



RIETI Discussion Paper Series 19-J-057

# 消費者態度指数や資産価値予測は昼の長さに影響されるか？： SAD（季節性情動障害）仮説の検証

関沢 洋一  
経済産業研究所

小西 葉子  
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

## 消費者態度指数や資産価値予測は昼の長さに影響されるか？： SAD（季節性情動障害）仮説の検証<sup>1</sup>

関沢 洋一（経済産業研究所）

小西 葉子（経済産業研究所）

### 要 旨

株価をはじめとした金融商品の価格変動などが季節性情動障害（Seasonal Affective Disorder, SAD）と呼ばれる気分障害の影響を受けているとする仮説が経済学の一部の分野で提示されている。この仮説によれば、昼の長さが短くなる秋と冬に winter-blue やより重度のうつ症状が生じ、それらの気分変動に起因するリスク回避度の高まりが株価等に影響を及ぼすと主張される。しかし、このような SAD 仮説については経済学内での批判も強く、加えて、最近の心理学の研究では、SAD 仮説の前提となる季節性の気分変動が存在しないという主張があり、SAD の存在自体が論争の対象になっている。そこで、本稿では、経済学における SAD 仮説を支持する季節性の循環が内閣府の「消費動向調査」の家計の消費マインド（消費者態度指数）や資産価値予測において観察されるか否かを検証した。また、間接的ではあるが、関沢他（2016）において、消費マインドとメンタルヘルス指標間に負の相関を観察していることから、SAD の存在そのものを検証することを副次的な目的とした。分析には 2004 年から 2018 年の世帯レベルのパネルデータを用いた。分析結果より、消費者態度指数、資産価値予測の両方において、12 月を底として初夏を頂点とする季節変動があること、緯度が高い地域ほど季節変動が大きいこと、昼が長いほど消費者態度指数と資産価値予測は改善することが明らかになった。本研究は経済現象における SAD 仮説を支持し、心理学内で論争になっている SAD の存在を間接的ながら支持する。

キーワード：季節性情動障害、消費マインド、消費者態度指数、資産価値予測、季節変動、感情

JEL classification: D91, E37, G12

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

<sup>1</sup>本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「その他特別な研究」の成果の一部である。本稿の分析に当たっては、内閣府の「消費動向調査」の調査票情報を利用した。また、本稿の原案に対して、経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の出席者の方々から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。

## 1. はじめに

株式のリターンをはじめとした金融商品の価格変動などが季節性情動障害 (Seasonal Affective Disorder, SAD) と呼ばれる気分障害の影響を受けているとする仮説が経済学の一部の分野で提示されている。この仮説によれば、昼の長さが短くなる秋と冬に *winter-blue* やより重度のうつ症状が生じ、それらの気分変動に起因するリスク回避度の高まりが株価等に影響を及ぼすと主張される。しかし、このような SAD 仮説については経済学内での批判も強く、加えて、最近の心理学の研究では、SAD 仮説の前提となる季節性の気分変動が存在しないという主張があり、SAD の存在自体が議論の対象になっている。

本研究は、これらの明確な結論が出ていない議論に対して、解決の一助となるために、日本の「消費動向調査」に着目した。内閣府が毎月行っている「消費動向調査」には、景気の先行指標の1つである消費者態度指数を作成するための調査項目があり、また、家計における資産価値予測についての質問がある。同調査は日本全国を対象とし、8,400 世帯が 12~15 ヶ月連続して回答するパネルデータになっており、パネルデータ分析を行うことが可能である。仮に、消費者態度指数と昼の長さの間に相関関係が存在することが示されれば、昼の長さに対応した経済面の将来予測の季節変動が存在することになり、SAD によって影響される経済現象が存在するという主張を支持できるだろう。また、消費者態度指数の質問項目とうつなどのメンタルヘルス指標の間に負の相関関係があることがいくつかの研究で観察されていることから、SAD と同調した季節変動が消費者態度指数に見られる場合、SAD が存在することの間接的な証拠にもなり得る。

本稿の構成は以下のとおりである。2 で既存研究をサーベイし、3 で使用するデータを記載し、4 で推定モデルを記載し、5 で推定結果を示し、6 で考察と結論を示す。

