

外国人観光客誘致による観光施設経営安定化策

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

観光業を 21 世紀の主力産業とするべく 2003 年に始められたビジット・ジャパン・キャンペーン (Visit Japan Campaign, VJC) 以降、訪日外国人観光客は増加し続けている。昔は日本人の海外旅行 (アウトバウンド) が外国人の訪日旅行 (インバウンド) より圧倒的に多かったが、2015 年に逆転となり、2018 年には訪日外客 (観光目的でない者も含む) が 3,100 万人を超えた (図 1.1)。政府は、2020 年に 4,000 万人、2030 年に 6,000 万人の誘致を目標にしている [6, p.2]。国際収支においても旅行収支は約 2.4 兆円の黒字となっており、知財使用料に次ぐ項目に成長した [3, p.5]。

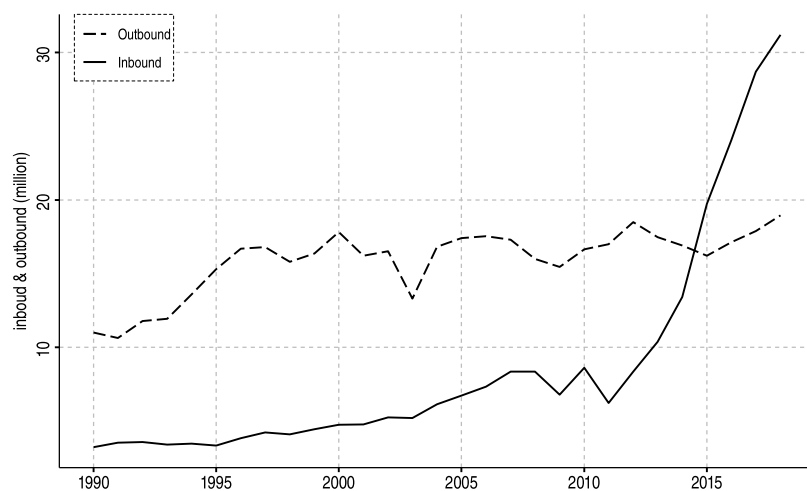


図 1.1 出国日本人数と訪日外国人数 (観光目的に限らない) / 単位: 百万人*1

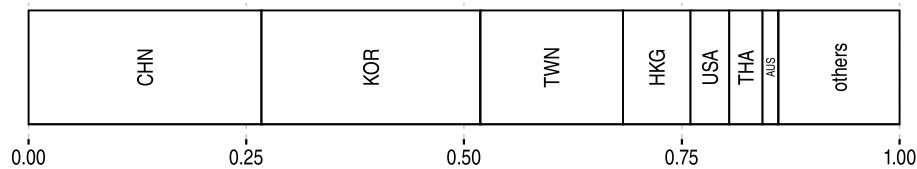


図 1.2 訪日外国人観光客の出身地域比率 (2018 年)*1

訪日外国人の増加要因としては、訪日プロモーションの拡充はもちろんだが、ビザ緩和や訪日外国人旅行者向け消費税免税制度の拡充、CIQ 体制*2の充実などの政策の効果が大きいとされている [3, p.5]。しかし、こ

*1 日本政府観光局 (JNTO)[11]。以下、本稿における訪日外国人数に関する数字は全てこのサイト、または JTB 総合研究所 [10] 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。

*2 税関 (customs)、出入国審査 (immigration)、検疫 (quarantine) の総称 [3, p.5]。

れらは以前よりビザが不要であった欧米諸国へのインパクトはあまり強くなかったようだ(図 1.2, 表 1.1).

表 1.1 2018 年訪日客数上位 20 か国・地域の対前年増加率の幾何平均値 (2014~2018 年)

訪日客数順位	国・地域	平均増加率 (%)	訪日客数順位	国・地域	5年平均増加率 (%)
1	CHN	60.2	20	IND	21.7
9	PHL	44.1	10	SGP	20.1
16	VNM	38.8	7	AUS	20.0
2	KOR	28.7	15	DEU	19.7
11	IDN	26.6	12	CAN	19.3
4	HKG	24.9	5	USA	18.5
8	MYS	24.9	14	FRA	18.3
18	ESP	24.7	3	TWN	17.1
17	ITA	22.2	13	GBR	17.1
6	THA	22.0	19	RUS	10.6

日本滞在中の 1 人当り支出額はアジア圏からの外客よりも欧米豪からの外客の方が多傾向にあり [4, 5], 経済的には欧米豪からの外客を更に増やしたい. 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, キャッシュレス決済体制の整備などはもちろん, 価格面で割安さを感じさせる仕組みが求められる. JR パスの導入や免税店の増設なども行われているが, 訪日時の為替レートが想定外の円高となれば, 結果として割高な旅行になりかねない. これは誰が外国へ行くとしても同じことではあるのだが, 実は対日本円の為替レートのボラティリティは他の通貨と比べて比較的大きく(図 1.3)*3, 当初の想定よりも割高な訪日旅行だったとの感想を持つ旅行者が一定数存在するものと思われる. 個人の SNS 等による情報発信が活発な今日, このような旅行者を少しでも減らす方策が必要ではあるまいか.

図 1.4 は, 為替レートと訪日観光客数の関係を示している. 具体的には, ある月を終端とする 3 か月間での米国からの平均訪日観光客数(縦軸)と, その 3 か月前の 3 か月間における平均米ドル円レート(横軸)の組を打点したものである*4.

例えば上部中央の「1906」は座標(110.2, 143297.3)にプロットされているが, これは観光目的訪日米国人の 2019 年 4~6 月における平均が 143,297.3 人, その 3 か月前の 2019 年 1~3 月におけるドル円レートの平均が 110.2 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, ある程度は訪日旅行者を増やせると期待できる. 齋藤 [7] 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 [8] 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. 齋藤 [9] では 1 地域モデルに戻り, 割引サービスの効果を分布的に検討した. この際に若干妙な結論が出たため, 本稿ではこれが何点かの条件を緩和したモデルでも再現されるのか, この原因は何かなどを検討する.

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.

*3 英国の EU 離脱が話題になって以降は英国ポンド (GBP) のボラティリティが増しているが, それ以前は日本円のボラティリティの大きさが際立っていた.

