カ月, 1 年>, <1 年, 2 年, 3 年, 5 年>の組合せについては帰無仮説が採択されていることが分かる。すなわち、ボラティリティの期間構造が順イールドの局面ではオプション期間によって異なる計測期間の分布がオプションの価格付けに利用されているのに対して、ボラティリティ期間構造が逆イールドの局面においては、短期の米ドル円オプション (1 カ月から 6 カ月) と長期の米ドル円オプション (1 年から 5 年) の 2 つの期間に区別されたうえで、それぞれに対して同程度の過去の為替変動を考慮してボラティリティの価格付けがなされていることが分かる。実際に、オプション期間ごとの逆イールドと順イールドでの計測期間 n の頻度分布を図 10, 図 11, 図 12, 図 13, 図 14, 図 15, 図 16, 図 17, 図 18 にそれぞれ示した。これらの図から、(a) 逆イールドの局面における<1 カ月, 2 カ月, 3 カ月, 6 カ月, 10 年>はおおよそ 1 カ月以内の足元の挙動を考慮しているのに対し、<1 年, 2 年, 3 年, 5 年>では極端に直近もしくは 260 日の挙動を重視している点が異なるため統計的に大別された、(b) 順イールドの局面においては多少短くなるケースも見られるもののオプション期間に応じた日数を遡って考慮してい

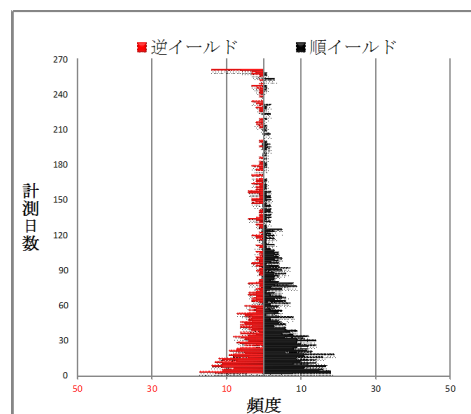


図 10 1 カ月オプションの計測期間頻度 (左は逆イールド, 右は順イールド)

Fig. 10 Frequency distribution for 1 month USDJPY option.

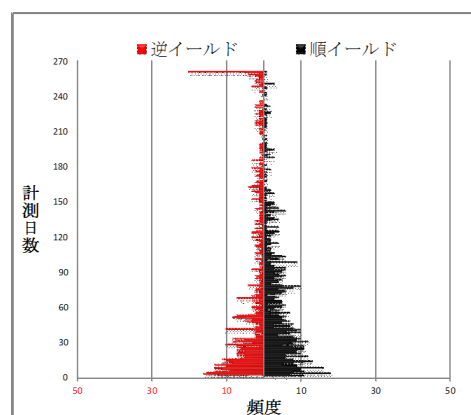


図 11 2 カ月オプションの計測期間頻度 (左は逆イールド, 右は順イールド)

Fig. 11 Frequency distribution for 2 month USDJPY option.

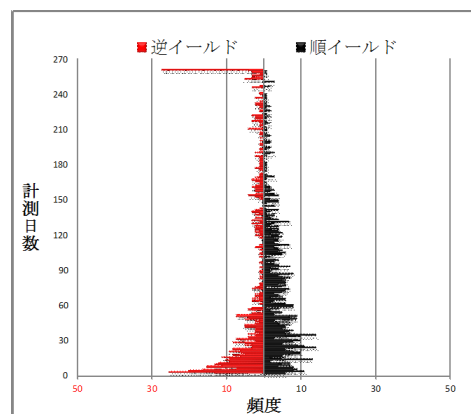


図 12 3 カ月オプションの計測期間頻度 (左は逆イールド, 右は順イールド)

Fig. 12 Frequency distribution for 3 month USDJPY option.

るため統計的に異なるものと判別された、さらに (c) オプション期間に対応した計測期間を用いてボラティリティを価格付けするかどうかはボラティリティの期間構造によることが読み取れる。ボラティリティの期間構造が逆イールドと順イールドに変化する背景として 2.3 節でも述べたよう

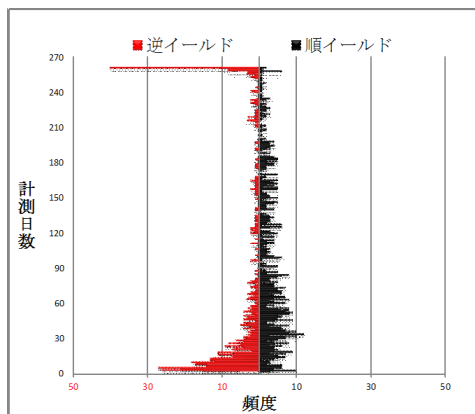


図 13 6 カ月オプションの計測期間頻度 (左は逆イールド, 右は順イールド)

Fig. 13 Frequency distribution for 6 month USDJPY option.

