

外国為替レートを利用したインバウンド観光活用策

愛知大学経営学部会計ファイナンス学科 齋藤 毅

Tsuyoshi Saito (tsaito@vega.aichi-u.ac.jp)

Department of Accounting and Finance, Faculty of Business Administration
Aichi University

1. はじめに

観光産業は運輸、宿泊、飲食、小売など多岐に渡る産業と関わり、特に国際観光はその国の文化を外国に発信する働きも持つため、観光産業を経済成長のエンジンととらえる国・地域は多い。日本もバブル経済崩壊後に力を弱めた輸出主導の経済力、都市部への人口流出で弱まった地方などを観光の力でよみがえらせようと、2003年に「ビジット・ジャパン・キャンペーン」(Visit Japan Campaign, VJC)、2016年に「明日の日本を支える観光ビジョン」などの政策を打ち立て、外国人観光客の誘致に取り組んでいる。

その効果のためか、以前は外国人の訪日旅行(インバウンド)に比べて日本人の海外旅行(アウトバウンド)が圧倒的に多かったのだが、近年はインバウンドが急速に伸び、2015年にはアウトバウンドを逆転し、2017年には2,800万人を超えた(図1.1)。今後の目標としては2020年に4,000万人、2030年に6,000万人が設定されている[5]。

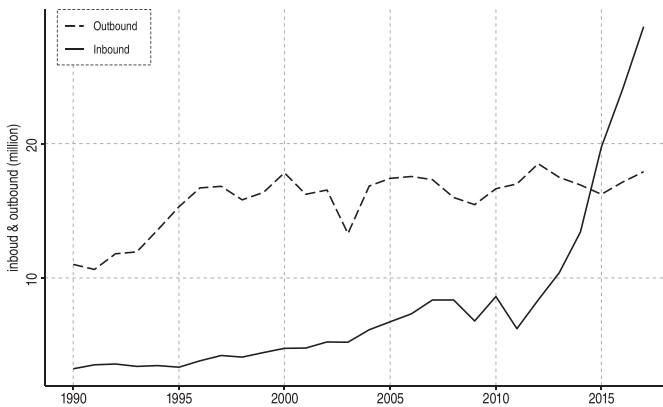


図 1.1 出国日本人数と訪日外国人数(観光目的に限らない)／単位：百万人*1

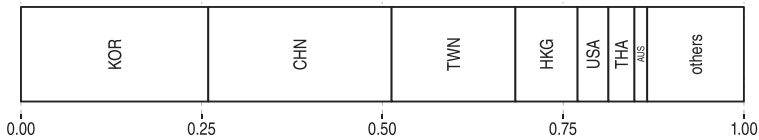


図 1.2 訪日外国人観光客の出身地域比率(2017年)*1

*1 日本政府観光局(JNTO)[9]。以下、本稿における訪日外国人数に関わる数字は全てこのサイト、またはJTB総合研究所[8]による。なお、JTB総合研究所のデータは、JNTOのデータを整理したものとのこと。

ただし、外国人観光客はVJCの重点20市場*2から満遍なく訪日しているわけではない。いずれも対前年比で増加しているものの、出身地としては韓国、中国を筆頭に東アジアが圧倒的である(図1.2)。

しかし、アジア圏よりも欧米豪からの訪日客の方が日本滞在中の1人当たり支出額が多い傾向にあり[3, 4]、経済効果という観点からすれば更に欧米豪などへのアピールが必要となろう。そのためには観光資源開発や、その資源の価値の多言語による発信、宿泊施設の整備、世界的に広がりつつあるキャッシュレス決済体制の整備などももちろん、価格面で割安さを感じさせる仕組みが求められる。外国人観光客向けの政策としては既にJRバス等が導入されているが、彼らは日本旅行を予約した時点で円建て債務を負ったことになるため、訪日時の為替レートが円高ならば結果的に割高となる。多くの通貨にとって日本円との為替レートのボラティリティは比較的大きいため(齋藤[6, 図1.2])、円に対しては「よく円高になる」との印象を持つ外国人が一定数存在するものと予想される。