## 2. 既存研究のサーベイ

### 2.1. 経済学における SAD 関連の研究

SAD によって一部の経済現象に季節変動が生じるという主張は、*American Economic Review* に 2003 年に掲載された Kamstra 等の研究が契機になってなされるようになった (Kamstra, Kramer, & Levi, 2003)。Kamstra 等の主張は以下のとおりである。

- ① うつになった人々は悲観的でリスク回避的になる傾向がある。
- ② 昼の長さが短くなる秋から冬にかけて、SAD と呼ばれるうつ状態、またはその穏やかなバージョンである winter-blue を経験する人々が現れる。SAD や winter-blue になることにより、多くの人々がリスク回避的になる。
- ③ リスク回避の結果として、秋になるとリスクの高い資産である株式が売却される傾向が生じて、リターンが下落する。冬至の後、昼の長さが長くなるにつれて、人々はリスクをとるようになり、株式の購入傾向が高まり、リターンが上昇する。この傾向は、夏と冬の昼の長さの差が大きい高緯度地域でより顕著になる。

Kamstra 等は、北半球と南半球の両方の株式市場のデータを使用し、株式において SAD と整合的なリターンの変動が生じていると主張した。

Kamstra 等の株式のリターンの研究をきっかけに、SAD と同調した季節変動がいくつかの経済現象において存在するという研究が現れた。たとえば、新規株式公開 (IPO) の価格設定 (Dolvin & Fernhaber, 2014; Dolvin & Pyles, 2007; Keef, Keefe, & Khaled, 2015)、美術品のオークション価格 (Kliger, Raviv, Rosett, Bayer, & Page, 2015)、アナリストの株式収益予測 (Dolvin, Pyles, & Wu, 2009)、不動産価格 (Kaplanski & Levy, 2012)、アメリカ国債のリターン (Kamstra, Kramer, & Levi, 2014) が SAD による影響を受けているものとして提示されている。その一方で、特に株式について、SAD 仮説に疑問を呈する研究も登場している (Jacobsen & Marquering, 2008; Keef & Khaled, 2011; Kelly & Meschke, 2010)。我々の知る限り、SAD が株式をはじめとする資産価格に影響を及ぼしているかどうかについては明確な結論は得られていない。

## 2.2. 心理学における SAD の存在そのものについての論争

以上のとおり、SAD が資産性の高い商品価格に影響を及ぼすという研究が経済学の一部の分野で提示されている一方で、その前提を揺るがす研究が最近になって心理学で登場している。アメリカの 2 地域のデータを使用した Kerr et al. (2013) の分析によれば、初冬をピークとして初秋を底とするうつ症状の季節変動は見られるものの、その変動幅は小さく、SAD が過大評価されている可能性が指摘されている。Traffanstedt et al. (2016) は、うつ

病の標準的な評価指標である PHQ-8 (Kroenke, Spitzer, & Williams, 2001)を用いた約 34,000 人への電話によるインタビューによるクロスセクションデータから、大うつ病の発生率に季節性が見られないことを明らかにし、この結果に基づいて、SAD の存在そのものに疑問を呈した。LoBello and Mehta (2019)は、クロスセクションデータに基づいて、軽度のうつにおいても季節性がないことを示した。

一方、SAD の存在を否定するこれらの研究は SAD を肯定する研究者から批判を受けている。代表的なものとして、Winkler et al. (2017) は、Traffanstedt et al. (2016) について、とりわけ、SAD の有無の検証のためにクロスセクションデータを使うことが不適切だと主張し、SAD の存在を巡って論争になった (LoBello, 2017a, 2017b; Winkler et al., 2017; Young, 2017)。この論争とほぼ同じ時期に出されたカナダの研究では、10 種類のデータセットをプールして 50 万人規模のデータによる検証を行っており、それによれば、大うつ病が発生しやすいのは 12 月・1 月・2 月で、最も発生しにくいのは 6 月・7 月・8 月という結果になった (Patten et al., 2016)。Lyall et al. (2018)は、イギリスの 15 万人以上のクロスセクションデータを使って、女性においてのみ、1 月が頂点となるうつ症状の季節変動が見られ、男性では見られないと主張した。また、Lukmanji et al.(2019)は、カナダの 5 万人規模のクロスセクションデータを使って、24 歳以下では SAD に整合的なうつ症状の変動が見られるものの、25 歳以上では見られないと主張している。