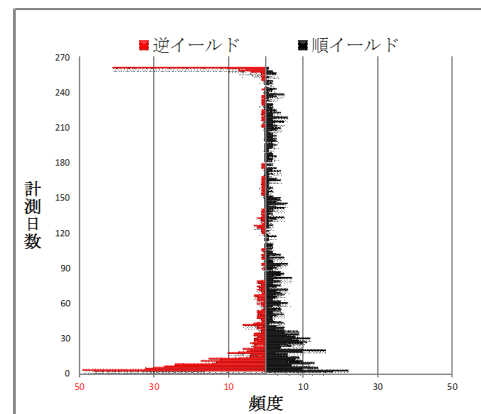


図 16 3 年オプションの計測期間頻度 (左は逆イールド, 右は順イールド)

Fig. 16 Frequency distribution for 3 year USDJPY option.

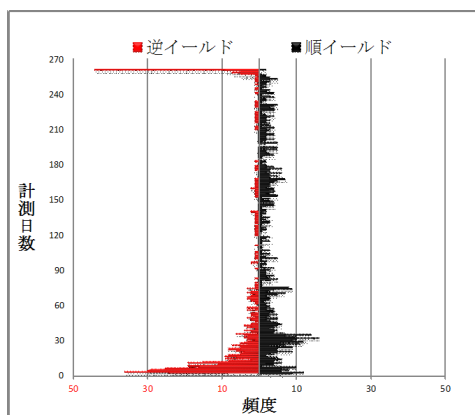


図 14 1 年オプションの計測期間頻度 (左は逆イールド, 右は順イールド)

Fig. 14 Frequency distribution for 1 year USDJPY option.

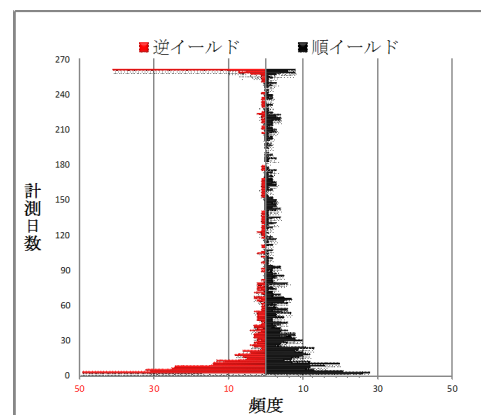


図 17 5 年オプションの計測期間頻度 (左は逆イールド, 右は順イールド)

Fig. 17 Frequency distribution for 5 year USDJPY option.

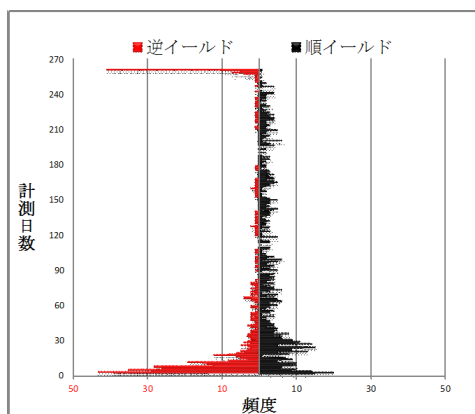


図 15 2 年オプションの計測期間頻度 (左は逆イールド, 右は順イールド)

Fig. 15 Frequency distribution for 2 year USDJPY option.

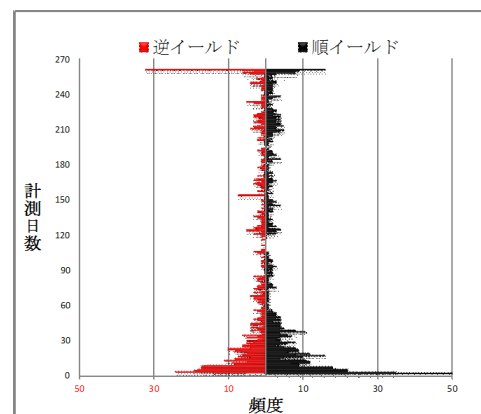


図 18 10 年オプションの計測期間頻度 (左は逆イールド, 右は順イールド)

Fig. 18 Frequency distribution for 10 year USDJPY option.

に需給が大きく関わっている可能性が高いことから、需給バランスの観点から市場参加者のボラティリティの価格付けに関して考察を行う。

2.3 節の再掲となるが本研究の対象となる逆イールドの局面では、金融機関が 1 年超 5 年以内を中心に米ドル円

オプションを大きく買い越した期間と合致している。このようにオプションを大きく買い越した場合に金融機関は、(A) 同じ期間の米ドル円オプションを市場で売却しリスクをヘッジする、(B) 異なる期間の米ドル円オプションを市場で売却する (オプション期間の違いを許容する)、(C)

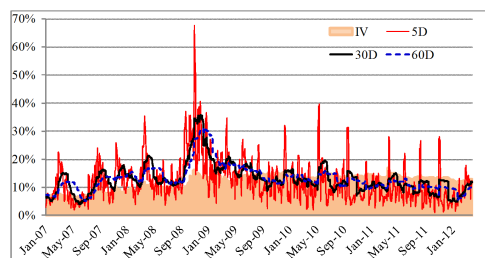


図 19 期間 2 年のオプション IV と HV の推移

Fig. 19 Transition of Implied Volatility and Historical Volatility for 2 year USDJPY option.