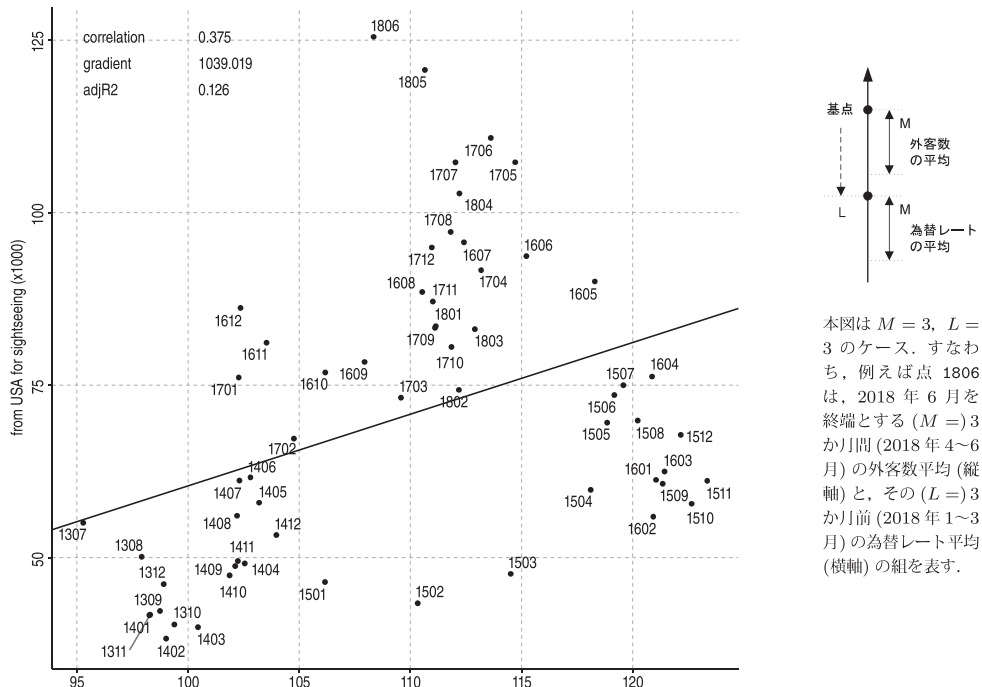


図1.3 米国からの観光客数 M か月平均(縦軸: 人)とその L か月前までの M か月間における米ドル円レート平均(横軸: 1ドル当り円): $M = 3, L = 3$ のケース

実際、ある月を終端とする M か月間での訪日観光客数平均と、その L か月前の M か月間における為替レート平均の組を一定期間分打点した散布図を作成すれば、為替レートと訪日人数にはそれなりの相関関係が見られる*3。これを米国と米ドルについて、 $M = 3, L = 3$ として作成したものが図1.3である*4。例えば上部中央の「1806」は座標(108.4, 125499.7)にプロットされているが、これは観光目的訪日米国人の2018年4~6

*2 KOR, CHN, TWN, HKG, THA, SGP, MYS, IDN, PHL, VNM, IND, AUS, USA, CAD, GBR, FRA, DEU, ITA, RUS, ESP. 観光庁[4].

*3 月次データでは長期休暇やビジネス上の繁忙期による変動が目立ちすぎるので、 M か月平均を用いて平準化する。

*4 平準化する期間 M は、1シーズンの長さで $M = 3$ とした。タイムラグ L は、海外旅行では2~3か月前には航空券等を手配せよと推奨するガイドブックが多かったため、海外でも同様のアドバイスがなされていると考え、 $L = 3$ とした。

月における平均が 125,499.7 人、その 3 か月前の 2018 年 1~3 月におけるドル円レートの平均が 108.4 円であることを表す。回帰直線の傾きが正であることから、ドル円レートが大きい (円安である) ほど、その 3 か月後の訪日観光客数が多いという傾向が読み取れる。

したがって、外国人から円高への警戒感を軽減させることができれば、地域差はあるだろうが、訪日旅行者を増やせると期待できる。齋藤 [6] では、ある 1 地域からの訪日客に対する為替リスク削減策として、宿泊費の一定割合を出身地の通貨で支払うことを認め、円高の際に観光客が被る損失の一部を宿泊施設が肩代わりするサービスが分析された。齋藤 [7] では、これを観光客が 2 地域から訪れるモデルに拡張された。この拡張の際には実効為替レートに準じた概念が用いられたが、若干分析が複雑になる程度で本質は 1 通貨モデルと大差なかったため、本稿では改めてシンプルな 1 通貨モデルに戻り、齋藤 [6] で残された課題の解決を目指す。

以降、第 2 節にてモデルの説明を行い、その解析を第 3 節で行い、第 4 節にて米国を例に数値計算で提案の効果を確認する。

2. モデル

説明を簡潔にするため、外貨は米ドルとし、訪日外客の日本における支出を総じて宿泊費と呼ぶことにする。

まず、為替レート X は外貨建て、すなわち「1 円当り X ドル」という形式で表示する。「1 円と交換するために何ドル払えばよいか」を気にするはずの訪日旅行検討者にとっては、より実用的な為替レートの表示形式ではなからうか。当然、 X が小さければ円安を、大きければ円高を表すことになる。

この為替レート X は、Garman & Kohlhagen モデル [1] に準じ、確率微分方程式

$$dX(t) = X(t)\{\mu dt + \sigma dW(t)\} \quad (t \geq 0), \quad X(0) = x_0 > 0 \quad [\text{USD/JPY}] \quad (2.1)$$

