

為替レートを利用した観光施設の経営リスク回避策

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

2020 年初頭からの新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) の影響により、日本の観光業は大打撃を受けた。2003 年のビジット・ジャパン・キャンペーン (Visit Japan Campaign, VJC) を起爆剤とし、以降、リーマンショック前後に若干の減少はあったものの総じて訪日外国人旅行者は増え続け、コロナ禍前の 2019 年には 3,188 万人に達した (観光目的ではない者も含む)。この人数は 2019 年の外国人旅行者受入数ランキングにおいて世界 12 位、アジア 3 位に相当する [3, p.4]。

旅行収支も過去最大となる 2.7 兆円の黒字となり [3, p.19]、観光収入も 461 億ドルで世界 7 位、アジア 2 位 [3, p.6] になった。また、旅行・観光産業の GDP に対する寄与率は 7.1% に達している [2, p.7]。観光業が日本の大きな産業に成長してきただけにコロナ禍は非常に残念であり、入国制限が撤廃された 2022 年 10 月以降の外国人観光客の戻りを期待したい。

ところで、訪日外客の出身国・地域には偏りがある。表 1.1 は 2019 年の訪日客数上位 10 か国・地域からの客数 (観光目的者に限る)、その全訪日外客数に対する割合、及び 2014~2019 年の 6 年間における平均増加率 (対前年増加率の幾何平均値) を表したものである。明らかにアジア圏からの外客が多く、およそ 75% を占める。これはここ数年続いている傾向である。

表 1.1 2019 年訪日客数上位 10 か国・地域からの客数、割合、平均増加率 (2014~2019 年)*1

順位	国・地域	客数	割合	増加率	順位	国・地域	客数	割合	増加率
1	CHN	8,575,500 人	30.3%	51.7%	6	THA	1,246,144 人	4.4%	21.2%
2	KOR	5,036,943 人	17.8%	16.9%	7	AUS	571,227 人	2.0%	18.9%
3	TWN	4,671,658 人	16.5%	14.6%	8	MYS	458,519 人	1.6%	21.8%
4	HKG	2,237,316 人	7.9%	21.1%	9	PHL	523,109 人	1.9%	40.3%
5	USA	1,429,036 人	5.1%	18.1%	10	SGP	450,021 人	1.6%	19.0%

リスク分散の観点からアジア圏だけに頼ることは好ましくないが、経済的にも欧米豪からの外客をもう少し増やしたい。欧米豪からの外客の方が日本滞在中の 1 人当り支出額が多い傾向にあるためである [4]。訪日外客を増やすために訪日プロモーションの拡充は元より、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の充実などの政策も採られ、効果が大きかったとされている [3, p.11]。

しかし、対日本円レートは対他通貨レートよりボラティリティが比較的大きいため (図 1.1)、日本から遠く滞在が長期間になりがちな欧米在住者は特に、為替レートの変動が気になるのではないと思われる。訪日時の為替レートが想定外の円高となれば、割高な旅行になる。実際、2022 年度末は久々の入国制限撤廃の影響もあるだろうが、1 ドル 150 円ほどの円安になっていたこともあり、多くの訪日外客が訪れている。

*1 日本政府観光局 (JNTO)[10] のデータを元に筆者計算。以下、本稿における訪日外国人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 [9] 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である。

*2 税関 (customs)、出入国審査 (immigration)、検疫 (quarantine) の総称 [3, p.11]。

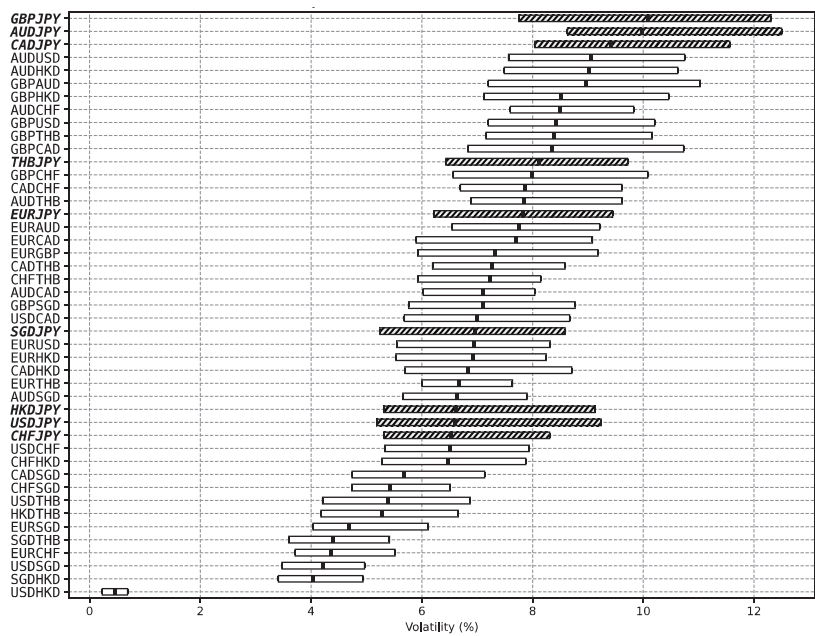


図 1.1 主要ペアの月次ヒストリカル・ボラティリティ (%：Q1～Q3：2014.1～2019.12)

図 1.2 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*3。

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 月の 3 か月における平均が 143, 297.3 人、その 3 か月前の 2019 年 1～3 月の 3 か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、外国人から円高リスクへの警戒感を軽減させることができれば、訪日旅行者を増やせるのではないかと期待できる。齋藤 [5, 6, 7, 8] では、特定の通貨圏からの訪日外客に対する為替リスク軽減策として宿泊費の一定割合を外客の自国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。対象通貨圏を幾つにするか、宿泊施設が肩代わりする金額をどのように設定するか等の条件を色々と組合せて検討したのだが、その中の齋藤 [8] において、「一定割合」を変えても宿泊施設側の平均利益額があまり変化しないという特徴が見られた。そこで本稿では齋藤 [8] における肩代わり額を極端な条件に変更し、それでも上記の特徴が再現されるのかを確認する。