何もしない（オプションの価格変動リスクをとる）、のいずれかの投資行動をとることが想定される。仮に（A）のような行動を多数の金融機関がとった場合にはオプションの売り手が買い手よりも多くなるため、オプションの価格（IV）が過去の価格（HV）よりも低下しやすいと考えられるが、オプション期間 2 年において計測期間 5 日/30 日/60 日を用いた場合の HV と IV を比較した図 19 を見ると、逆イールドの局面では総じて HV よりも IV の方が低く提示されている。またその傾向は HV の計測期間が 30 日より 60 日の方が顕著であることから、直近の挙動が緩やかな場合には計測期間を短くする（ n が小さい）、もしくはさらに長期的な挙動を考慮することによってのみ IV をとらえることができるため、＜1 年、2 年、3 年、5 年＞の計測期間 n の分布がきわめて歪な形状となった^{*13}。ではなぜオプション期間の短い＜1 カ月、2 カ月、3 カ月、6 カ月＞における計測期間の分布がきわめて歪な形状にならなかったのか。その背景としては、表 1 から分かるように 1 年未満の短期オプションに対して金融機関がかかえた買い越し額がさほど大きくないこと、1 年超 5 年以内のオプション期間において上述（B）のような取引を行う市場参加者が大きな割合を占めなかったことから、IV が HV よりも恒常的に低い状態に陥らず結果的に計測期間の分布が歪な形状にならなかったものと考えられる。また逆イールドの局面がもたらされるボラティリティ・ショックの特徴として、ショックによって上昇した短期オプションの IV は元の水準までに時間をかけて回帰することが実証分析で指摘されているが（たとえば Eraker ら [4]）、ショックが緩和される過程では HV の計測期間もそれに応じて長くなる傾向も一因だと考えられる。

一方、順イールドの局面は、2.3 節で示したように過剰に供給されたオプションの買い越しが解消されただけでなく、図 6 に示したようにショックが解消し緩やかな円高局面に移行していた。そのため逆イールドの局面で考察した需給に起因する直近の挙動を重視したボラティリティの価格付けが解消され、オプション期間に応じてボラティリ

表 6 対象期間における順イールドと逆イールドに対する MWW 検定の結果（*は帰無仮説を棄却）

Table 6 Mann-Whitney-Wilcoxon test for upward and downward sloping term structure of volatility.

オプション期間	1M	2M	3M	6M	1Y	2Y	3Y	5Y	10Y
統計量 W	1.602	0.740	3.570*	9.459*	10.955*	9.428*	9.138*	7.291*	0.411

ティの価格付けがなされるようになったと考えられる。また興味深いことに図 19 を見ると、順イールドの局面では徐々に HV よりも IV の方が高い状態となっている。これは、逆イールドの局面では 1 年超 5 年以内のオプション期間について売りたい市場参加者が潜在的に多かったのに対し、それらがおおむね解消された状況においては潜在的に買いたい市場参加者の方が多くなっていることを示唆している。

3.2.2 ボラティリティの形状別での分布比較

本章の最後に、ボラティリティの期間構造の形状によってボラティリティの価格付けに関する分布に違いがあるか、すなわち図 10～18 のそれぞれに示した左右の分布が統計的に同一の分布であるかについて見ていく。表 6 では逆イールドと順イールドでの計測期間の分布に対する MWW 検定の結果を示しているが、オプション期間が 3 カ月から 5 年までのいずれの期間についても帰無仮説は棄却された。これらのオプション期間においては逆イールドと順イールドの局面によってボラティリティの価格付けに異なる分布が用いられていることが示唆されるが、3.2.1 項でも述べたように、1 年超 5 年以内において実需筋を中心とした需給のバランスが大きく変化した影響により、統計的に異なる分布となった。実際の計測期間の分布に着目すると、順イールドの局面においては直近の為替変動だけでなくオプション期間に応じた計測期間を用いてボラティリティの価格付けを行っていることも読み取れる。

一方、1 カ月や 2 カ月、10 年といったオプション期間については、2009 年夏ごろを境とした金融危機前後においても同一の期間を遡ってボラティリティの価格付けを行っていると判断できる。図 10 および図 11 から、オプション期間 1 カ月や 2 カ月については 1 カ月以内の直近の為替変動を重視する特徴がうかがえる。これらのオプション期間においては、他の期間に比べ米ドル円為替レートの直近の動きに応じて IV の水準が変化しやすく、市場参加者として「直近の米ドル円の動きが穏やか（激しい）ならば今後（急激な）相場展開が続きボラティリティが低下する（上昇する）」といった相場観を持ちやすいものと考えられる。また 10 年については非金融機関の取り組みも少なく、金融危機前後での金融機関における需給バランスに変化が見られなかったことから統計的に差異が見られなかったものと推測される。