に従うとする。ここで、 W は標準ブラウン運動を表す。

時刻 t における訪日旅行予約客数 $\Psi(t)$ は

$$\Psi(t) = \theta(t) X(t)^{-\eta} \quad (2.2)$$

で定まるとする。ただし、 $\eta > 0$ 。このとき、

$$\eta = -\frac{\partial \ln \Psi(t)}{\partial \ln X(t)} \quad (2.3)$$

が成り立つので、式 (2.2) は、訪日外客数の為替弾力性が η であることを表す*5。 θ は需要に影響を与える確率的な変動である。

訪日外客は全員、訪日予定日の τ 日前に予約を行い、キャンセルなく訪日するものとする。よって、 $\Psi(t)$ は時刻 t における予約客数であり、時刻 $t + \tau$ における訪日客数でもある。

滞在期間は一定とし、宿泊費は π 円に固定で、チェックイン時 t_* に支払うものとする。本稿で提案する割引サービスは、この π 円のうち $100(1 - \alpha)\%$ 、すなわち $(1 - \alpha)\pi$ 円については日本円で支払い、残る $100\alpha\%$ 、すなわち $\alpha\pi$ 円は日本円または時刻 0 のレート x_0 で換算した米ドルの好きな方で支払うことを認める、というものである。当然、外客は安い方を選択するであろうから、外客の支出は

$$(1 - \alpha)\pi [\text{JPY}] + \alpha\pi \min\{1 [\text{JPY}], x_0 [\text{USD}]\}$$

となる。よって、チェックイン時 t_* において訪日外客が感じる支出、すなわち、ドル建て総支出 $L^*(t_*)$ は、

$$L^*(t_*) = (1 - \alpha)\pi X(t_*) + \alpha\pi \min\{X(t_*), x_0\} \quad [\text{USD}] \quad (2.4)$$

*5 為替レート X が 1% 大きくなれば (円高になれば)、訪日客数 Ψ が $\eta\%$ 小さくなる。

となる。

以上のモデルに基づいて、この割引サービスの効果を検討する。すなわち、割引サービスはどの程度の外客増をもたらすのか。宿泊施設にとって、この増分は割引サービスによる単価減に見合うものなのか、などが分析の焦点となる。

3. 分析

3.1. 割引サービスが訪日外客へ与える影響

割引サービスについて、まず関数 C^* を

$$C^*(t) = [X(t) - x_0]^+ \quad [\text{USD}] \quad (3.1)$$

と定める。このとき式 (2.4) は

$$\begin{aligned} L^*(t_*) &= (1 - \alpha)\pi X(t_*) + \alpha\pi(X(t_*) - [X(t_*) - x_0]^+) \\ &= \pi X(t_*) - \alpha\pi C^*(t_*) \quad [\text{USD}] \end{aligned} \quad (3.2)$$

と変形される。

式 (3.1) で $t = t_*$ とした $C^*(t_*)$ は、原資産が為替レート X 、権利行使価格が x_0 、満期が t_* の円コール・ドルプット・オプション^{*6}の満期におけるペイオフを表す。したがって、式 (3.2) より、提案した割引サービスは米国人予約客に対し、予約時 t でオプション C^* を $\alpha\pi$ 枚無償譲渡し、この決済と通常宿泊費 π 円の支払いをチェックイン時 t_* に求めるもの、と解釈してよい。

チェックイン時 t_* に支払う本来の宿泊費 π 円は、予約時 t において支払義務として確定する。この義務に伴うキャッシュフローは、満期 t_* 、額面 1 円の割引ドル建て債を π 枚売り持ちした場合のキャッシュフローに等しい。したがって、この割引債 1 枚のドル建て価格を D^* と表せば、式 (3.2) は

$$L^*(t_*) = \pi D^*(t_*) - \alpha\pi C^*(t_*) \quad [\text{USD}]$$

と書き直せ、この予約時 t における価値 $L^*(t)$ は、

$$L^*(t) = \pi D^*(t) - \alpha\pi C^*(t) \quad [\text{USD}] \quad (3.3)$$

と表せる。

本モデルでは予約時 t とチェックイン時 t_* との間隔を一定の τ 、すなわち $t = t_* - \tau$ と仮定しているため、予約時 t における割引債価格は

$$D^*(t) = e^{-r\tau} X(t) \quad [\text{USD}] \quad (3.4)$$

と計算でき、オプション価格は

$$C^*(t) = e^{-r\tau} X(t) \mathcal{N}(d_+(t, X(t))) - e^{-r^*\tau} x_0 \mathcal{N}(d_-(t, X(t))) \quad [\text{USD}] \quad (3.5)$$

と計算できる (Garman&Kohlhagen[1])。ここで、 r は日本の安全利子率 (定数)、 r^* は米国の安全利子率 (定数)、 d_+ と d_- はそれぞれ次の関数を表す。

$$d_{\pm}(t, x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{\tau}} \left\{ \ln \frac{x}{x_0} + \left(r^* - r \pm \frac{\sigma^2}{2} \right) \tau \right\} \quad (\text{複号同順}) \quad (3.6)$$