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 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である。

と変形できるため、 η は訪日外客数の為替弾力性を表すことになる。すなわち、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。実際の訪日客数は為替レートだけでは決まらず、国・地域によっては $\eta < 0$ もあり得るが、多くは $\eta > 0$ である。よって、本稿では $\eta > 0$ を仮定する。 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、まず π 円のうち $100(1 - \alpha)\%$ 、すなわち $(1 - \alpha)\pi$ 円は日本円での支払いを要求する。残る $100\alpha\%$ 、すなわち $\alpha\pi$ 円は日本円、またはある特定の時刻 $0 (< t_a)$ から t_c までのレートの最小値

$$\tilde{x}(t_c) := \min_{0 \leq u \leq t_c} X(u) \quad (2.6)$$

で換算したドル額 ($\alpha\pi\tilde{x}(t_c)$ 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。特定の時刻 0 は分析に用いない。かなり昔と考えると、これ以降の予約者のみを分析対象にすると考えても、どちらでも構わない。

外客は安い方を選択するであろうから、訪日時 t_c での外客の支出は

$$(1 - \alpha)\pi [\text{JPY}] + \alpha\pi \min\{1 [\text{JPY}], \tilde{x}(t_c) [\text{USD}]\} \quad (2.7)$$

となる。しかし、時刻 t_c では $1 [\text{JPY}] = X(t_c) [\text{USD}] \geq \tilde{x}(t_c) [\text{USD}]$ となるため、ドル払いが確実に有利となる。すなわち宿泊施設が正規の代金 π 円を受け取れる可能性は、期間 $[0, t_c]$ での最安レートが訪日時 t_c に実現される場合しかない。外客に極めて有利、宿泊施設側には極めて不利なサービスであると言える。

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 $L^{\$}(t_c; t_c, \alpha)$ は、式 (2.7) より

$$\begin{aligned} L^{\$}(t_c; t_c, \alpha) &= (1 - \alpha)\pi X(t_c) + \alpha\pi \min\{X(t_c), \tilde{x}(t_c)\} \\ &= (1 - \alpha)\pi X(t_c) + \alpha\pi\tilde{x}(t_c) \\ &= \pi X(t_c) - \alpha\pi(X(t_c) - \tilde{x}(t_c)) \quad [\text{USD}] \end{aligned} \quad (2.8)$$

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 $L^{\$}(t_c; t_c, \alpha)$ (式 (2.8)) の右辺第 1 項は、正規の宿泊費 π 円の時刻 t_c におけるドル建て価格である。予約時 t_a に訪日時 t_c での π 円の支払義務が確定するのだから、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。満期 t_c の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、その値は満期で $D^{\$}(t_c; t_c) = X(t_c)$ ドル、それ以前は

$$D^{\$}(t; t_c) = X(t)e^{-r_{\$}(t_c - t)} \quad (0 \leq t \leq t_c) \quad [\text{USD}] \quad (3.1)$$

となる。

一方、式 (2.8) の右辺第 2 項は、原資産 X 、オプション期間 $[0, t_c]$ の円コール・ドルプット・レギュラー・ルックバック・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。このオプションの時刻 t にお

ける価格を $C^{\$}(t; t_c)$ ドルとすれば、その値は満期で $C^{\$}(t_c; t_c) = X(t_c) - \tilde{x}(t_c)$ ドル、それ以前は

$$\begin{aligned} C^{\$}(t; t_c) &= X(t)e^{-r_{\$}(t_c-t)}\mathcal{N}\left(\delta_+\left(t_c-t, \frac{X(t)}{\tilde{x}(t)}\right)\right) - \tilde{x}(t)e^{-r_{\$}(t_c-t)}\mathcal{N}\left(\delta_-\left(t_c-t, \frac{X(t)}{\tilde{x}(t)}\right)\right) \\ &\quad + \frac{\sigma^2}{2(r_{\$}-r_{¥})}X(t)\left(\frac{\tilde{x}(t)}{X(t)}\right)^{\frac{2(r_{\$}-r_{¥})}{\sigma^2}}e^{-r_{\$}(t_c-t)}\mathcal{N}\left(\delta_-\left(t_c-t, \frac{\tilde{x}(t)}{X(t)}\right)\right) \\ &\quad - \frac{\sigma^2}{2(r_{\$}-r_{¥})}X(t)e^{-r_{¥}(t_c-t)}\mathcal{N}\left(-\delta_+\left(t_c-t, \frac{X(t)}{\tilde{x}(t)}\right)\right) \quad (0 \leq t \leq t_c) \quad [\text{USD}] \quad (3.2) \end{aligned}$$

となる。ただし、

$$\delta_{\pm}(\tau, x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{\tau}}\left\{\ln x + \left(r_{\$}-r_{¥} \pm \frac{\sigma^2}{2}\right)\tau\right\} \quad (\text{複号同順})$$

すなわち、時刻 t_a で時刻 t_c での訪日を予約した外客に対して宿泊施設が提供する割引サービスは、時刻 t_a にオプション期間 $[0, t_c]$ のルックバック・オプション $C^{\$}(\cdot; t_c)$ を $\alpha\pi$ 枚無償譲渡するものと解釈できる。ただし実際に行うとしたら、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、同時にオプションの決済額を現金またはクーポン券で渡す形となるだろう。