^{*13} 計測期間 n に対して上限を 260 日とした設定したことも、1 年超 5 年以内のオプションに対する計測期間の分布の歪みが顕著となった要因と考えられる。

4. ボラティリティ・スキューの価格形成と投資行動に関する分析

3章で分析した ATM の IV だけでなく、ボラティリティ・スキューにおいても市場参加者の米ドル円為替レートに対するリスク認識や市場動向に関する予測が含まれている可能性があるため、本章ではボラティリティ・スキューと米ドル円為替レートの関係性についても分析を行う。本研究では米ドル円為替レートとボラティリティ・スキューを VAR モデルによって表現したうえで Granger の因果性テストを適用することで、加藤ら [13] で指摘されている為替変動とボラティリティ・スキューの関係性を統計的に検証する。

4.1 分析手法

4.1.1 RR と収益率の 2 変量 VAR モデル

ボラティリティ・スキュー (RR) と米ドル円の為替収益率との間に以下のような 2 変量 VAR モデルを仮定する^{*14}。

$$R(t) = a_{10} + a_{11}R(t-1) + a_{12}RR(t-1, \tau_{EXP}) + \varepsilon^R(t) \quad (13)$$

$$RR(t, \tau_{EXP}) = a_{20} + a_{21}R(t-1) + a_{22}RR(t-1, \tau_{EXP}) + \varepsilon^{RR}(t) \quad (14)$$

ここで、 $R(t)$ は時点 t の米ドル円の収益率（正の場合は米ドル高円安への推移）を表し、 $RR(t, \tau_{EXP})$ は時点 t における満期 τ_{EXP} の RR を表す。RR のデルタについては市場で最も取引され流動性の高い 25D を分析の対象とし、オプション期間 τ_{EXP} については、1 カ月、2 カ月、3 カ月、6 カ月、1 年の 5 つとする。また a_{10} , a_{20} は定数、 a_{11} , a_{12} , a_{21} , a_{22} は回帰係数、 $\varepsilon^R(t)$, $\varepsilon^{RR}(t)$ は誤差項を表し独立とする。このような 2 変量 VAR モデルに対して以下のような仮説検定を行うことで因果関係を考察する。

(検証 1)

<仮説 1-1>

RR から米ドル円収益率への Granger の意味での因果性は存在しない。

帰無仮説 $H_0: a_{12} = 0$

対立仮説 $H_1: a_{12} \neq 0$

<仮説 1-2>

米ドル円収益率から RR への Granger の意味での因果性は存在しない。

帰無仮説 $H_0: a_{21} = 0$

対立仮説 $H_1: a_{21} \neq 0$

検定に際しては、まず、式 (13) において $a_{12} = 0$ とした $R(t) = a_{11}R(t-1) + \varepsilon^R(t)$ に対して最小二乗法で推定し、その残差から残差二乗和 (RSS) を求める。次いで、式

^{*14} VAR モデルおよび Granger の因果性テストの詳細については山本 [18] を参照されたい。

(13) を最小二乗法で推定し、残差二乗和 (USS) を求め、F 値を次のようにして算出する。

$$F = \frac{(RSS - USS)}{USS / (T_N - 3)} \quad (15)$$

ここで T_N は検証を行う期間のデータ数である。

加藤ら [13] では“RR は必ずしも先行きの為替変動自体を予測するための指標ではない”，“RR は足元の為替変動の実績に強く影響される”と述べており、これらの主張は上述の検定において、仮説 1-1 の帰無仮説が採択されるとともに仮説 1-2 の帰無仮説が棄却されることに相当する。

なお式 (13) および式 (14) によって推定した VAR モデルでは単位根が存在し見かけ上の回帰となる可能性が排除できないため、単位根が存在する場合には RR について階差をとった ΔRR を変量とした 2 変量 VAR モデルでも分析を行うこととする。

$$R(t) = \hat{a}_{10} + \hat{a}_{11}R(t-1) + \hat{a}_{12}\Delta RR(t-1, \tau_{EXP}) + \varepsilon^R(t) \quad (16)$$

$$\Delta RR(t, \tau_{EXP}) = \hat{a}_{20} + \hat{a}_{21}R(t-1) + \hat{a}_{22}\Delta RR(t-1, \tau_{EXP}) + \varepsilon^{RR}(t) \quad (17)$$