^{*6} 為替レートをドル建てにしているため、「コール」は「ドルで円を買う権利」になる。

よって、割引サービスの導入により、予約時 t における宿泊費の評価は $\pi D^*(t)$ から $\pi D^*(t) - \alpha \pi C^*(t)$ に、すなわち、

$$\beta(t, \alpha) := 1 - \alpha \frac{C^*(t)}{D^*(t)} = 1 - \alpha e^{r\tau} \frac{C^*(t)}{X(t)} \quad (\in (0, 1)) \quad (3.7)$$

倍に下がると考えられる。これは為替レートが $X(t)$ から $\beta(t, \alpha)X(t)$ に減少した (円安になった) ことと同等であるから、式 (2.2) より、訪日旅行予約者は $\Psi(t)$ から $\beta(t, \alpha)^{-\eta} \Psi(t)$ に、すなわち $\beta(t, \alpha)^{-\eta}$ 倍に増えると期待できる。

3.2. 割引サービスが宿泊施設へ与える影響

時刻 t における米国客 1 人からの宿泊施設側の受取り額 (円建て) は、通常宿泊費から割引分を減じた

$$L(t) := \pi - \alpha \pi \frac{[X(t) - x_0]^+}{X(t)} = \pi \left\{ 1 - \alpha \frac{[X(t) - x_0]^+}{X(t)} \right\} \quad [\text{JPY}]$$

である。

割引サービスを実施しない場合、時刻 t における米国からの旅行者は $\Psi(t - \tau)$ 人だが、割引サービスの導入により $\beta(t - \tau)^{-\eta} \Psi(t - \tau)$ 人へ増加すると予想された。よって、米国客からの受取り総額についても、 $\pi \Psi(t - \tau)$ 円から

$$\pi \left\{ 1 - \alpha \frac{[X(t) - x_0]^+}{X(t)} \right\} \beta(t - \tau, \alpha)^{-\eta} \Psi(t - \tau) \quad [\text{JPY}] \quad (3.8)$$

への変化が予想される。すなわち、割引サービスを実施しない場合に比べての総収入増加倍率を

$$\lambda(t, \alpha) := \left\{ 1 - \alpha \frac{[X(t) - x_0]^+}{X(t)} \right\} \beta(t - \tau, \alpha)^{-\eta} \quad (3.9)$$

として整理すれば、割引サービスは、米国客からの受取り総額を次のように変化させる効果が見込まれる。

$$\pi \Psi(t - \tau) \quad [\text{JPY}] \quad \longrightarrow \quad \pi \lambda(t, \alpha) \Psi(t - \tau) \quad [\text{JPY}]$$

したがって、倍率 $\lambda(t, \alpha)$ が平均的に 1 以上となるのか、1 未満となる可能性はどの程度なのか、これらは時刻 t や外貨払い許容率 α の変化によってどう変わるのか等が、宿泊施設が割引サービスの有用性を判断する際の情報となる。

ここで時刻 t 、外貨払い許容率 α における総収入増加倍率 $\lambda(t, \alpha)$ を、単価要素

$$\nu(t, \alpha) := 1 - \alpha \frac{[X(t) - x_0]^+}{X(t)} \quad (3.10)$$

と人数要素に分解する。人数要素は先述の通り $\beta(t - \tau, \alpha)^{-\eta}$ であるため、 $\lambda(t, \alpha) = \nu(t, \alpha) \beta(t - \tau, \alpha)^{-\eta}$ となる。なお、必然的に $\nu(t, \alpha) \leq 1$ 、 $\beta(t - \tau, \alpha)^{-\eta} \geq 1$ となる。

まず、単価面の倍率 $\nu(t, \alpha)$ については、

$$H(t) = \left(r^f - r^d + \frac{\sigma^2}{2} \right) t + \sigma \sqrt{t} Z, \quad Z \sim N(0, 1)$$

とおくと

$$\nu(t, \alpha) = 1 - \alpha \frac{[X(t) - K]^+}{X(t)} \stackrel{d}{=} 1 - \alpha + \alpha e^{-H(t)^+}$$

であり、この分布について

$$P(\nu(t, \alpha) \leq y) = \begin{cases} 1 - \mathcal{N}\left(\frac{1}{\sigma\sqrt{t}} \left\{ \ln\left(\frac{y-1}{\alpha}\right) + 1 \right\} + \left(r^f - r^d + \frac{\sigma^2}{2}\right)t \right) & (H(t) \geq 0, y > 1 - \alpha) \\ 1 & (H(t) \geq 0, y \leq 1 - \alpha) \\ 1 & (H(t) < 0, y \geq 1) \\ 0 & (H(t) < 0, y < 1) \end{cases}$$

となる。

一方、人数面の倍率 $\beta(t - \tau, \alpha)^{-\eta}$ については、

$$J(t) = \frac{1}{\sigma} \left(r^f - r^d + \frac{\sigma^2}{2} \right) \sqrt{\tau} + Z \sqrt{\frac{t}{\tau} - 1}, \quad Z \sim N(0, 1)$$