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 (2.8) などより

$$L^{\$}(t_a; t_c, \alpha) = \pi D^{\$}(t_a; t_c) - \alpha\pi C^{\$}(t_a; t_c) \quad [\text{USD}] \quad (3.3)$$

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 $L^{\$}(t_a; t_c, \alpha)$ に、すなわち、

$$\beta(t_a; t_c, \alpha) := \frac{L^{\$}(t_a; t_c, \alpha)}{\pi D^{\$}(t_a; t_c)} = 1 - \alpha \frac{C^{\$}(t_a; t_c)}{D^{\$}(t_a; t_c)} \quad (\in (0, 1)) \quad (3.4)$$

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 (2.4) 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、

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

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

$$\nu(t_c, \alpha) := 1 - \alpha\left(1 - \frac{\tilde{x}(t_c)}{X(t_c)}\right) \quad (3.5)$$

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、このような客全体からの総収入の増加倍率は、

$$\lambda(t_a; t_c, \alpha) := \nu(t_c, \alpha)\beta(t_a; t_c, \alpha)^{-\eta} \quad (3.6)$$

倍になると予想される。

時刻 t_c でチェックインする外客の予約時 t_a は期間 $[t_c - 2\tau, t_c - \tau]$ に一様分布すると仮定したので、時刻 t_c における受取り額などは、 t_a についての平均値で考える。ただし、到着 t_c の外客 1 人当たり円建て支払額の減少倍率 $\nu(t_c, \alpha)$ は t_a に依存しないため、 $\nu(t_c, \alpha)$ そのものを考える。すなわち、割引サービスの効果を検討する際は $\nu(t_c, \alpha)$ 、及び

$$\begin{cases} \bar{\beta}(t_c, \alpha) := \frac{1}{\tau} \int_{t_c-2\tau}^{t_c-\tau} \beta(t_a; t_c, \alpha)^{-\eta} dt_a \\ \bar{\lambda}(t_c, \alpha) := \frac{1}{\tau} \int_{t_c-2\tau}^{t_c-\tau} \lambda(t_a; t_c, \alpha) dt_a \end{cases} \quad (3.7)$$

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。

まず $\nu(t_c, \alpha)$ について、

$$W^{Q(\rho)}(t) := W^Q(t) + \rho t, \quad m^{Q(\rho)}(t) := \min_{0 \leq u \leq t} W^{Q(\rho)}(u), \quad H(t) := W^{Q(\rho)}(t) - m^{Q(\rho)}(t)$$

とおくと、

$$\nu(t_c, \alpha) = 1 - \alpha \left(1 - \frac{\tilde{x}(t_c)}{X(t_c)} \right) = 1 - \alpha + \alpha e^{-\sigma H(t_c)}$$

であり、

$$Q(H \leq h) = Q(W^{Q(\rho)}(t) - m^{Q(\rho)}(t) \leq h) = \mathcal{N}\left(\frac{h - \rho t}{\sqrt{t}}\right) - e^{2\rho h} \mathcal{N}\left(\frac{-h - \rho t}{\sqrt{t}}\right) \quad (h \geq 0) \quad (3.8)$$

より、

$$E^Q[\nu(t_c, \alpha)] = 1 - \alpha - \alpha \left[\frac{2\rho}{\sigma - 2\rho} \mathcal{N}\left(\frac{-\rho t}{\sqrt{t}}\right) - 2\left(\frac{\sigma - \rho}{\sigma - 2\rho}\right) \exp\left\{\frac{\sigma(\sigma - 2\rho)t}{2}\right\} \mathcal{N}\left(-\frac{(\sigma - \rho)t}{\sqrt{t}}\right) \right]$$

となる。

一方、客数増加倍率 $\beta^{-\eta}$ については、式 (3.1) と (3.2)、及び一般化二項定理より、

$$\begin{aligned} \beta(t_a; t_c, \alpha)^{-\eta} &= \left(1 - \alpha \frac{C^{\S}}{D^{\S}}\right)^{-\eta} \\ &\div 1 + \eta \alpha \frac{C^{\S}}{D^{\S}} \\ &= 1 + \eta \alpha \left[\mathcal{N}\left(\delta_+\left(t_c - t_a, e^{\sigma H(t_a)}\right)\right) \right. \\ &\quad \left. - e^{-\sigma H(t_a) - (r_{\S} - r_{\yen})(t_c - t_a)} \mathcal{N}\left(\delta_-\left(t_c - t_a, e^{\sigma H(t_a)}\right)\right) \right. \\ &\quad \left. + \frac{\sigma_{\S}^2}{2(r_{\S} - r_{\yen})} e^{-\frac{2H(t_a)(r_{\S} - r_{\yen})}{\sigma} - (r_{\S} - r_{\yen})(t_c - t_a)} \mathcal{N}\left(\delta_-\left(t_c - t_a, e^{-\sigma H(t_a)}\right)\right) \right. \\ &\quad \left. - \frac{\sigma_{\S}^2}{2(r_{\S} - r_{\yen})} \mathcal{N}\left(-\delta_+\left(t_c - t_a, e^{\sigma H(t_a)}\right)\right) \right] \end{aligned}$$

となる。

4. 数値計算

本節では $\nu(t_c, \alpha)$, $\bar{\beta}(t_c, \alpha)$, $\bar{\lambda}(t_c, \alpha)$ の t_c , α による変化を数値計算で確認する。対象は齋藤 [8] と同様に、米国と台湾とする。なお、コロナ禍中の 2020~2022 年は海外との往来が厳しく制限されており、データ採取期間としては不適当である。よって、2019 年以前のデータを用いる。