以上のとおり、SAD の存在を巡っていくつかの研究が行われているものの、緯度が広範囲に及ぶ多地域を対象にして同一参加者の計測を繰り返すパネルデータによる分析がこれまでにないことから、SAD の存在について明確な結論は得られていないように思われる。

### 2.3. 消費者態度指数と資産価値予測の季節変動への関心

上記のように、SAD を反映した季節変動が株式のリターンなどの経済現象に存在するといういくつかの研究の主張にもかかわらず、その主張はまだ証明されていない。さらに、季節変動型のうつである SAD の存在そのものが心理学において論争の対象となっている。

本研究では、これらの議論に貢献するために、日本で実施されている「消費動向調査」に着目し分析を行う。「消費動向調査」は内閣府によって全国 8,400 世帯を対象として毎月実施されており、この調査の 4 つの質問（今後半年間の「暮らし向き」「収入の増え方」「雇

用環境」「耐久消費財の買い時判断」)から景気の先行指標である消費者態度指数が作成されている。「消費動向調査」は、各世帯で所有している株式・土地などの資産価値が今後半年間に増えるか減るかの予測(以下では「資産価値予測」と呼ぶ)についても質問していて、この回答も消費者態度指数と同じように指数化されている。「消費動向調査」では同じ世帯が12~15ヶ月連続して調査に回答しているため、1年以上に及ぶ毎月のパネルデータが存在する。仮に、消費者態度指数または資産価値予測の質問に対する回答において昼の長さの変化に対応した季節変動があり、その変動が高緯度地域で顕著である場合、消費者態度指数等によって示される楽観度の変化を通して昼の長さが株式のリターン等に影響を及ぼすことが示唆されることになる。したがって、「消費動向調査」の分析は経済現象におけるSADをめぐる論争の解決に貢献できる。

また、いくつかの研究は、消費者態度指数を構成する質問および同様の質問に対する回答とメンタルヘルスとの間に相関関係があることを示している(Ekici & Koydemir, 2014; Senik, 2008; van Giesen & Pieters, 2019; 関沢洋一 & 桑原進, 2012; 関沢洋一, 後藤康雄, 宗未来, 野口玲美, & 清水栄司, 2016)。たとえば、関沢等(2016)では、消費者態度指数と同じ質問を使ったアンケート調査のパネルデータ分析により、消費者態度指数がうつや不安と負の相関を有することを明らかにしている。このため、消費者態度指数で冬を底とする季節変動が観察され、高緯度地域でそれが顕著であれば、うつや不安に季節変動があることを示す間接的な証拠になる。

これらの背景に基づいて、本稿では、消費者態度指数と資産価値予測が昼の長さの影響を受けるという仮説が正しいかどうかを検証することとした。

### 3. データ

#### 3.1. 消費者態度指数および資産価値予測について

消費者態度指数と資産価格予測の数値の算出は、内閣府が実施する「消費動向調査」の2004年4月から2018年8月までの調査票情報を使って行った。「消費動向調査」は1957年に開始され、2004年4月以降は毎月行われている。調査世帯は国勢調査で明らかにされた都道府県別の世帯数に基づいて全国から選ばれている。調査世帯数は2013年3月以前は6,720世帯で、2013年4月以降は8,400世帯となっている。2006年5月以前は調査世

帯は連続して12か月間にわたって調査票に回答したが、2006年6月以降は回答期間が15ヶ月間に変更された。全体の回答数は85,753世帯の964,361件であり、各世帯は平均して11.2回回答し、回答率は平均75.8%であり、一般統計調査としては非常に高い回収率である。都道府県別に調査に回答した世帯の基本統計を表1-1(22~23ページに記載)に示す。世帯主の平均年齢は59.2歳で、世帯主の63.2%が働いており、女性が世帯主となっている世帯の割合は22.5%であった。