*4 月次データでは長期休暇やビジネス上の繁閑差による変動が目立ちすぎるので, 3 か月 (1 シーズン) の平均を用いた. タイムラグを 3 か月としたのは, 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.

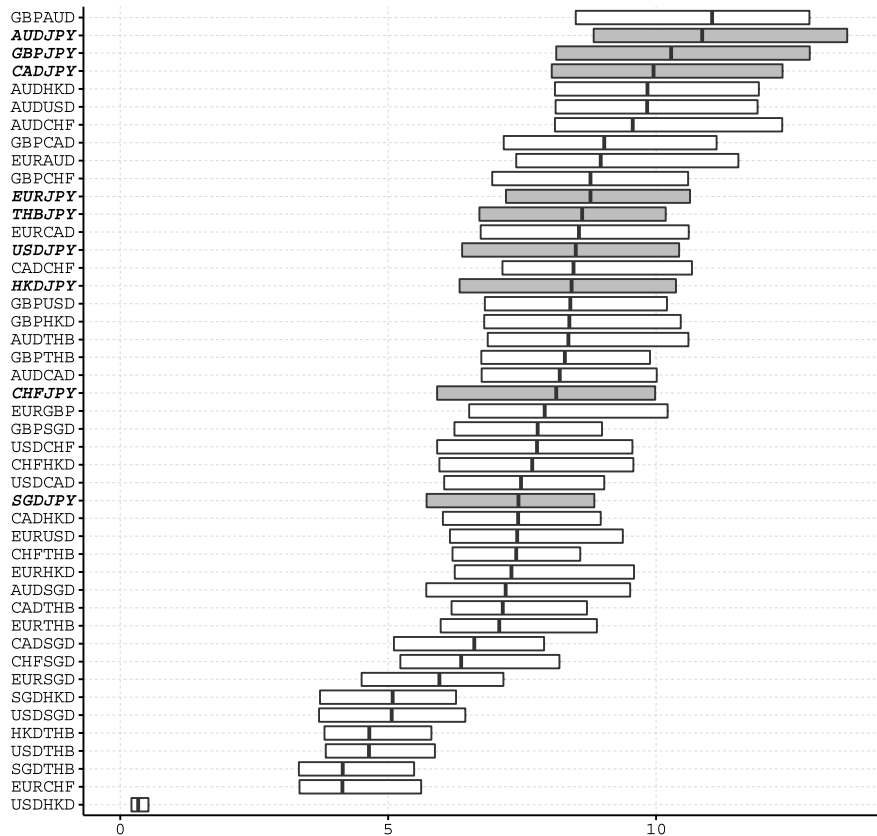


図 1.3 主要ペアの月次ヒストリカル・ボラティリティ (%: Q1 ~ Q3: 2013.7~2019.6)

2. モデル

以下、外貨はドル (米ドル) で代表し、訪日外客の日本における支出の総称として宿泊費を用いる。

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。訪日旅行者は円建て価格をドル換算して物価の高低を考えるものであるから、「1円と交換するために何ドル払えばよいか」という形の表示は妥当であろう。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。日本、米国それぞれの安全利子率 (定数) を r_d , r_f とし、米国の安全資産を基準財とした際のリスク中立確率を Q とすれば、レート X は

$$X(t) = x_0 \exp\left\{\left(r_f - r_d - \frac{\sigma^2}{2}\right)t + \sigma W^Q(t)\right\} \quad [\text{USD/JPY}] \quad (t \geq 0)$$

と展開される。

時刻 t_a において、訪日旅行の予約を行う客数 $\Psi(t_a)$ は

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

で定まるとする。訪日時は t_c とするが、この間隔 $t_c - t_a$ は外客それぞれで異なり、一様分布 $U(\tau, 2\tau)$, $\tau > 0$, に従う。予約の際は訪日時のレート予想などは行わず、訪日のキャンセルは考えない。また、 $\eta > 0$ は訪日外