パラメータのうち外国金利 $r_{\S}$ は、米国の場合は FF レート、台湾の場合はコールレート、自国 (日本) の金利 $r_{\yen}$ は無担保コール翌日物とする。値は 2018 年 1 月から 2019 年 12 月までの 24 か月間の月末値の平均値とすると、 $r_{\text{USD}} = 0.02003$, $r_{\text{TWD}} = 0.00185$, $r_{\yen} = -0.00060$ となる。

為替レートのボラティリティ σ は、2019 年 12 月から 23 か月前まで (24 か月分) の月末値データについて標準偏差 σ_{1912} 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_{1801} まで) 求め、それらの平均値とする。結果、米ドル円の場合は $\sigma_{\text{USD}} = 0.07546$ 、台湾ドル円の場合は $\sigma_{\text{TWD}} = 0.06709$ となる。図 4.1 と 4.3 も参照せよ (図には 2013 年 7 月から 2022 年 9 月までを出力している)。

訪日外客の為替弾力性 η は式 (2.5) より、例えば米国の場合は図 1.2 の為替レートを外貨建てに変更してから両対数グラフに変換し、その回帰直線の傾きの符号を反転させればよい。結果、米国の場合は $\eta_{US} = 1.187$ 、台湾の場合は $\eta_{TW} = 1.743$ となる。図 4.2 と図 4.4 も参照せよ。

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。

式 (3.8) に関する乱数の生成には、MCMC(メトロポリス法) を用いた。

以上の設定に基づいてシミュレーションを行い、図 4.5 と 4.6 に、上段に ν 、中段に $\bar{\beta}$ 、下段に $\bar{\lambda}$ の結果をまとめた。左が米国、右が台湾のものである。図 4.5 では $\alpha = 0.4$ での $t_c = 1, 2$ の相違、図 4.6 は $t_c = 1$ での $\alpha = 0.2, 0.4, 0.6$ の相違を見ることができる。各ヒストグラムにおける垂直な点線は平均値、垂直な一点鎖線は上側 90% 点 (第 10 百分位数) である。

上段の客単価減少倍率 $\nu(t_c, \alpha)$ について、当然ながら訪日までの期間が長い、すなわち t_c が大きいほど、また割引サービスが厚い、すなわち α が大きいほど、客単価が小さくなり気味である (分布の左裾が伸びている)。しかし米国も台湾も、 $t_c = 2$ や $\alpha = 0.6$ としても、割引サービスなしの場合に比べた客単価は、平均的には 0.96 倍程度で収まり、第 10 百分位数は約 0.92、すなわち 90% の確率で約 0.92 倍を維持できそうである。

中段の客数増加倍率の平均値 $\bar{\beta}(t_c, \alpha)$ は、米国については期待通り 1 以上となる可能性が高い。やはり t_c が大きいほど、または α が大きいほど、訪日外客には有利となるため大きな値が出やすい (分布の左端が約 1 で、右裾が伸びている。平均値も第 10 百分位数も右にシフトする)。しかし、条件がよくても精々 1.08 倍程度の客数増しか見込めない。

問題は台湾である。 $\bar{\beta}(t_c, \alpha)$ が 1 未満になる可能性が十分あることが発覚した。まず t_c の変化に関しては、1 未満の可能性は高いが分布の左端は 0.85 程度で止まっており、 t_c が大きくなるほど右裾が伸び、平均値も第 10 百分位数も右にシフトしている。1 未満の可能性以外は、米国と同じ特徴である。一方 α の変化に関しては、 α が大きくなるほど右裾は伸びるが、左裾も伸びており、平均値や第 10 百分位数は左にシフトしている。すなわち、客数の最大増加倍率が増す可能性もあるが、むしろ確率的には客数が大きく減る可能性が高くなりそうである。価格面では客に有利になるのに客数は減り得るという現象は、過去のモデルでは見られなかった。この理論的、経済的な考察については、今後の課題としたい。

下段の総収入増加倍率の平均値 $\bar{\lambda}(t_c, \alpha)$ については、 $\nu(t_c, \alpha)$ よりも $\bar{\beta}(t_c, \alpha)$ の影響が色濃く反映されているようだ。 t_c が大きいほど、または α が大きいほど、大きな値が出る可能性がある (分布の右裾が伸びている)。しかし、それ以上に収入減となるリスクの方が高く、 α が大きくなるほど平均値も第 10 百分位数も小さくなる。ただし、台湾については、 t_c が大きくなると両者とも大きくなる傾向も見られる。いずれにせよ両国とも、平均値も第 10 百分位数も 1 を下回り、平均値は約 0.9、第 10 百分位数も約 0.8 まで下がり得るため、モデル設定から予想されたことではあるが、本稿の割引サービスは宿泊施設側にかなり不利である。

改めて外貨払い許容率 α の影響を、刻みを細かくして観察する。図 4.7 は $t_c = 1$ に限定し、 α は 0.1 ~ 0.7 の範囲で動かした際の、 $\nu(1, \alpha)$ 、 $\bar{\beta}(1, \alpha)$ 、 $\bar{\lambda}(1, \alpha)$ に関する統計量を示している。左が米国、右が台湾のもの、上段が上側 90% 点 (第 10 百分位数)、中段が平均値、下段が 1 を超える確率で、それぞれ中央値 (ν が鎖線、 $\bar{\beta}$ が一点鎖線、 $\bar{\lambda}$ が実線)、及び四分位範囲 (中央値付近の上下に描かれた点線に挟まれた領域) が描かれている。

上側 90% 点 (上段) と平均値 (中段) に関し、 $\nu(1, \alpha)$ 、 $\bar{\beta}(1, \alpha)$ 、 $\bar{\lambda}(1, \alpha)$ の全てが α についてほぼ線形である。しかし先述の通り、客数増加倍率の平均値 $\bar{\beta}(1, \alpha)$ は、どちらも米国では右上がりだが、台湾では右下がりである。どれも α について線形らしいという点は過去のモデルと同じだが、 $\bar{\beta}(1, \alpha)$ が右下がりになり得るという点は異なる。