とおくと

$$\beta(t - \tau, \alpha)^{-\eta} \stackrel{d}{\approx} 1 + \eta \alpha \left[\mathcal{N}(J(t)) - \exp\left\{ \frac{\sigma^2 \tau}{2} - \sigma \sqrt{\tau} J(t) \right\} \mathcal{N}(J(t) - \sigma \sqrt{\tau}) \right]$$

が成り立つ。

4. 数値計算

総収入倍率 $\lambda(t, \alpha)$ については解析的な展開が困難であるため、数値計算によりその分布を確認したい。ここでは米国を取り上げる。

本モデルにおいては外国(米国)金利 r^* 、自国(日本)金利 r 、為替レートのボラティリティ σ のいずれも定数として扱う。ここでは r^* として FF レート、 r として無担保コール翌日物を採用する。図 4.1 は左が日米の金利、右が月末レート 24 か月分から計算した為替レートのボラティリティである。参考として、両図にはそれぞれの 24 か月移動平均も描かれている。これらより、 $r^* = 0.0191$ 、 $r = -0.0007$ 、 $\sigma = 0.109$ と見なす。

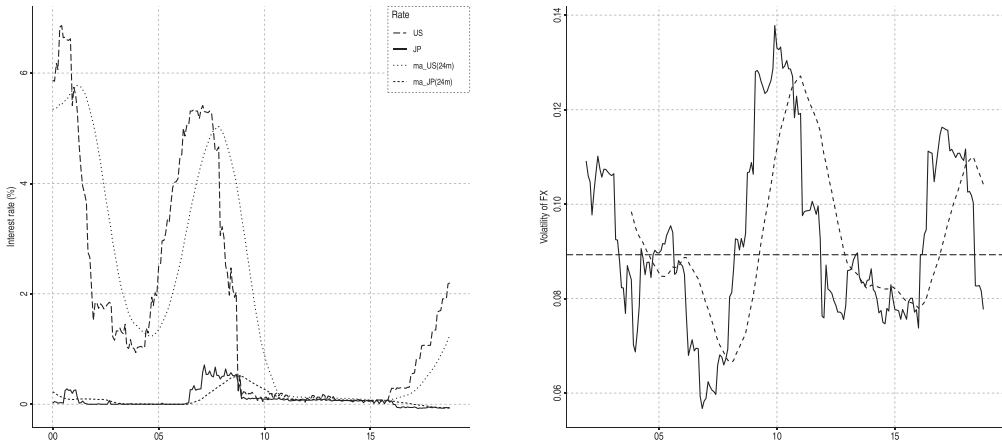


図 4.1 日米の金利(左)とドル円レートのボラティリティ(右)

予約から来日までは 3 か月、すなわち $\tau = 0.25$ とする。また、図 4.2 より、訪日米国人客の為替弾力性は $\eta = 1.946$ とする*7。

以上の設定に基づいてシミュレーションを行い、図 4.3 に $\nu(t, \alpha)$ 、 $\beta(t - \tau, \alpha)^{-\eta}$ 、 $\lambda(t, \alpha)$ の分布をまとめた。これらの引数 t と α は、左列が $\alpha = 0.4$ 、 $t = 1, 2, 3$ 、右列が $\alpha = 0.2, 0.4, 0.6$ 、 $t = 1$ である。各ヒストグラムにおける点線は平均値、一点鎖線は上側 90% 点(第 10 百分位数)である。

左列に着目し、 $\alpha = 0.4$ の下でのサービス実施期間の影響を見る。上段の上図は $t = 3$ 、すなわちサービス開始から 3 年経過後における収入単価倍率の分布だが、この時点においても単価は平均的には 0.96 倍の減少で

*7 図 4.2 は、図 1.3 における為替レートを本モデルに合わせて外貨建てに直し(通常の為替レートの逆数を取り)、両軸について自然対数を取ったもの。式(2.3)より、図 4.2 の回帰直線の傾きの符号を反転させた値が弾力性 η となる。