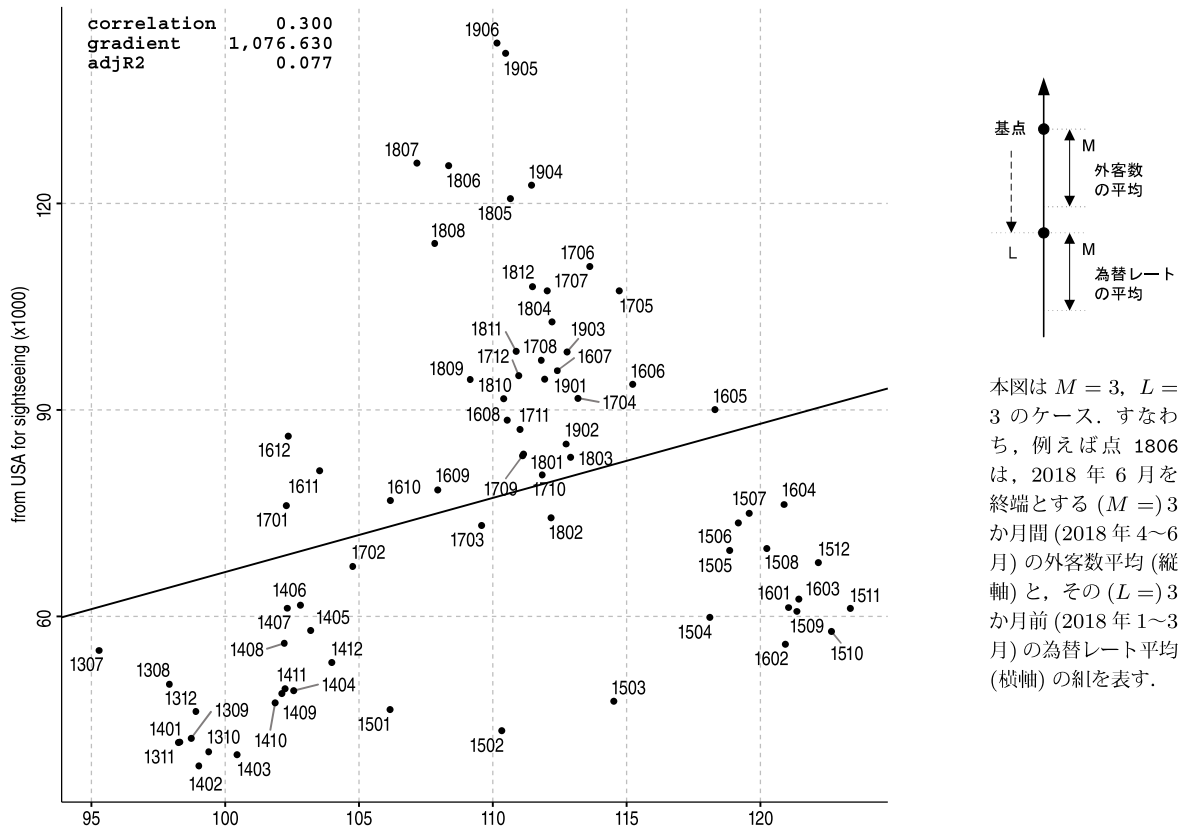


図 1.4 米国からの観光客数 M か月平均 (縦軸：人) とその L か月前までの M か月間における米ドル円レート平均 (横軸：1 ドル当り円)： $M = 3$, $L = 3$ のケース

客数の為替弾力性を表す定数である。実際、式 (2.2) より

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

が成り立つ。すなわち、式 (2.2) では、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 $\eta\%$ 小さくなる状況を想定している。 θ は需要に影響を与える確率的な変動である。

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_c 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 $\alpha\pi$ 円は日本円または予約時 t_a のレート $X(t_a)$ で換算した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

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

となる。よって、チェックイン時 t_c に訪日外客が支払うドル建て総支出 $L^*(t_c; t_a, t_c, \alpha)$ は、

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

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

チェックイン時 t_c に訪日外客が支払うドル建て総支出 $L^*(t_c; t_a, t_c, \alpha)$ (式 (2.4)) は,

$$\begin{aligned} L^*(t_c; t_a, t_c, \alpha) &= (1 - \alpha)\pi X(t_c) + \alpha\pi\{X(t_c) - [X(t_c) - X(t_a)]^+\} \\ &= \pi X(t_c) - \alpha\pi[X(t_c) - X(t_a)]^+ \quad [\text{USD}] \end{aligned} \quad (3.1)$$

と変形できる. この右辺第 1 項は正規の宿泊費 π 円の, チェックイン時 t_c におけるドル建て価格である. 予約時 t_a において訪日時 t_c での π 円の支払義務が発生するのだから, この義務のドル建て価格は, 額面 1 円, 満期 t_c の割引ドル建て債 π 枚分に等しい. 割引ドル建て債の時刻 t における価格を $D^*(t; t_c)$ ドルとすれば, 満期 t_c にて $D^*(t_c; t_c) = X(t_c)$ であり, 一般には, 次のように計算できる.

$$D^*(t; t_c) = X(t)e^{-rd(t_c-t)} \quad [\text{USD}] \quad (0 \leq t \leq t_c) \quad (3.2)$$

一方, 式 (3.1) の右辺第 2 項は, 原資産 X , 権利行使価格 $X(t_a)$ ドル, 満期 t_c のコール・オプション $\alpha\pi$ 枚分の, 満期 t_c におけるペイオフと解釈できる^{*5}. このオプションの時刻 t における価格を $C^*(t; t_a, t_c)$ ドルとすれば, 満期 t_c にて $C^*(t_c; t_a, t_c) = [X(t_c) - X(t_a)]^+$ であり, 一般には,

$$\begin{aligned} C^*(t; t_a, t_c) &= X(t)e^{-rd(t_c-t)}\mathcal{N}(d_+(t; t_a, t_c)) \\ &\quad - X(t_a)e^{-rf(t_c-t)}\mathcal{N}(d_-(t; t_a, t_c)) \quad [\text{USD}] \quad (t_a \leq t \leq t_c) \end{aligned} \quad (3.3)$$

と計算できる (Garman&Kohlhagen[1]). ここで, d_+ と d_- はそれぞれ次の関数を表す.

$$d_{\pm}(t; t_a, t_c) = \frac{1}{\sigma\sqrt{t_c-t}} \left\{ \ln \frac{X(t)}{X(t_a)} + \left(r_f - r_d \pm \frac{\sigma^2}{2} \right) (t_c - t) \right\} \quad (\text{複号同順}) \quad (3.4)$$

すなわち, 本稿で提案する割引サービスは, 時刻 t_a において時刻 t_c での訪日を予約した外客に対し, オプション $C^*(\cdot; t_a, t_c)$ を $\alpha\pi$ 枚無償譲渡するものと解釈できる. チェックイン時 t_c では通常宿泊費 π 円の支払いを求めるが, 同時にオプションの決済額をキャッシュバックし, これが割引サービスの実現額となる.

さて, チェックイン時 t_c に支払うドル建て総支出の予約時 t_a における価値は, 式 (3.1) などより

$$L^*(t_a; t_a, t_c, \alpha) = \pi D^*(t_a; t_c) - \alpha\pi C^*(t_a; t_a, t_c) \quad [\text{USD}] \quad (3.5)$$

と表せる. よって, 割引サービスは外客の宿泊費評価を $\pi D^*(t_a; t_c)$ から $L^*(t_a; t_a, t_c, \alpha)$ に, すなわち,

$$\beta(t_a; t_c, \alpha) := \frac{L^*(t_a; t_a, t_c, \alpha)}{\pi D^*(t_a; t_c)} = 1 - \alpha \frac{C^*(t_a; t_a, t_c)}{D^*(t_a; t_c)} \quad (\in (0, 1)) \quad (3.6)$$

倍に下げる効果を持つ. これは為替レートが $X(t_a)$ から $\beta(t_a; t_c, \alpha)X(t_a)$ に減少した (円安になった) ことに相当するから, 式 (2.2) より, 時刻 t_a での訪日旅行予約者は $\Psi(t_a)$ から $\beta(t_a; t_c, \alpha)^{-\eta}\Psi(t_a)$ に, すなわち $\beta(t_a; t_c, \alpha)^{-\eta}$ 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_a で予約, 時刻 t_c で訪日という外客からの宿泊施設側の受取り額 (円建て) は,

$$L(t_c; t_a, t_c) := \frac{L^*(t_c; t_a, t_c)}{X(t_c)} = \frac{\pi X(t_c) - \alpha\pi[X(t_c) - X(t_a)]^+}{X(t_c)} = \pi \left\{ 1 - \alpha \frac{[X(t_c) - X(t_a)]^+}{X(t_c)} \right\} \quad [\text{JPY}]$$

^{*5} 為替レート X は日本から見て外貨建て, すなわち「1円当りのドル額」なので, コールはドルで円を買う権利となり, 「円コール・ドルプット・オプション」と呼ばれる.