一方、平均倍率が 1 を超える確率 (下段) は、当然ながら $\nu(1, \alpha) = 0$ であり、 $\bar{\beta}(1, \alpha)$ や $\bar{\lambda}(1, \alpha)$ はほぼ水平線となる ($\bar{\lambda}(1, \alpha)$ は若干右下がり)。これらは過去のモデルと同じ特徴であり、そもそも本モデルを考える動機となったこれらの特徴は維持されたことになる。しかし、 $\bar{\beta}(1, \alpha)$ は 1 未満も起こり得るという点が異なる。

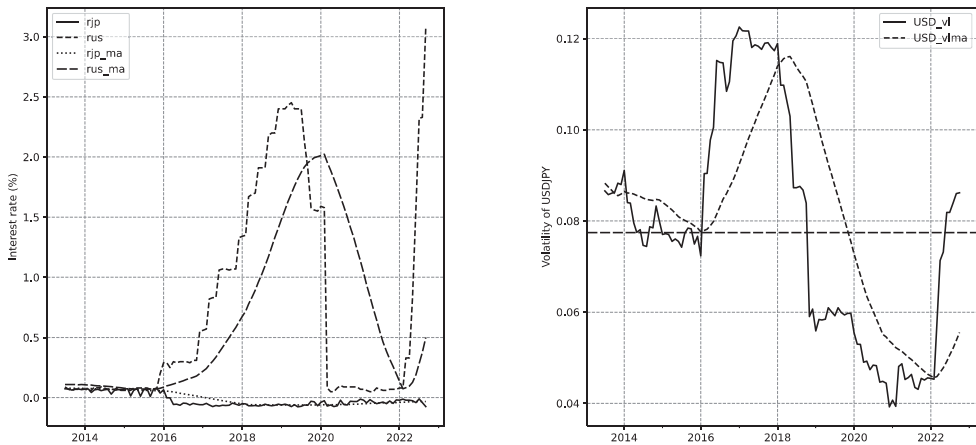


図 4.1 日米の金利 (左) と米ドル円レートのボラティリティ (右)

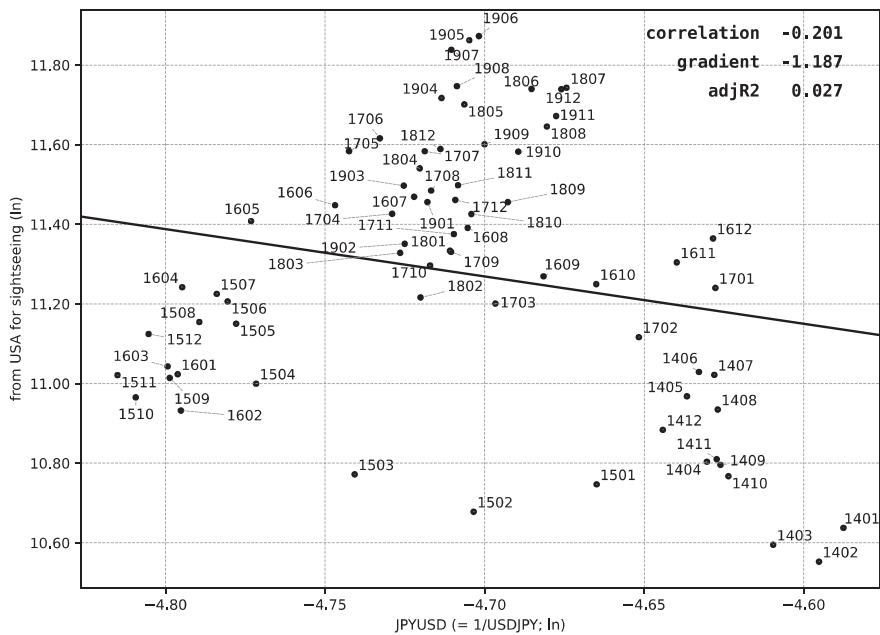


図 4.2 観光目的米国客数の為替弾力性

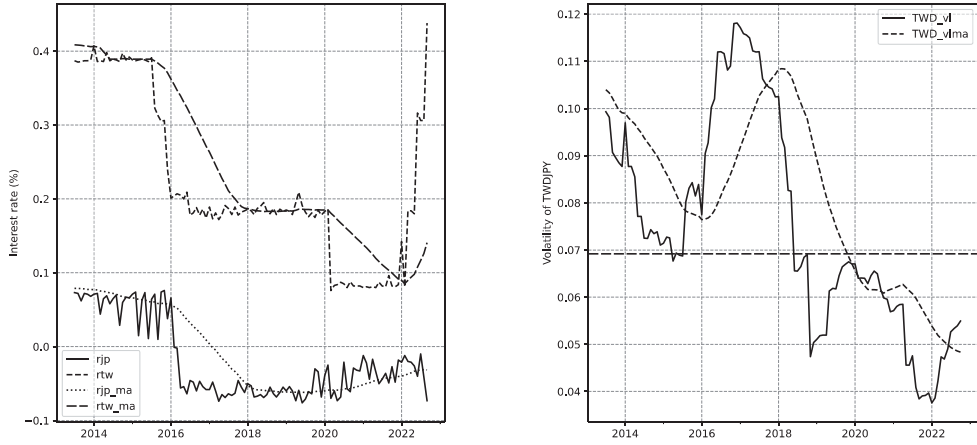


図 4.3 日台の金利 (左) と台湾ドル円レートのボラティリティ (右)