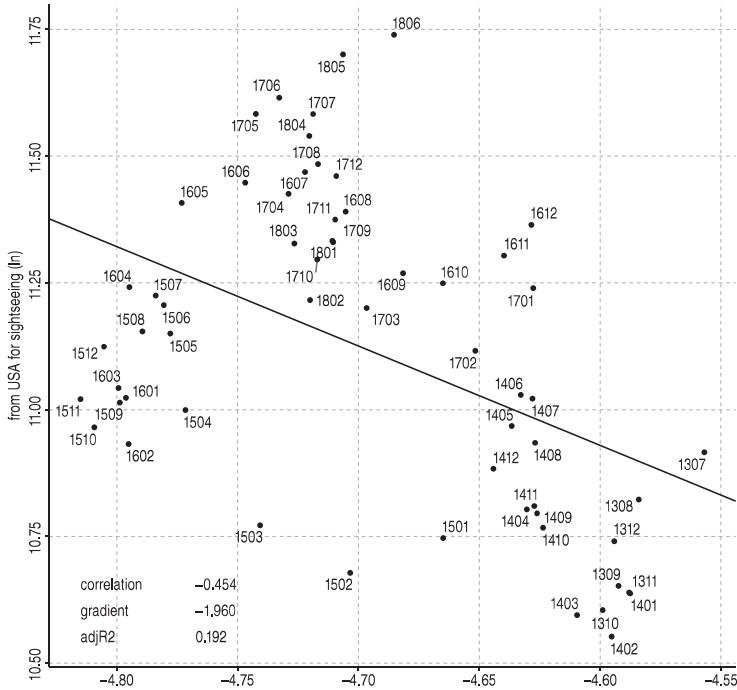


図 4.2 観光目的米国客数の為替弾力性

取まり、90%の確率で0.89倍以上は維持されそうである。1年後ではより単価の減少は小さく抑えられているため、 α を年ごとに変更すれば施設側のリスクは小さくなる。ただし、 α を切り替える時期の予約数動向は慎重に観測する必要がある。

中段は外客増加倍率だが、平均的にはせいぜい5%増に留まり、大幅な客数増は期待できそうにない。

下段が肝心の総収入増加倍率だが、平均的には微増程度となる。収入減になるとしても10%減程度で収まりそうで、うまく行けば10%増となりそうである。

実施期間を1年とし、外貨払い許容率 α を0.2や0.6に変えた場合の分布が右列だが、更に細かく α を変えた場合の様子を図4.4にまとめた。図4.4はそれぞれ α を0.1～0.7の範囲で動かした際の $\nu(t, \alpha)$ 、 $\beta(t - \tau, \alpha)^{-\eta}$ 、 $\lambda(t, \alpha)$ に関する値で、上段が上側90%点(第10百分位数)、中段が平均値、下段が1を超える確率、左列が $t = 1$ 、右列が $t = 2$ の場合のものである。

特徴的なのは単価増加倍率 $\nu(t, \alpha)$ 、客数増加倍率 $\beta(t - \tau, \alpha)^{-\eta}$ 、総収入増加倍率 $\lambda(t, \alpha)$ の全てについて、上側90%点も平均値も α の変化に対してほぼ線形に変化すること、及びそれぞれが1倍を超える確率は α が変化してもほぼ一定を保つことである。

5. おわりに

本稿では齋藤[6]で先送りしていた割引サービスによる総収入増加倍率 $\lambda(t, \alpha)$ の分布を、数値計算により確認した。示したのは米国の例のみであったが、台湾など他のケースにおいても、開始からの経過期間 t や外貨払い許容率 α が大きいほど分布は(微妙に)右にシフトし、ばらつきは大きくなる傾向が見られた。また、 $P(\lambda(t, \alpha) \geq y) = 0.9$ となる y や $\lambda(t, \alpha)$ の平均値が α についてほぼ線形となること、 $P(\lambda(t, \alpha) > 1)$ が α に

関わらずば一定値となることも確認された。この件については理論的に説明がつけられないか、今少し検討したい。

いずれにせよ訪日外客数の為替弾力性が正ならば、提案の割引サービス実施は、総収入減となるリスクはあるものの極端なものではなく、若干だが収入増が期待されるため、実施は前向きに考えた方がよさそう。以上が数値計算から読み取れた結論である。

発展の方向としては、弾力性 η を確率過程としたモデル、タイムラグ τ を確率変数としたモデルなどが考えられる。

なお、為替レートと訪日外客数の関係を調べ始めた約3年前以降、これらのデータを定期的に収集、分析しているが、ここ3年間で傾向が変化しているように思われる。当初は図1.3で示した通りの「予約は訪日3か月前 ($L=3$)」という設定でも、実際に大半の国や地域について外客数と3か月前の為替レートの相関は強く(決定係数が大きく)、弾力性は正であった。しかし、最近は外客数と3か月前の為替レートの相関が弱まり、このラグ ($L=3$) の場合は弾力性が負になる地域も出てきた(オーストラリア、カナダ、フランスなど)。平成30年版の観光白書 [2, p.23] にも、旅行目的地としての日本の選定に際して為替レートの影響は限定的と指摘されている。本稿のテーマに直接関わる話題ではないが、それぞれの国や地域における実際のラグはどの程度なのか(予約は何か月前に行われることが多そうなのか)、実際のラグに基づけば弾力性は正になるのか、決定係数はどの程度になるのか、そもそも訪日を決める際の為替レートの影響はどの程度なのかなども調べてみたい。