「消費動向調査」では、消費者としての意識について5つの質問を行っている。問1が「あなたの世帯の暮らし向きは、今後半年間に今よりも良くなると思いますか、悪くなると思いますか。」、問2が「あなたの世帯の収入の増え方は、今後半年間に今よりも大きくなると思いますか、小さくなると思いますか。」、問3が「職の安定性、みつけやすさなどの雇用環境は、今後半年間に今よりも良くなると思いますか、悪くなると思いますか。」、問4が「耐久消費財の買い時としては、今後半年間に今よりも良くなると思いますか、悪くなると思いますか。」、問5が「あなたの世帯で所有している株式・土地などの資産価値は、今後半年間に今よりも増えると思いますか、減ると思いますか。」となっている。回答は5件法(1:良くなる-5:悪くなる)となっている。問2と問5は回答が若干異なり、第2問は5件法(1:大きくなる-小さくなる)で、問5は5件法(1:増える-5:減る)となっている。

消費者態度指数は問1から問4までの回答から算出される。算出に当たっては、上記の回答の1が100、2が75、3が50、4が25、5が0と指数化されている。また、4つの質問全体の指数である消費者態度指数を算出する場合には、4つの質問の指数化された数値を平均化する。たとえば、ある世帯が4つの質問すべてに対して3を選択した場合、消費者態度指数は50になる。消費者態度指数の最小値は0、最大値は100で、数値が大きいほど、消費マインドは良いと判断される。問5の資産価値予測についても、他の問いと同様に指数化されている。本研究では、消費者態度指数、および、資産価値予測を従属変数として用いた。消費者態度指数と資産価値予測の平均は、それぞれ42.02と42.24である。各月の消費者態度指数と資産価値予測の平均値の推移を図1に示す。

図1 消費者態度指数と資産価値予測の推移



### 3.2. 昼の長さを表す変数

各調査時点の昼の長さは、地域の緯度と1月1日からの日数に基づいて、Kamstra et al. (2003) に示された式によって算出した。都道府県別の緯度は市町村コードに基づいて各調査世帯の居住地の市町村役場の緯度を使用した。各地域の緯度は表 1-2 (24~25 ページに記載) に示されている。沖縄県の緯度が最も低く(北緯  $26.36^{\circ}$  )、最も緯度が高いのが北海道で(北緯  $42.95^{\circ}$  )、東京は北緯  $35.69^{\circ}$  となっている。緯度と月から算出された昼の長さについて12月と6月の数値を表 1-2 に記載している。

SAD の尺度として、Kamstra et al. (2003) は、春分と秋分間の夜の時間を主要な説明変数として設定した。この背景として、SAD が秋から現れて春には解消し、その後うつ症状の季節変動は存在しないという仮定が置かれている。しかし、最近の心理学の研究では、SAD が存在するという研究であっても夏か初秋にうつ症状が最も軽減されることが報告されており(Kerr et al., 2013; Lukmanji et al., 2019; Lyall et al., 2018; Patten et al., 2016)、うつ症状の変化が必ずしも秋から春にかけて限定的に生じているとは言えないの

で、年間を通じた昼の長さを説明変数の1つとすることとした。秋と冬の昼の長さではなく1年間全体の昼の長さを説明変数とするアプローチはSAD関連の経済学の研究でもKliger et al. (2015)やKaplanski & Levy (2012)で行われている。

### 3.3 気候に関するデータ

気候に関する変数として、本稿では雲量、降水量、気温を使用した。気象庁のウェブサイトから各調査世帯の居住地である都道府県の県庁所在地のデータを収集した。「消費動向調査」の調査時点は毎月15日に設定されており、調査票は毎月10日前後に調査対象世帯に届くように郵送され、毎月20日頃までに内閣府に返送された調査票が集計される。この点を踏まえて、雲量、降水量、気温は11日から15日までの5日間のデータを使用した。雲量は0から10の11段階で表され、値が高いほど雲量が多いことを示す。降水量は1日あたりのミリメートルとなっている。埼玉県、千葉県、滋賀県、山口県については、それぞれの都道府県の県庁所在地の雲量のデータが欠落していたため、それぞれ熊谷市、銚子市、彦根市、下関市のデータを用いた。各都道府県毎の雲量、降水量、気温は表1-2に掲載している。