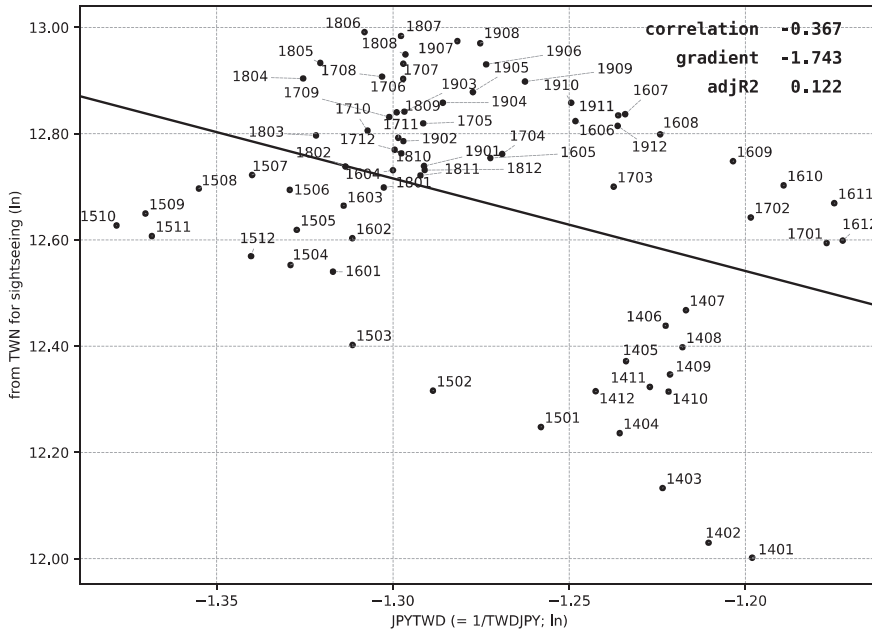


図 4.4 観光目的台湾客数の為替弾力性

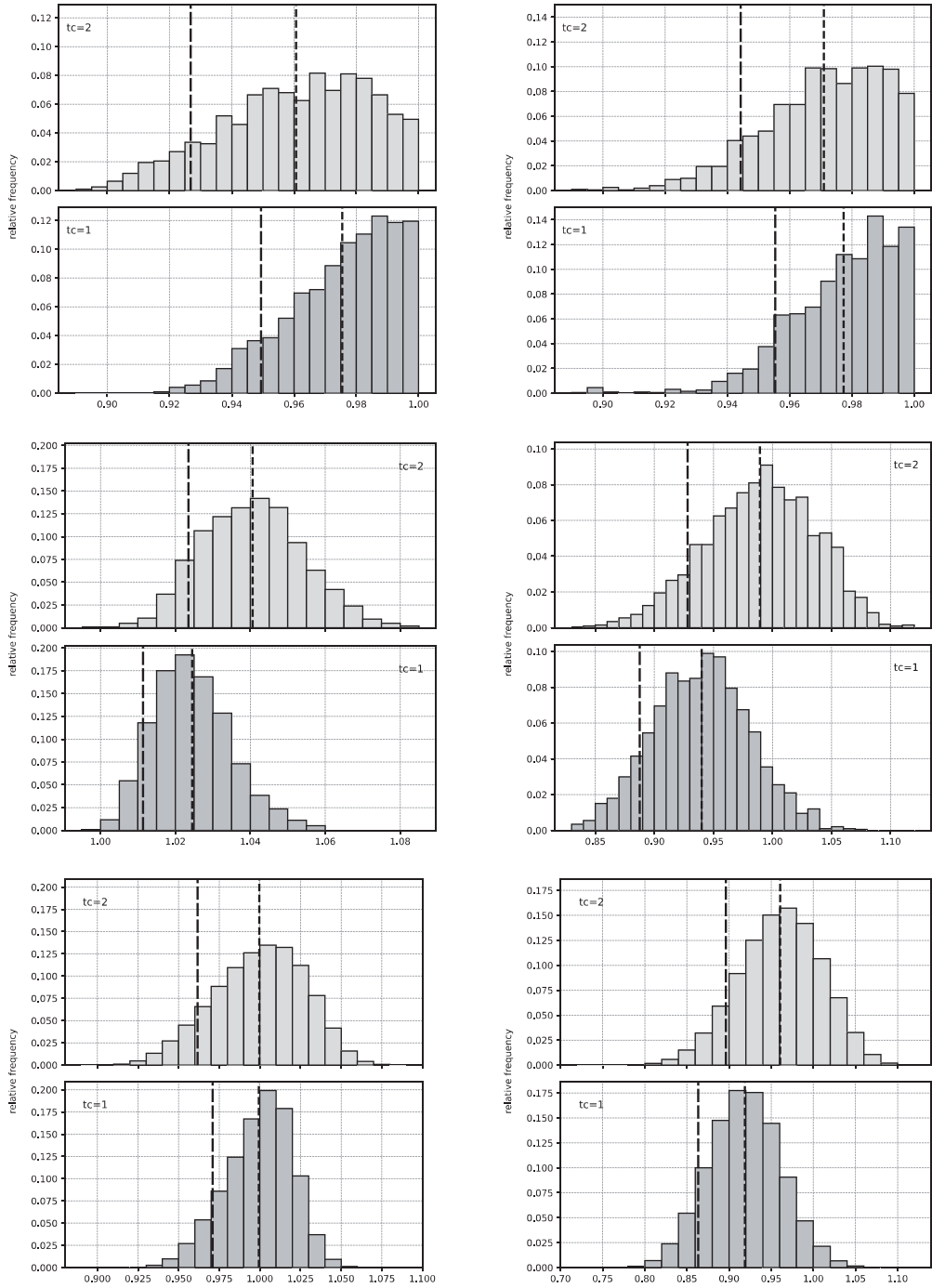


図 4.5 $t_c = 1, 2$ とした場合の $\nu(t_c, 0.4)$ (上段), $\beta(t_c, 0.4)$ (中段), $\bar{\lambda}(t_c, 0.4)$ (下段) の分布
左列は米国／右列は台湾