参考文献

- [1] Garman, Mark B. & Kohlhagen, Steven W. (1983) "Foreign currency option values", *Journal of International Money and Finance*, 2 (3), p. 231-237.
- [2] 観光庁 (2018) 『観光白書 (平成30年版)』, 政府刊行物センター.
- [3] —— 「訪日外国人の消費動向 平成29年年次報告書 (第1編)」, URL: <http://www.mlit.go.jp/common/001230775.pdf> (参照: 2018-11-11).
- [4] —— 「訪日旅行促進事業 (訪日プロモーション)」, URL: <http://www.mlit.go.jp/kankocho/shisaku/kokusai/vjc.html> (参照: 2018-11-11).
- [5] —— 「明日の日本を支える観光ビジョン」, URL: <http://www.mlit.go.jp/common/001126598.pdf> (参照: 2018-11-11).
- [6] 齋藤毅 (2015) 「特定通貨圏からの訪日外国人観光客に対する外国為替リスク低減策」, 愛知経営論集, (172), p.87-103.
- [7] —— (2018) 「複数通貨圏からの訪日外国人観光客に対する外国為替リスク低減策」, 数理解析研究所講究録, (2078), p.229-235.
- [8] JTB 総合研究所 「観光統計」, URL: <http://www.tourism.jp/statistics/> (参照: 2018-11-11).
- [9] 日本政府観光局 (JNTO) 「訪日外客数の動向」, URL: https://www.jnto.go.jp/jpn/statistics/visitor_trends/index.html (参照: 2018-11-11).

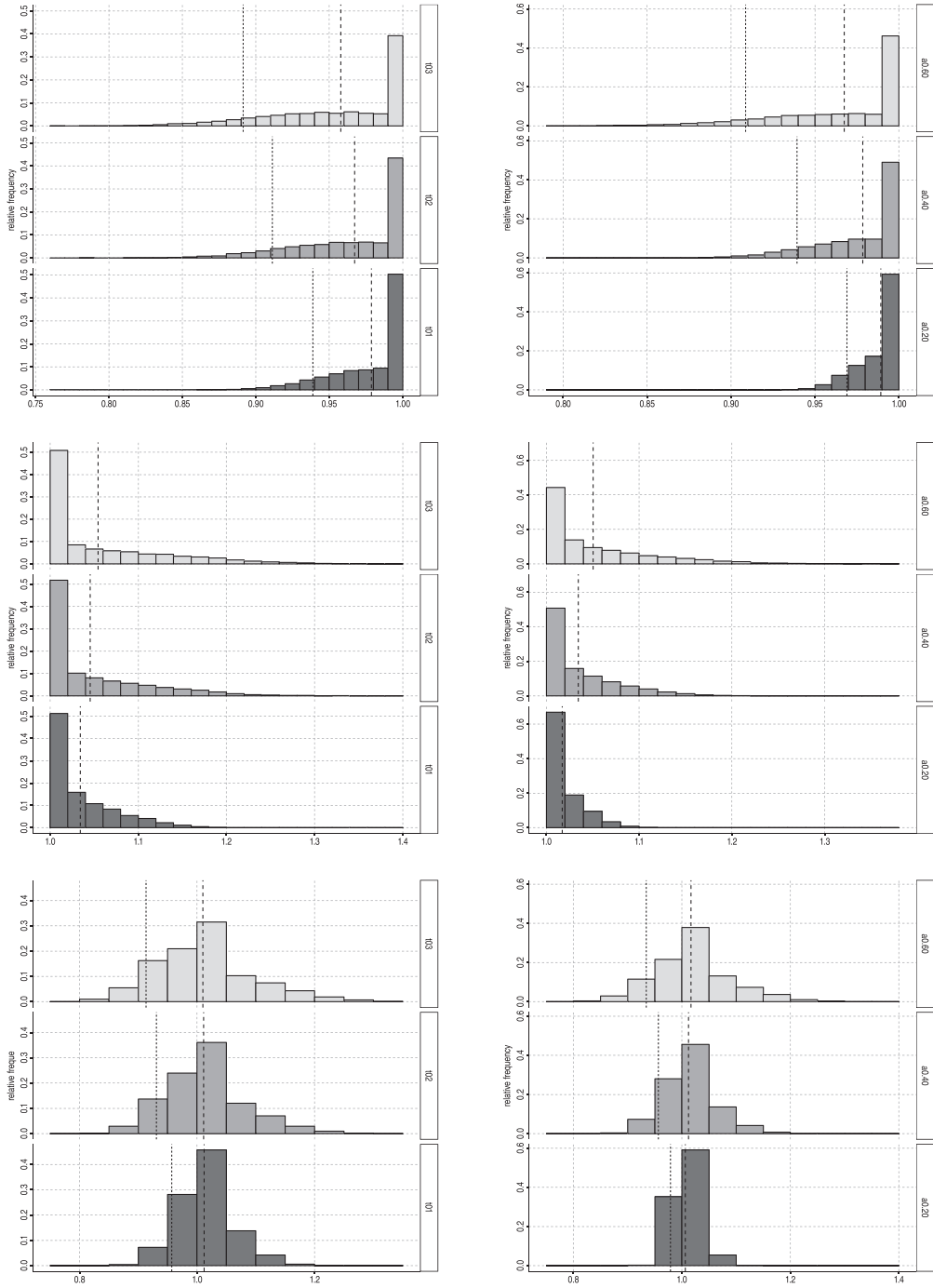


図 4.3 上から $\nu(t, \alpha)$, $\beta(t - \tau, \alpha)^{-\eta}$, $\lambda(t, \alpha)$ の分布
 左列は $\alpha = 0.4$ とした場合の $t = 1, 2, 3$ / 右列は $\alpha = 0.2, 0.4, 0.6$ とした場合の $t = 1$