すなわち、割引サービスを実施しない場合の通常宿泊費 π 円の

$$\nu(t_a; t_c, \alpha) := 1 - \alpha \frac{[X(t_c) - X(t_a)]^+}{X(t_c)} \quad (3.7)$$

倍である。また、このような客は $\beta(t_a; t_c, \alpha)^{-\eta}$ 倍に増加すると見込まれたので、結局、このような客全体からの総収入の増加倍率は、

$$\lambda(t_a; t_c, \alpha) := \nu(t_a; t_c, \alpha) \beta(t_a; t_c, \alpha)^{-\eta} \quad (3.8)$$

倍になると予想される。

また、時刻 t_c でチェックインする外客の予約時 t_a は期間 $[t_c - 2\tau, t_c - \tau]$ に一様に分布していると仮定しているので、時刻 t_c における受取り額などは、 t_a についての平均値を考える。すなわち、割引サービスの効果を検討する際は、

$$\begin{cases} \bar{\nu}(t_c, \alpha) := \frac{1}{\tau} \int_{t_c - 2\tau}^{t_c - \tau} \nu(t_a; t_c, \alpha) dt_a \\ \bar{\beta}(t_c, \alpha) := \frac{1}{\tau} \int_{t_c - 2\tau}^{t_c - \tau} \beta(t_a; t_c, \alpha)^{-\eta} dt_a \\ \bar{\lambda}(t_c, \alpha) := \frac{1}{\tau} \int_{t_c - 2\tau}^{t_c - \tau} \lambda(t_a; t_c, \alpha) dt_a \end{cases} \quad (3.9)$$

の分布はどうなっているのか、特に $\bar{\lambda}(t_c, \alpha)$ が 1 を超える確率はどの程度かなどの情報が重要である。

元々の客単価減少倍率 ν と客数増加倍率 $\beta^{-\eta}$ を展開しよう。まず、客単価減少倍率 ν について、

$$H(t_a, t_c) = \left(r_f - r_d - \frac{\sigma^2}{2} \right) (t_c - t_a) + \sigma \sqrt{t_c - t_a} \cdot Z, \quad Z \sim N(0, 1)$$

とおくと、式 (3.7) より、

$$\begin{aligned} \nu(t_a; t_c, \alpha) &= 1 - \alpha \left(1 - \frac{X(t_a)}{X(t_c)} \right) I_{\left\{ \frac{X(t_a)}{X(t_c)} \leq 1 \right\}} \\ &= 1 - \alpha \left(1 - \exp \left\{ - \left(r_f - r_d - \frac{\sigma^2}{2} \right) (t_c - t_a) - \sigma (W^Q(t_c) - W^Q(t_a)) \right\} \right) \\ &\quad \times I_{\left\{ \exp \left\{ - (r_f - r_d - \sigma^2/2)(t_c - t_a) - \sigma (W^Q(t_c) - W^Q(t_a)) \right\} \leq 1 \right\}} \\ &\stackrel{d}{=} 1 - \alpha + \alpha e^{-H(t_a, t_c)^+} \end{aligned} \quad (3.10)$$

一方、客数増加倍率 $\beta^{-\eta}$ については、式 (3.2) と (3.3) より

$$\frac{C^*(t_a; t_a, t_c)}{D^*(t_a; t_c)} = \mathcal{N}(d_+(t_a; t_a, t_c)) - e^{-(r_f - r_d)(t_c - t_a)} \mathcal{N}(d_-(t_a; t_a, t_c))$$

であり、式 (3.4) より

$$d_{\pm}(t_a; t_a, t_c) = \frac{1}{\sigma} \left(r_f - r_d \pm \frac{\sigma^2}{2} \right) \sqrt{t_c - t_a}$$

なので、

$$\begin{aligned} \beta(t_a; t_c, \alpha)^{-\eta} &= \left(1 - \alpha \frac{C^*}{D^*} \right)^{-\eta} \\ &\doteq 1 + \eta \alpha \frac{C^*}{D^*} \\ &= 1 + \eta \alpha \left\{ \mathcal{N} \left(\frac{1}{\sigma} \left(r_f - r_d + \frac{\sigma^2}{2} \right) \sqrt{t_c - t_a} \right) \right. \\ &\quad \left. - e^{-(r_f - r_d)(t_c - t_a)} \mathcal{N} \left(\frac{1}{\sigma} \left(r_f - r_d - \frac{\sigma^2}{2} \right) \sqrt{t_c - t_a} \right) \right\} \end{aligned} \quad (3.11)$$

となる。

4. 数値計算

円建て総収入増加倍率 $\lambda(t_a; t_c, \alpha)$, 及び式 (3.9) に示した各平均値を解析的に展開するのは困難であるため, 数値計算を行う. 本稿では米国と台湾を取り上げる.

パラメータのうち外国金利 r_f は, 米国については FF レート, 台湾についてはコールレート, 自国 (日本) 金利 r_d は無担保コール翌日物を採用する. いずれも 2017 年 7 月から 2019 年 6 月までの 24 か月間の月末値の平均値とすると, $r_f^{\text{US}} = 0.0182$, $r_f^{\text{TW}} = 0.00186$, $r_d = -0.0006$ となる. 為替レートのボラティリティ σ は, 2019 年 6 月末から 23 か月前までの 24 か月分から σ_{1906} を計算する, という作業を 1 か月ずつ遡及させながら 24 回分 (σ_{1707} まで) 求め, それらの平均値を取る. 結果, 米ドル円について $\sigma^{\text{US}} = 0.0901$, 台湾ドル円について $\sigma^{\text{TW}} = 0.0771$ となった. 図 4.1 と 4.3 も参照せよ.

訪日外客の為替弾力性 η は, 米国について $\eta^{\text{US}} = 2.05$, 台湾について $\eta^{\text{TW}} = 2.60$ を用いる. 米国の場合は図 4.2, すなわち図 1.4 における為替レートを外貨建てに変更した上で, 両軸の自然対数を取った散布図において, 回帰直線の傾きの符号を反転させた値となる. 台湾については図 4.4 を参照せよ.