4.1.2 米ドル円コールと米ドル円プットのボラティリティおよび収益率の 3 変量 VAR モデル

実際の為替オプション市場においては RR での取引だけではなく、米ドル円コール・オプションや米ドル円プット・オプションのみを個別で取引することも想定されるため、同じデルタを持つ BF を用いて、RR を式 (9) に基づいて OTM 米ドル円コール・オプションの IV（米ドル円コールサイドにおける OTM を意味する）と OTM 米ドル円プット・オプションの IV（米ドル円プットサイドにおける OTM を意味する）に分解する。具体的に 25D の RR を、OTM 米ドル円コール・オプション・ボラティリティ $\sigma_{CALL}(t-1, \tau_{EXP})$ と OTM 米ドル円プット・オプション・ボラティリティ $\sigma_{PUT}(t-1, \tau_{EXP})$ に分解し、次の 3 変量 VAR モデルを仮定する。

$$R(t) = b_{10} + b_{11}R(t-1) + b_{12}\sigma_{CALL}(t-1, \tau_{EXP}) + b_{13}\sigma_{PUT}(t-1, \tau_{EXP}) + \varepsilon^R(t) \quad (18)$$

$$\sigma_{CALL}(t, \tau_{EXP}) = b_{20} + b_{21}R(t-1) + b_{22}\sigma_{CALL}(t-1, \tau_{EXP}) + b_{23}\sigma_{PUT}(t-1, \tau_{EXP}) + \varepsilon^{CALL}(t) \quad (19)$$

$$\sigma_{PUT}(t, \tau_{EXP}) = b_{30} + b_{31}R(t-1) + b_{32}\sigma_{CALL}(t-1, \tau_{EXP}) + b_{33}\sigma_{PUT}(t-1, \tau_{EXP}) + \varepsilon^{PUT}(t) \quad (20)$$

b_{mn} ($m = 0, 1, 2, 3$, $n = 1, 2, 3$) は回帰係数、 $\varepsilon^R(t)$,

$\varepsilon^{\text{CALL}}(t)$, $\varepsilon^{\text{PUT}}(t)$ は誤差項を表しそれぞれ独立とする．これらの 3 変量 VAR モデルに対して以下のような仮説検定を行いボラティリティと為替変動の因果性について検証する．

(検証 2)

<仮説 2-1>

OTM 米ドル円コール・オプション・ボラティリティまたは OTM 米ドル円プット・オプション・ボラティリティから米ドル円の収益率への Granger の意味での因果性は存在しない．

帰無仮説 $H_0: b_{12} = b_{13} = 0$

対立仮説 $H_1: b_{12} \neq 0$ または $b_{13} \neq 0$

<仮説 2-2>

米ドル円の収益率から OTM 米ドル円コール・オプション・ボラティリティへの Granger 意味での因果性は存在しない．

帰無仮説 $H_0: b_{21} = 0$

対立仮説 $H_1: b_{21} \neq 0$

<仮説 2-3>

米ドル円の収益率から OTM 米ドル円プット・オプション・ボラティリティへの Granger 意味での因果性は存在しない．

帰無仮説 $H_0: b_{31} = 0$

対立仮説 $H_1: b_{31} \neq 0$

4.1.1 項での議論と同様に，ボラティリティ・スキューが為替変動に影響しないのであれば仮説 2-1 において帰無仮説が採択され，ボラティリティ・スキューが足元の為替変動の実績に影響を受けるのであれば，仮説 2-2 または仮説 2-3 において帰無仮説が棄却されることとなる．なお検定に際しては検定 1 と同様に，帰無仮説を採択した場合の残差二乗和 (RSS) と対立仮説を採択した場合の残差二乗和 (USS) から F 値を算出し検定を行う．また 3 変量の分析においても単位根が存在する場合には，OTM 米ドル円コール・オプション・ボラティリティおよび OTM 米ドル円プット・オプション・ボラティリティにつき階差をとった形で分析を行うこととする．

4.1.3 分析データ

4.1.1 項および 4.1.2 項の分析において用いる RR, BF のデータについてはともに 25D を採用し，2007 年 1 月から 2012 年 3 月までの月末基準のものを利用している．日次ではなく月次とした背景には，日次で分析を行った際には自己相関の影響が大きく，因果関係の検定において極力その影響を抑えるためである．また 3 章の分析と同様に，分析期間におけるオプション期間によるボラティリティの形状によって市場参加者のリスク認識に差異があるかを検証するため，

(A) 2007 年 1 月末～2012 年 3 月末までのすべて (データ数は 63)

表 7 仮説検定 1-1 および仮説検定 1-2 の検定結果 (*は有意水準 10%, **は有意水準 5%での帰無仮説の棄却を表す)

Table 7 Hypothesis Test 1-1 and Test1-2.