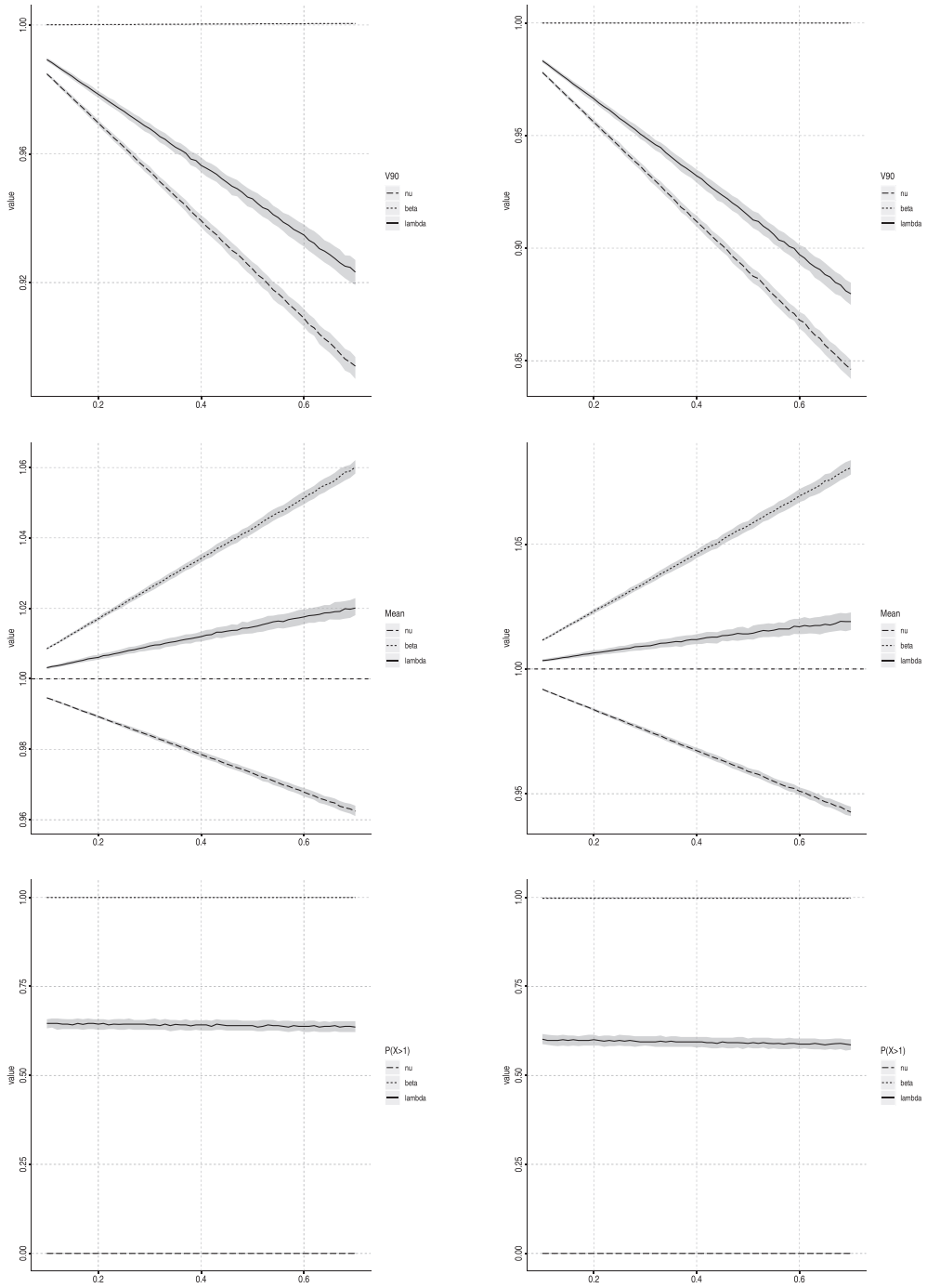


図 4.4 $\alpha = 0.1 \sim 0.7$ における $\nu(t, \alpha)$, $\beta(t - \tau, \alpha)^{-\eta}$, $\lambda(t, \alpha)$ の値 (四分位範囲と中央値)
 左列は $t = 1$ / 右列は $t = 2$