予約から訪日までの間隔 $t_c - t_a$ は, 0.2 年, 0.3 年, 0.4 年, 0.5 年が等確率で現れるとする.

以上の設定に基づいてシミュレーションを行い, 結果を図 4.5 と 4.6 にまとめた. 本モデルではそもそもの倍率 $\lambda(t_a; t_c, \alpha)$ 等は期間 $t_c - t_a$ に応じて決まり, t_c の値そのものは重要でないため, 平均の $\bar{\lambda}(t_c, \alpha)$ についても $t_c = 1$ に限定している.

図 4.5 は, 左が米国, 右が台湾, 上が $\bar{v}(1, \alpha)$, 下が $\bar{\lambda}(1, \alpha)$ についての, $\alpha = 0.2, 0.4, 0.6$ とした場合の分布である. 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. なお, $\bar{\beta}(1, \alpha)$ は確定値となるため, 上図の左上に記載した.

上段の客単価減少倍率の平均値 $\bar{v}(1, \alpha)$ について, 当然ながら割引サービスが厚い, すなわち α が大きいほど客単価が下がり気味である. しかし, 米国も台湾も, $\alpha = 0.6$ としても平均的には 0.99 倍程度で収まり, 90% の確率で約 0.97 倍を維持できそうである. 客数増加倍率の平均値 $\bar{\beta}(1, \alpha)$ は, どちらも 1% の増加しか見込めそうにない.

下段の総収入増加倍率の平均値 $\bar{\lambda}(1, \alpha)$ については, α が大きいほど収入増が見込まれる. $\alpha = 0.6$ とすると, 平均的に 1~2% 増となる. 一方で収入減となるリスクも高まるが, $\bar{\lambda} < 1$ となる確率は 10% 未満に抑えられそうである.

外貨払い許容率 α の影響をより詳しく見るため, 図 4.6 に, α を 0.1 ~ 0.7 の範囲で動かした際の, $\bar{v}(1, \alpha)$, $\bar{\beta}(1, \alpha)$, $\bar{\lambda}(1, \alpha)$ に関する値を示した. 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, 左が米国, 右が台湾のもので, それぞれ中央値, 及び四分位範囲 (網掛け部) が描かれている. ただし, $\bar{\lambda}(1, \alpha)$ は先述の通り確定値となるため, 上段と中段においては $\bar{\lambda}(1, \alpha)$ の値そのものを記している.

上側 90% 点 (上段) と平均値 (中段) に関し, $\bar{v}(1, \alpha)$, $\bar{\beta}(1, \alpha)$, $\bar{\lambda}(1, \alpha)$ の全てが α についてほぼ線形に変化している. 平均倍率が 1 を超える確率 (下段) は, $\bar{v}(1, \alpha) = 0$, $\bar{\beta}(1, \alpha) = 1$ となるのは理論上当然だが, $\lambda(t, \alpha)$ についても, ほぼ水平線となる (ほんの少しか右下がりと).

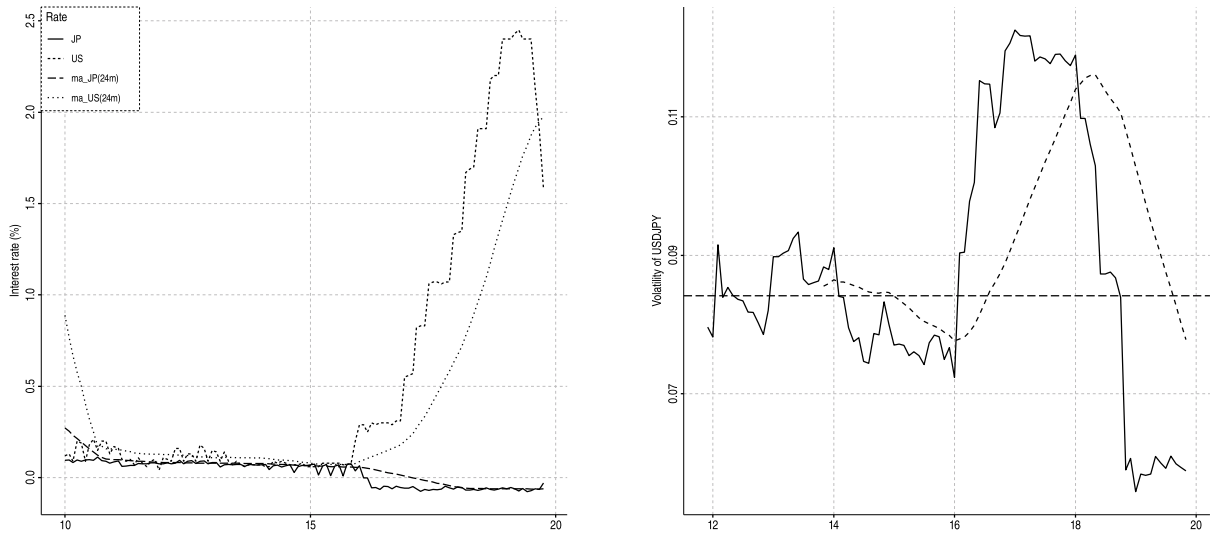


図 4.1 日米の金利 (左) と米ドル円レートのボラティリティ (右)