オプション期間	局面	仮説検定1-1		仮説検定1-2	
		F-value	P-value	F-value	P-value
1M	分析期間全体	1.265	0.261	1.199	0.273
	逆イールド	0.009	0.923	0.327	0.568
	順イールド	1.860	0.173	4.430	0.035**
2M	分析期間全体	1.012	0.314	1.159	0.282
	逆イールド	0.041	0.840	0.198	0.656
	順イールド	2.677	0.102	4.589	0.032**
3M	分析期間全体	0.753	0.385	1.278	0.258
	逆イールド	0.153	0.696	0.153	0.696
	順イールド	2.826	0.093*	5.196	0.023**
6M	分析期間全体	0.580	0.446	0.803	0.370
	逆イールド	0.369	0.544	0.231	0.631
	順イールド	3.170	0.075*	5.519	0.019**
1Y	分析期間全体	0.396	0.529	0.787	0.375
	逆イールド	0.574	0.449	0.000	0.991
	順イールド	3.721	0.054*	2.550	0.110

表 8 RR の階差をとった場合の仮説検定 1-1 および仮説検定 1-2 の検定結果

Table 8 Hypothesis Test 1-1 and Test1-2 replaced RR with increment RR.

オプション期間	局面	仮説検定1-1		仮説検定1-2	
		F-value	P-value	F-value	P-value
1M	分析期間全体	1.174	0.279	5.349	0.021**
	逆イールド	1.504	0.220	0.946	0.331
	順イールド	0.127	0.722	4.605	0.032**
2M	分析期間全体	1.001	0.317	4.061	0.044**
	逆イールド	0.906	0.341	0.949	0.330
	順イールド	0.418	0.518	6.587	0.010**
3M	分析期間全体	0.609	0.435	3.800	0.051*
	逆イールド	0.701	0.403	0.751	0.386
	順イールド	0.085	0.771	5.332	0.021**
6M	分析期間全体	0.518	0.472	1.925	0.165
	逆イールド	0.383	0.536	0.122	0.726
	順イールド	0.012	0.913	6.425	0.011**
1Y	分析期間全体	1.126	0.289	3.018	0.082*
	逆イールド	0.120	0.729	0.544	0.461
	順イールド	0.565	0.452	5.606	0.018**

(B) 米ドル円 ATM オプションの IV が，逆イールドとなる月末 (データ数は 25)

(C) 米ドル円 ATM オプションの IV が，順イールドとなる月末 (データ数は 38)

の 3 通りに大別して分析を行う．

4.2 分析結果

表 7 は仮説 1-1 および仮説 1-2 の検定結果をオプション期間ごと，分析局面ごとに示している．RR から米ドル円収益率への Granger の意味での因果性は逆イールドの局面や全分析期間については確認することができなかったものの，それらの分析期間では収益率から RR への Granger の意味での因果性も確認することができなかった．加藤ら [13] における主張と合致する検定結果が得られたものは，期間 1 カ月オプションと 2 カ月オプションに対して順イールドの局面に限定した場合のみであることが分かる．しかしながらこちらの分析では単位根が存在することが確認されたため，RR の階差をとり検定を行った結果を表 8 に示した．RR から収益率への因果関係はいずれの場合においても確認されず，吉羽 [19] や加藤ら [13] で述べられているように，RR が為替に関する予測力を持っていないと結論付けられる．一方，米ドル円収益率から RR への Granger の意味での因果関係は分析全期間であればオプション期間 1 カ月，2 カ月，3 カ月，1 年の 4 種類，順イールドの局面に限定した場合であればすべてのオプション期間で確認することができた．また収益率から RR への因果関係が統計的に確認された組合せにおける収益率の回帰係数を表 9 に示

表 9 仮説 1-2 で有意となった米ドル円収益率の係数 $\hat{a}_{22}$ Table 9 Coefficient $\hat{a}_{22}$ in Hypothesis Test 1-2.

	1M	2M	3M	6M	1Y
分析期間全体	0.185	0.122	0.119	-	0.127
順イールド	-0.224	-0.058	-0.138	-0.032	0.198

表 10 仮説検定 2-1, 仮説検定 2-2, 仮説検定 2-3 の検定結果 (*は有意水準 10%, **は有意水準 5%での帰無仮説の棄却を表す)

Table 10 Hypothesis Test 2-1, Test2-2 and Test2-3.

オプション期間	局面	仮説検定2-1		仮説検定2-2		仮説検定2-3	
		F-value	P-value	F-value	P-value	F-value	P-value
1M	分析期間全体	2.880	0.090*	3.128	0.077*	1.535	0.215
	逆イールド	6.248	0.030**	1.153	0.283	0.474	0.491
	順イールド	0.385	0.535	0.328	0.567	0.084	0.772
2M	分析期間全体	1.997	0.158	2.832	0.092*	0.926	0.336
	逆イールド	4.708	0.030**	1.181	0.277	0.401	0.526
	順イールド	0.423	0.515	0.022	0.883	0.434	0.510
3M	分析期間全体	1.039	0.308	2.059	0.151	0.469	0.493
	逆イールド	4.530	0.033**	0.936	0.333	0.203	0.652
	順イールド	0.096	0.757	0.067	0.796	0.344	0.558
6M	分析期間全体	0.700	0.403	1.610	0.204	0.079	0.779
	逆イールド	2.994	0.084*	0.812	0.367	0.006	0.940
	順イールド	0.110	0.740	0.015	0.903	0.361	0.548
1Y	分析期間全体	0.724	0.395	1.194	0.275	0.043	0.836
	逆イールド	1.726	0.189	0.664	0.415	0.000	0.997
	順イールド	0.305	0.581	0.000	0.985	0.238	0.626