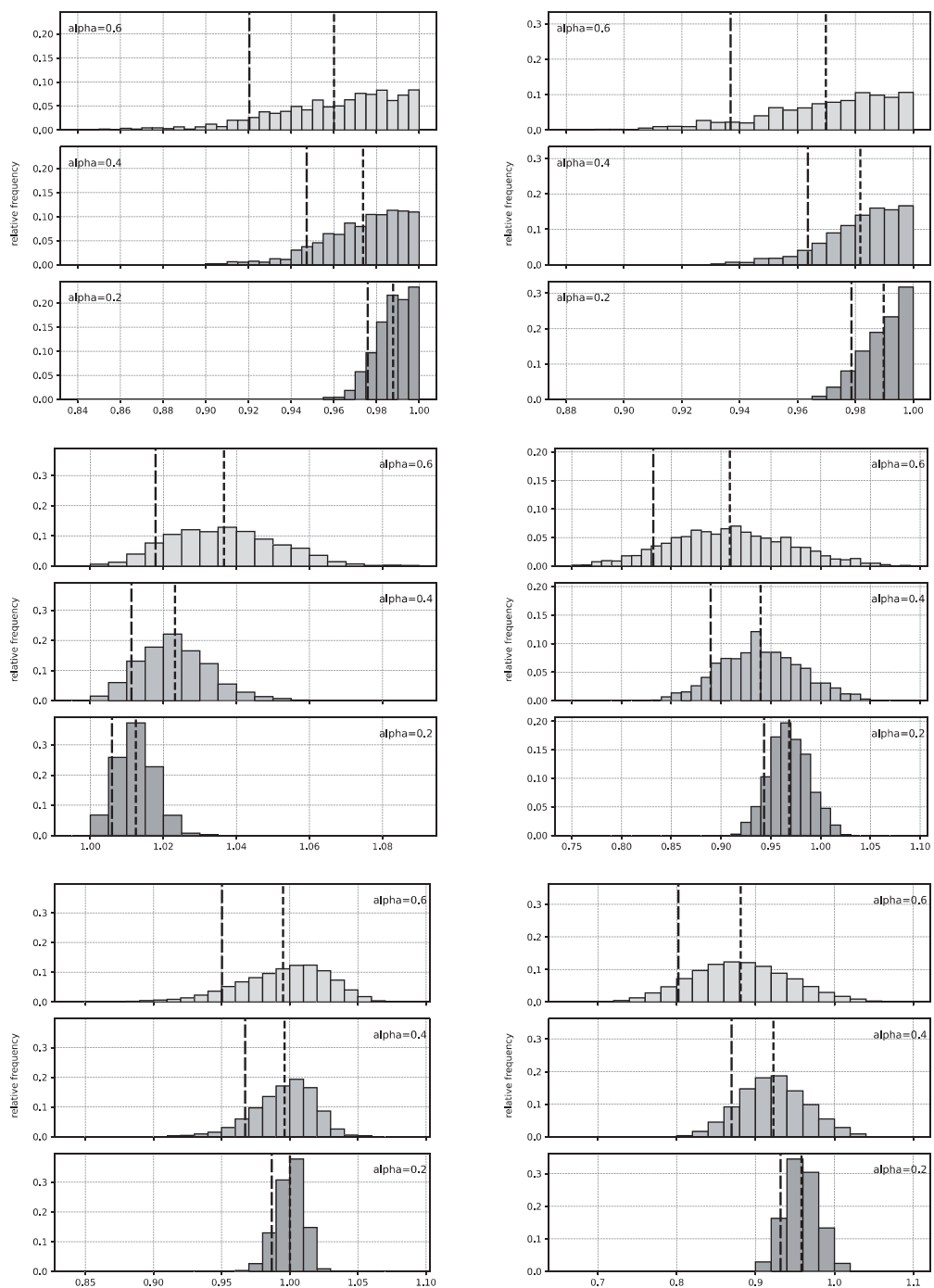


図 4.6 $\alpha = 0.2, 0.4, 0.6$ とした場合の $\nu(1, \alpha)$ (上段), $\bar{\beta}(1, \alpha)$ (中段), $\bar{\lambda}(1, \alpha)$ (下段) の分布
左列は米国／右列は台湾