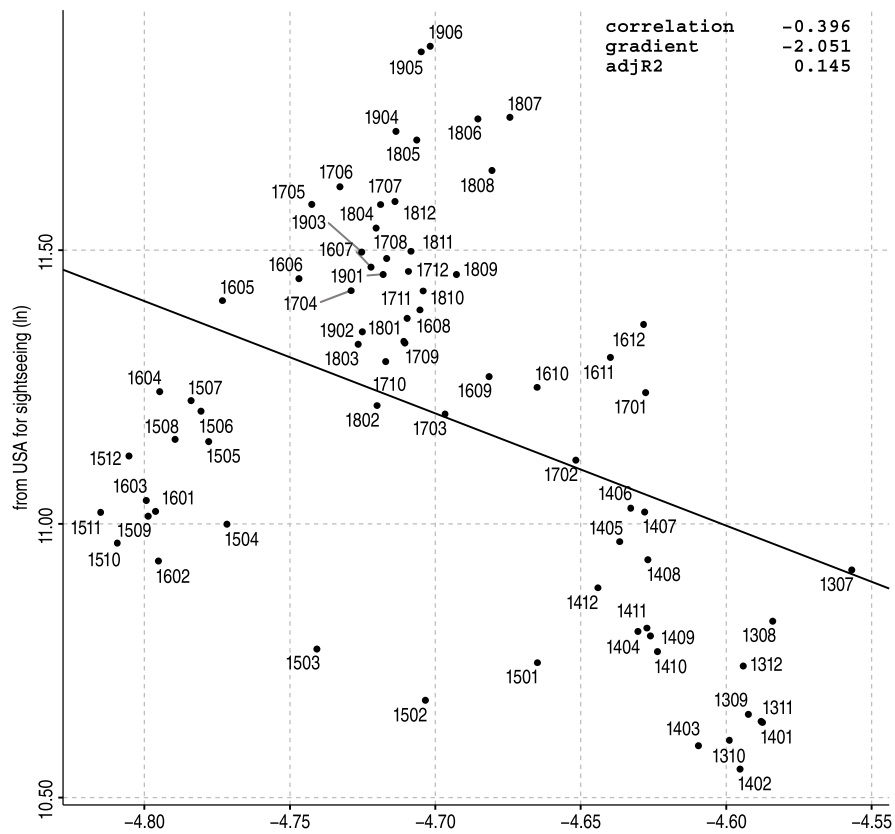


図 4.2 観光目的米国客数の為替弾力性

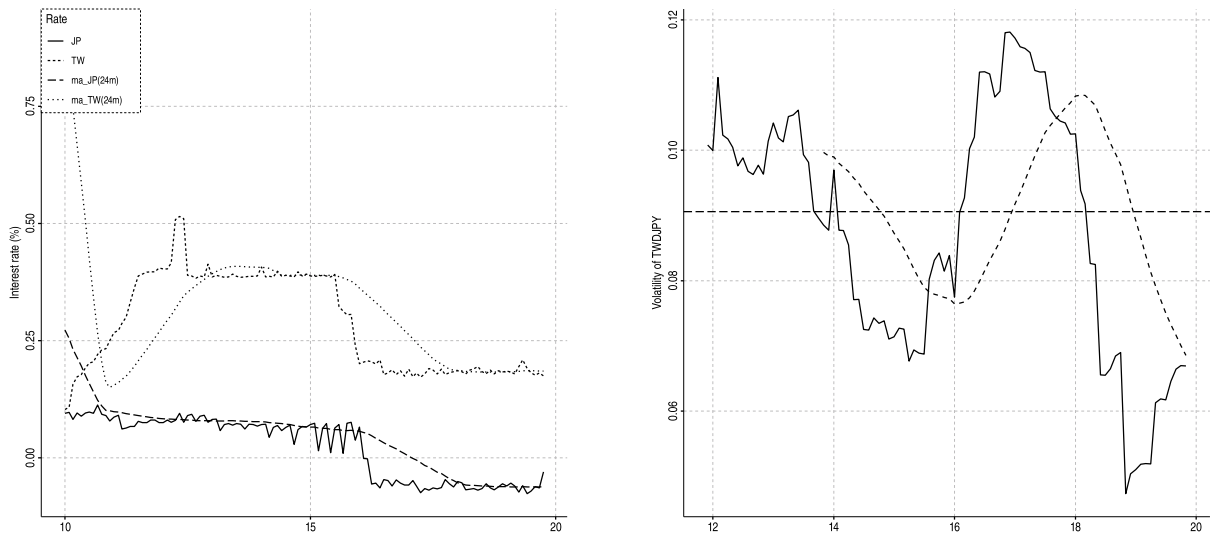


図 4.3 日台の金利 (左) と台湾ドル円レートのボラティリティ (右)