しているが、分析期間全体に対してでは収益率の係数はいずれも正の値をとっており、米ドル円が円安（円高）に推移すると RR の値がプラス方向で拡大（マイナス方向で拡大）することが分かる。2.3 節でも示したように、本分析の期間の多くで米ドル円は大きく円高進行しながら RR のマイナスの値は拡大していたことから、収益率の正の係数もそれらの挙動と合致している。このことから市場参加者が円高リスクを回避するように RR の価格付けをしていたことがうかがえ、加藤ら [13] の主張を裏付けるものとなっている。

一方、2009 年秋ごろに移行した順イールドの局面では緩やかに円高に推移しながらも RR はマイナスの値からプラスの値を目指す動きを示していた。この期間において米ドル円収益率の係数が負であり、円高に推移しながらも RR は円安リスクを警戒するように変化している。この結果も加藤ら [13] でも指摘されているように、円売り介入などを意識しさらなる円高進行リスクが弱まったことと一致している。

続いて、RR を OTM 米ドル円コール・オプション・ボラティリティと OTM 米ドル円プット・オプション・ボラティリティの 2 つに分けたうえで収益率との Granger の意味での因果性を検定した。表 10 を見ると、OTM 米ドル円コール・オプション・ボラティリティと OTM 米ドル円プット・オプション・ボラティリティから米ドル円収益率への因果関係については、分析期間全体または順イールドの局面においては有意水準 5%では因果関係を持たないことが確認された^{*15}。これらの結果は加藤ら [13] で指摘された点と整合するものであるが、その反面、逆イールドの局面において期間 1 カ月から 3 カ月までの 3 つのオプション期間では統計的にボラティリティが収益率に影響を与えるものと判断された。表 11 には逆イールドの局面で統

表 11 仮説 2-1 で逆イールドの局面で有意となった OTM 米ドル円コール・ボラティリティの係数 b_{12} と OTM 米ドル円プット・ボラティリティの係数 b_{13} Table 11 Coefficient b_{12} and b_{13} in Hypothesis Test 2-1.

	1M	2M	3M	6M	1Y
OTM米ドル円コール	-0.013	-0.012	-0.011	-	-
OTM米ドル円プット	0.017	0.018	0.019	-	-

計的有意となったボラティリティの係数を示しているが、OTM 米ドル円コール・オプション・ボラティリティの係数はマイナス、OTM 米ドル円プット・オプション・ボラティリティの係数はプラスとなっている。すなわち OTM 米ドル円コール・オプションのボラティリティが上昇すると米ドル円為替は円高に推移し、OTM 米ドル円プット・オプションのボラティリティが上昇すると米ドル円為替は円安に推移することを意味している。今後米ドル円が円安に推移すると予測し OTM 米ドル円コール・オプションを市場参加者が購入するのであれば、OTM 米ドル円コール・オプションのボラティリティは上昇することとなるが、表 11 の結果から円高に推移するため予測力がないととらえられる。また OTM 米ドル円プット・オプションについても同様の因果関係が導かれ、3 変量 VAR モデルの場合においてもボラティリティ・スキューが為替の予想を反映するものではないと結論付けられる。

5. まとめと今後の課題

本研究では米ドル円の為替オプションの ATM の IV とボラティリティ・スキューに着目し市場参加者の投資行動を考察した。ATM の IV に対する分析では市場参加者が HV によって米ドル円オプションのボラティリティを値付けするとした際に、(1) オプション期間に応じて HV の計測期間を調整しボラティリティの値付けを行うのか、(2) 米ドル円オプションに対する需給構造を考慮してボラティリティの値付けを行うのかについて統計的に検証を行った。2009 年の秋ごろを境として非金融機関からの為替オプションの売りが市場に供給された期間とその後の期間とでは、1 年から 5 年以内の長期を中心に恒常的に IV が HV よりも低く（高く）提示されるなど明示的に需給の影響を考慮した価格付けがなされていることが確認できた。またオプション期間 1 カ月から 6 カ月においては需給の影響が多少は見られたものの、市場参加者がオプション期間に応じ過去の米ドル円為替レートの挙動を考慮して米ドル円オプションの価格付けを行っている点を確認した。

本研究の HV ボラティリティの計測に際して過去の米ドル円為替レート挙動を均一の重みづけでモデル化しているものの、直近の挙動を重視する指数型加重平均 (EWMA: Exponentially Weighted Moving Average) のような重みづけを利用することも可能である。EWMA はバリュー・アット・リスクの算出など市場参加者のリスク