## 4. 推定モデル

本稿では、消費者態度指数と資産価値予測が昼の長さの影響を受けるという仮説が正しいかどうかを明らかにするために、4つのモデルで検証した。資産価値予測についても同様に検証した。モデル1では消費者態度指数の各月の変動を観察するために各月ダミーに回帰した。資産価値予測についても同様である。

$$\begin{aligned} CCI_{it} = & a_i + \beta_{\text{JANUARY}} \text{JANUARY}_t + \beta_{\text{FEBRUARY}} \text{FEBRUARY}_t + \beta_{\text{MARCH}} \text{MARCH}_t \\ & + \beta_{\text{APRIL}} \text{APRIL}_t + \beta_{\text{MAY}} \text{MAY}_t \\ & + \beta_{\text{JUNE}} \text{JUNE}_t + \beta_{\text{JULY}} \text{JULY}_t + \beta_{\text{AUGUST}} \text{AUGUST}_t \\ & + \beta_{\text{SEPTEMBER}} \text{SEPTEMBER}_t + \beta_{\text{OCTOBER}} \text{OCTOBER}_t \\ & + \beta_{\text{NOVEMBER}} \text{NOVEMBER}_t + u_{it} \dots (1) \end{aligned}$$

各変数は以下のとおり定義される。 $CCI_{it}$ は調査世帯*i*の調査時点*t*（2004年4月から2018年8月までの各月）における消費者態度指数である。 $\alpha_i$ は世帯毎に異なる各世帯固有の特徴量であり、時点によって変化しない。 $u_{it}$ は誤差項である。以上の変数の定義は他の3つのモデルでも同じである。 $JANUARY_t$ は2値変数で、調査時点*t*が1月の時は1、それ以外の月の時では0となる。2月から11月までも同様である。参照月は12ヶ月の中で昼の長さが最も短い12月である。もしも消費者態度指数が昼の長さによる影響を受けるならば、1月( $\beta_{JANUARY}$ )から11月( $\beta_{NOVEMBER}$ )までは全て正の数で、6月( $\beta_{JUNE}$ )がその中で最も大きな数値となることが予想される。

モデル2では、消費者態度指数と昼の長さの関係について、Kamstra et al. (2003)を参考にして、次のとおり推計した。資産価値予測についても同様である。

$$CCI_{it} = \alpha_i + \rho_1 CCI_{it-1} + \rho_2 CCI_{it-2} + \beta_{DAYLIGHT} DAYLIGHT_{jt} + \beta_{Cloud} Cloud_{kt} + \beta_{Precipitation} Precipitation_{kt} + \beta_{Temperature} Temperature_{kt} + u_{it} \dots (2)$$

変数は次のとおり定義される。 $CCI_{it-1}$   $CCI_{it-2}$  はそれぞれ1ヶ月前と2ヶ月前の消費者態度指数のラグ項である。 $DAYLIGHT_{jt}$ は各調査世帯の居住地の市町村役場(*j*)の緯度における各調査時点の昼の長さである。 $Cloud_{kt}$ 、 $Precipitation_{kt}$ 、 $Temperature_{kt}$ は、各調査世帯の居住する都道府県(*k*)の県庁所在地の調査時点における雲量、降水量、気温である。このモデルの1つの問題として、昼の長さが雲量・降水量・気温と関係しており、特に気温は昼の長さの影響を直接的に受けるが、その逆は考えられないため、これらの変数を推計式に入れるとコントロールのしすぎになる可能性がある。そこで、雲量・降水量・気温を推計式に含めないモデルでも消費者態度指数と昼の長さの関係を検証した。もしも消費者態度指数が昼の長さの影響を受けるならば、 $\beta_{DAYLIGHT}$ は有意に正の値をとると予想される。

モデル3では、消費者態度指数の月次レベルでの1年間の推移が正弦曲線で表現された日照時間の理論式であるコサイナーモデル(cosinor model)によって近似できるかどうか

を検証した。Lyall et al. (2018)はこのモデルを用いて、うつ症状について季節変動が見られるかどうかを検証している。本稿ではLyall et al.(2018) と Bennett and Dobson (2010) を参考にして次のモデルとした。資産価値予測についても同様である。

$$CCI_{it} = a_i + \beta_{\text{COS}} \text{COS}(\omega_t) + \beta_{\text{SIN}} \text{SIN}(\omega_t) + u_{it} \dots (3)$$