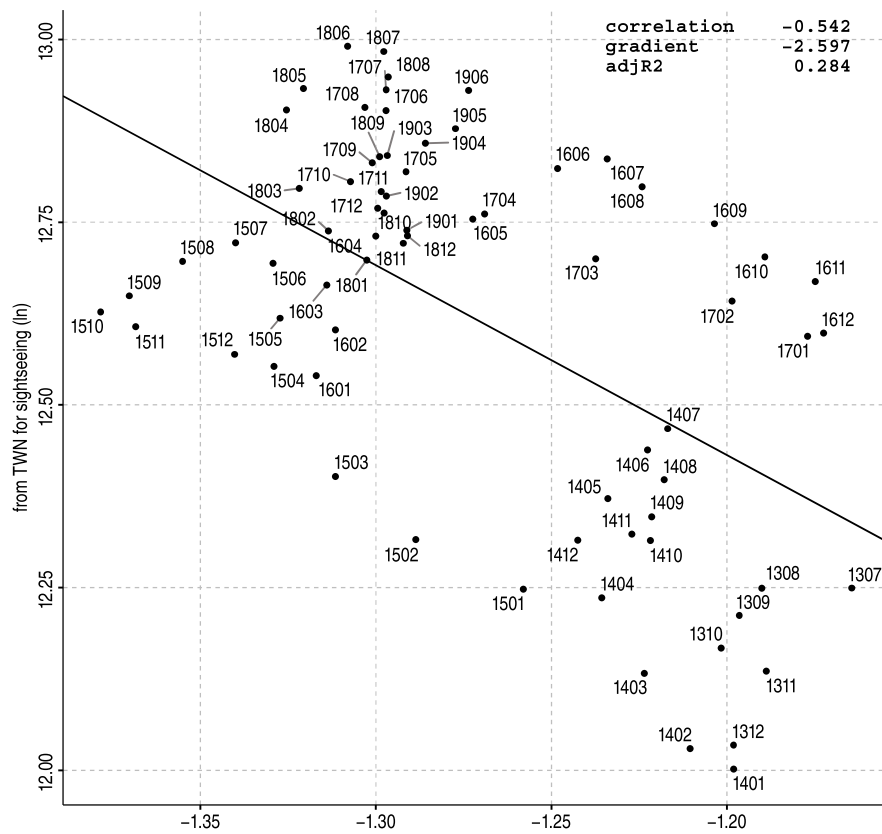


図 4.4 観光目的台湾客数の為替弾力性

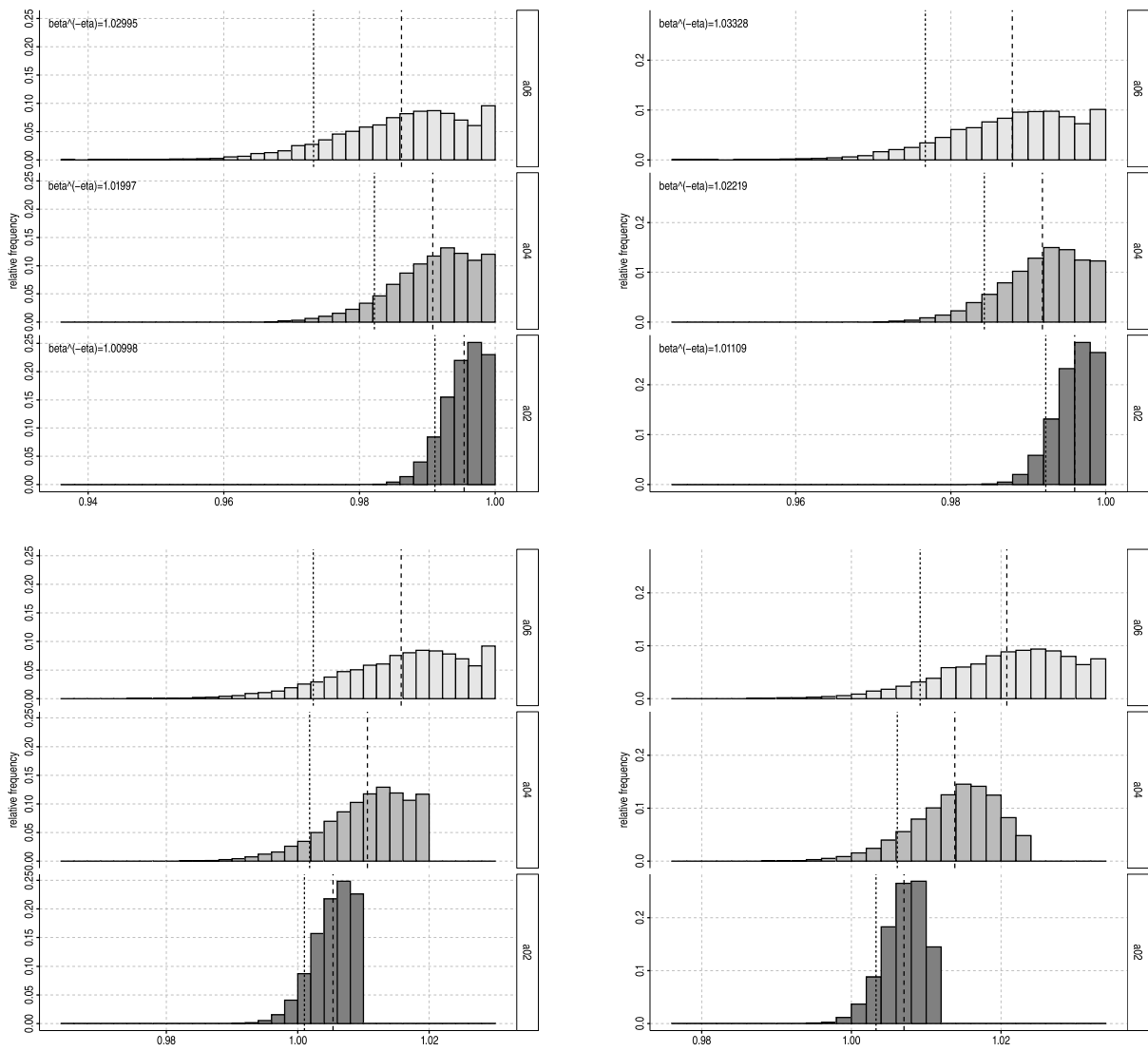


図 4.5 $\alpha = 0.2, 0.4, 0.6$ とした場合の $\bar{v}(1, \alpha)$ (上段), 及び $\bar{\lambda}(1, \alpha)$ (下段) の分布
左列は米国/右列は台湾