^{*15} ボラティリティの階差をとらなくても単位根が存在しないことが確認された。

管理の側面で用いられることも多いことから、EWMA の指数ウェイトを通じてより精緻に市場参加者の予測をとることができるかもしれない。さらには HV から IV への関係性だけでなく、日本銀行調査統計局 [11] でも示されているように、市場で価格付けされた IV が果たして将来の HV であるリアライズド・ボラティリティ (RV) をとることができるのかを検証することで、市場参加者のボラティリティ予測を評価することも可能であろう。

ボラティリティ・スキューの分析においては、ボラティリティ・スキューと米ドル円の収益率との間の因果関係に着目し、ボラティリティ・スキューに形成された市場参加者のリスク認識について検証を行った。その結果、加藤ら [13] で述べられていたように、RR には市場参加者のリスク回避的な行動が反映されていること、また 2009 年秋以降の相場局面ではその傾向が統計的に有意に確認できることを示した。さらには RR を OTM の米ドル円オプション・ボラティリティに分解し検証した結果からも、リスク回避傾向が示唆された。杉原 [14] にあるようなモデル・フリー・インプライド・ボラティリティに対するリスクの市場価格を考えて、ボラティリティ・スキューを将来の為替レートの予測に利用することも今後の発展的なテーマとして考えられる。

謝辞 初稿における不十分な表現を指摘したうえで、改善の方向性を示す貴重なコメントをくださった 2 人の匿名査読者の方々には、この場をかりて心から感謝いたします。

参考文献

- [1] Black, F. and Scholes, M.: The Pricing of Options and Corporate Liabilities, *Journal of Political Economy*, Vol.81, No.3, pp.637-654 (1973).
- [2] Castagna, A. and Mercurio, F.: The Vanna-volga Method for Implied Volatilities, *Risk Magazine*, Vol.20, No.1, pp.100-111 (2007).
- [3] Castagna, A.: *FX Options and Smile Risk*, Wiley (2010).
- [4] Eraker, B., Johannes, M. and Polson, N.: The Impact of Jumps in Volatility and Returns, *Journal of Finance*, Vol.58, No.3, pp.1269-1300 (2003).
- [5] Gudhus, K.: *Implied Volatility Skews in the Foreign Exchange Market, Empirical Evidence from JPY and GBP:1997-2002*, New York University (2003).
- [6] Garman, M. and Kohlhagen, S.: Foreign Currency Option Values, *Journal of International Money and Finance*, Vol.2, No.3, pp.231-237 (1983).
- [7] Hagan, P., Kumar, D., Lesniewski, A.S. and Woodward, D.: Managing Smile Risk, *Wilmott Magazine*, September, pp.84-108 (2003).
- [8] Heston, S.: A Closed-Form Solution for Options with Stochastic Volatility with Applications to Bond and Currency Options, *The Review of Financial Studies*, Vol.6, No.2, pp.327-343 (1993).
- [9] Moro, B.: The Full Monte, *Risk Magazine*, Vol.8, No.2, pp.57-58 (1995).
- [10] 日本銀行：デリバティブ取引に関する定例市場報告。
- [11] 日本銀行調査統計局：インプライド・ボラティリティの指標性に関する実証分析，日本銀行月報 1995 年 1 月，pp.1-25 (1995)。
- [12] BIS：外国為替およびデリバティブに関する中央銀行サーベイ。
- [13] 加藤晴子，福永一郎，山田 健：リスク・リバーサルからみた為替変動へのリスク認識，日銀レビュー，2012-J-14 (2012)。
- [14] 杉原慶彦：わが国株式市場のモデルフリー・インプライド・ボラティリティ，金融研究，Vol.29, No.2, pp.79-120 (2010)。
- [15] 竹内 啓（編）：統計学辞典，東洋経済新報社 (1989)。
- [16] 宮崎浩一：オプション市場分析への招待，朝倉書店 (2009)。
- [17] 山田哲也：行動ファイナンスの新展開：不確実性下における投資理論を中心として，金融研究，Vol.30, No.1, pp.125-184 (2011)。
- [18] 山本 拓：経済の時系列分析，創文社 (1988)。
- [19] 吉羽要直：リスク・リバーサル取引の理論的含意について，金融研究，Vol.15, No.2, pp.151-194 (1996)。



野村 哲史

昭和 56 年生。平成 18 年電気通信大学大学院電気通信学研究科システム工学専攻博士前期課程修了。平成 21 年同大学院博士後期課程入学，現在に至る。



宮崎 浩一

昭和 42 年生。平成 12 年筑波大学大学院経営・政策研究科博士課程修了。博士（経営学）。電気通信大学システム工学科専任講師等を経て，平成 23 年電気通信大学大学院情報理工学研究科教授，現在に至る。