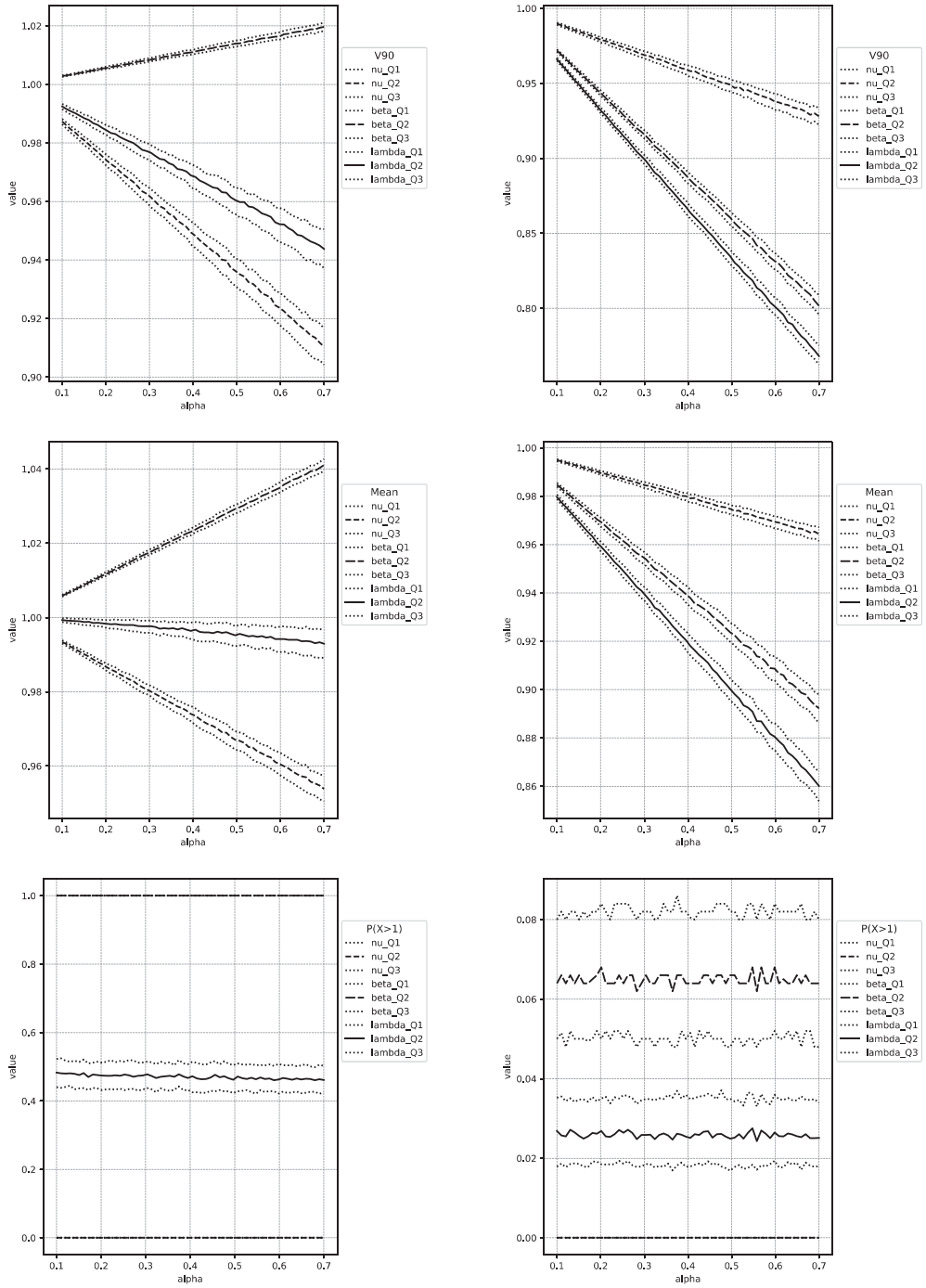


図 4.7 $\alpha = 0.1 \sim 0.7$ に応じた $\nu(1, \alpha)$, $\bar{\beta}(1, \alpha)$, $\bar{\lambda}(1, \alpha)$ に関する値 (四分位範囲と中央値)
左列は米国／右列は台湾

5. おわりに

本稿では齋藤 [5, 6, 7, 8] の拡張, 特に [8] の類似モデルを考えた. いずれも為替レートに連動した割引サービスを提供することで外国人観光客の誘致を狙うというモデルだが, 齋藤 [8] では予約時と訪日時の間隔が客ごとに異なり, 割引に適用する為替レートは予約時または訪日時のどちらか客に有利な方とした. 結果, 外貨払い許容率 α に関わらず円建て収入増加倍率の平均値 $\bar{\lambda}(t_c, \alpha)$ の中央値がほぼ一定となるという特徴が見られた.

そこで本稿では明らかに外客に有利, 宿泊施設側に不利となる割引サービスを導入しても上記の特徴が見られるのかを確認すべく, 割引に適用する為替レートと予約時以前のある時点から訪日時までの最良値 (外客にとって) とするモデルを検討した. 結果としては上記の特徴が引き続き見られたため, この特徴の原因は割引適用レートではないことが推察される. ただし, 理論的な原因究明はやはり困難であったため, 引き続き検討を続けたい.

さらに本稿のモデルにより, 外客にとって有利な条件となるにも関わらず, 逆に客数が減る可能性のあることが判明した. これは過去の研究では見られなかった特徴であり, これは割引適用レートに起因するのか, それとも金利や為替弾力性のバランスに起因するのか, 今少し検討してみたい.

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] World Travel & Tourism Council (2021) “Figure 6: G20 Countries: Select Travel & Tourism Indicators”, in *GLOBAL ECONOMIC IMPACT & TRENDS 2021*. URL: <https://wtcc.org/Portals/0/Documents/Reports/2021/Global%20Economic%20Impact%20and%20Trends%202021.pdf>, cited 2022-10-01.
- [3] 観光庁 (2021) 『観光白書 (令和 3 年版)』, 政府刊行物センター.
- [4] ——— 「【図表】国籍・地域別の訪日外国人 1 人当たり旅行支出と旅行消費額」, 『訪日外国人の消費動向 2019 年年次報告書 (第 1 編)』, URL: <https://www.mlit.go.jp/kankocho/siryou/toukei/content/001345781.pdf> (参照: 2022-12-23).
- [5] 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.
- [6] ——— (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.
- [7] ——— (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.146–155.
- [8] ——— (2020) 「外国人観光客誘致による観光施設経営安定化策」, *数理解析研究所講究録*, (2158), p.1–10(速報版).
- [9] JTB 総合研究所 「観光統計」, URL: <http://www.tourism.jp/statistics/> (参照: 2022-10-19).
- [10] 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: 2022-10-19).