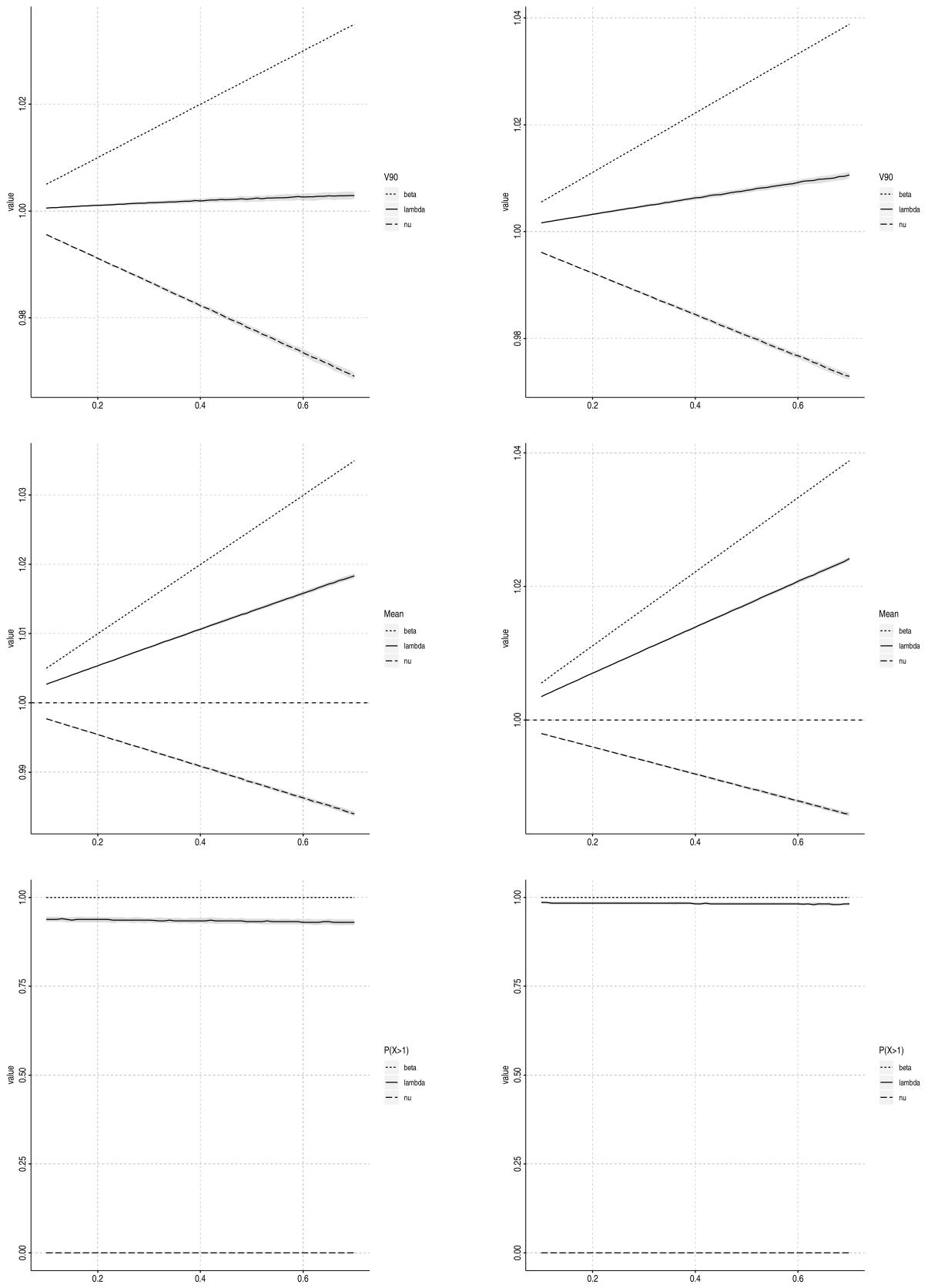


図 4.6 $\alpha = 0.1 \sim 0.7$ に応じた $\bar{v}(1, \alpha)$, $\bar{\beta}(1, \alpha)$, $\bar{\lambda}(1, \alpha)$ に関する値 (四分位範囲と中央値)
 左列は米国 / 右列は台湾

5. おわりに

本稿では齋藤 [7, 8, 9] で扱ったモデル、為替レートに連動した割引サービスにより外客からの収入増を狙う宿泊施設のモデルの延長として、割引適用レートの基準日を予約日とし、更に予約と訪日の間隔を不定としたモデルを検討した。

モデルのキーとなる円建て収入増加倍率 $\lambda(t_a; t_c, \alpha)$ の分布については到着時 t_c における平均値 $\bar{\lambda}(t_c, \alpha)$ で考えたが、数値計算によれば、今回も外貨払い許容率 α が大きいほど最頻値は右にシフトし、ばらつきは大きくなる傾向が見られた。しかし、 α が大きいほど減収となる確率は上がるものの大したことはなく、このリスクを上回る増収となる可能性が高そうである。

これらを α の関数と見たときの特徴、すなわち $P(\bar{\lambda}(t_c, \alpha) \geq y) = 0.9$ となる y や $\bar{\lambda}(t_c, \alpha)$ が α についてほぼ線形となり、 $P(\bar{\lambda}(t_c, \alpha) > 1)$ が α に関わらずほぼ一定 (微減) となることは、齋藤 [9] で示された性質と類似している。モデルの大枠は似ているものの異なる点は数か所あるにも関わらず、同様の性質が示されたことについて、改めて理論面から検討してみたい。

今後の検討課題としては上述した原因究明に加え、宿泊施設の繁閑のばらつき具合、弾力性 η を確率変数としたモデル、宿泊期間を確率変数としたモデルなどが挙げられよう。

なお、本モデルでは訪日外客の為替弾力性 η を正と仮定したが、以前に比べ、この仮定が成立しない地域が増えている。表 5.1 は、2018 年の訪日観光客数トップ 10 に入る国や地域 (*印は変動為替相場制不採用) についての観光目的訪日客数、比率、及び 2013 年 7 月から 2019 年 6 月までのデータに基づいて算出した為替弾力性の平均値、及び 95% 信頼区間における下限と上限である。平成 30 年版の観光白書 [2, p.23] にも、旅行目的の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。

表 5.1 2018 年訪日観光客数トップ 10 の客数、比率、為替弾力性

順位	国・地域	客数 (千人)	比率	累積比率	LCL95	η	UCL95
1	中国*	7,426.2	0.267	0.267	-0.69	1.82	4.32
2	韓国	6,977.8	0.251	0.519	0.46	2.40	4.34
3	台湾	4,544.1	0.164	0.682	1.64	2.60	3.56
4	香港*	2,156.4	0.078	0.760	2.17	3.37	4.57
5	米国	1,233.0	0.044	0.804	0.92	2.05	3.18
6	タイ	1,060.4	0.038	0.843	-0.11	1.74	3.60
7	豪州	503.6	0.018	0.861	-4.87	-3.85	-2.83
8	マレーシア*	426.5	0.015	0.876	-4.08	-3.23	-2.38
9	フィリピン	426.4	0.015	0.892	-4.65	-2.78	-0.92
10	シンガポール*	396.9	0.014	0.906	-2.60	-0.15	2.31
観光目的外客計		27,766.1					

しかし、訪日客の多い国や地域では為替弾力性が正となる傾向にあり、為替レートを見て訪日するか否かを決める流動的な層が一定程度いる可能性を示唆している。本稿のテーマには直結しないが、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] —— (2019) 『観光白書 (令和元年版)』, 政府刊行物センター.
 - [4] —— 「訪日外国人の消費動向 2018 年年次報告書 (第 1 編)」, URL : <http://www.mlit.go.jp/common/001285944.pdf> (参照 : 2019-12-29).
 - [5] —— 「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 : 2019-10-25).
 - [6] —— 「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 : 2019-10-25).
 - [7] 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.
 - [8] —— (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.
 - [9] —— (2019) 「外国為替レートを利用したインバウンド観光活用策」, 数理解析研究所講究録, (2126), p.1-10.
 - [10] JTB 総合研究所「観光統計」, URL : <http://www.tourism.jp/statistics/> (参照 : 2018-11-11).
 - [11] 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 : 2019-12-29).