$\omega_{it}$  は次のとおり計算される。

$$\omega_t = \frac{2\pi(\text{day}_t - 1)}{365 \text{ or } 366} \dots (4)$$

ここでは $\text{day}_t$  は調査時点の1月1日からの日数であり、閏年以外の年では、各月毎に 15, 46, 75, 106, 136, 167, 197, 228, 259, 289, 320 350 となっている。分母の $\omega_t$  の分母は閏年が 366 でそれ以外の年は 365 となる。振幅 (amplitude) を意味する  $A$  は次のとおり計算される。 $\hat{\beta}_{\text{COS}}$  と  $\hat{\beta}_{\text{SIN}}$  は(3)式の推定結果より得られる。

$$A = \sqrt{\hat{\beta}_{\text{COS}}^2 + \hat{\beta}_{\text{SIN}}^2} \dots (5)$$

日数ベースの頂点 (acrophase) である $\varphi$ は次のとおり計算される。

$$\varphi = 365 * \frac{\tan^{-1}(\hat{\beta}_{\text{SIN}}/\hat{\beta}_{\text{COS}})}{2\pi} + 1 \dots (6)$$

振幅 ( $A$ ) と頂点 ( $\varphi$ ) の標準誤差と信頼区間はデルタメソッド (delta method) によって計算した。もしも消費者態度指数が昼の長さの影響を受けるならば、 $A$  は正の有意な値になると予想され、 $\varphi$  は夏至に近い日であると予想される。

モデル 4 として、緯度が消費者態度指数の変化に及ぼす効果を推定するため、Traffanstedt et al.(2016)を参考にして、消費者態度指数を緯度、季節 (冬至からの日

数)、緯度と季節の交差項によって以下のとおり回帰した。資産価値予測についても同様である。

$$CCI_{it} = \alpha_i + \beta_{LATITUDE}LATITUDE_i + \beta_{SEASON}SEASON_t \\ + \beta_{LATITUDE*SEASON}LATITUDE * SEASON_{it} + u_{it} \dots (7)$$

変数は以下のとおり定義される。LATITUDE は各世帯が居住する市町村役場の緯度である。SEASON は調査時点の冬至からの日数であり、閏年以外では各月毎に 24, 55, 83, 114, 144, 175, 159, 129, 97, 67, 36, 6 となる。SEASON の定義の仕方は Kerr et al.(2013)および Traffanstedt et al.(2016)に従った。もし消費者態度指数が昼の長さの影響を受けるならば、緯度と季節の交差項である  $\beta_{LATITUDE*SEASON}$  は有意に正の値をとると予想される。

モデル 1 から 4 の全てにおいて、時間によって変化しない家計固有の特徴を  $\alpha_i$  を考慮するためにパネルデータ分析の固定効果モデルによってこれらの方程式を推計した。モデル有意差は両側 5% で検定した。分析には STATA 15 を使用した。

## 5. 推定結果

### 5.1. モデル 1 の推定結果 (各月効果モデル)

モデル 1 による推計が表 2 に示されている。固定効果モデルによる毎月の消費者態度指数と資産価値予測の推計値によるグラフが図 2 に示されている。

2004 年 4 月から 2018 年 8 月にかけての消費者態度指数の推定値は昼の長さが最も短い 12 月が最も低くなっている。しかし、消費者態度指数が最も高くなっているのは昼の長さが一番長い 6 月ではなく、5 月だった。5 月にピークに達した後、消費者態度指数も資産価値予測も 6 月に低下し、7 月にまた上昇している。その後は消費者態度指数も資産価値予測も連続して 12 月まで低下している。消費者態度指数や資産価値予測の質問ではその時点における経済状況の認識を聞いているのではなく、半年後の見通しを聞いているので、図 2 に従えば、多くの家計は 1 月 (7 月から半年後) から 6 月 (12 月から半年後) まで経済や資産価値が悪化していくと予想していることになる。人々は 5 月に最も経済面で楽観的で 8 月から 12 月にかけて悲観的になっていき、1 月になると楽観的になり始めることになる。1 月や 6 月の数値など例外はあるものの、この結果は消費者態度指数と資

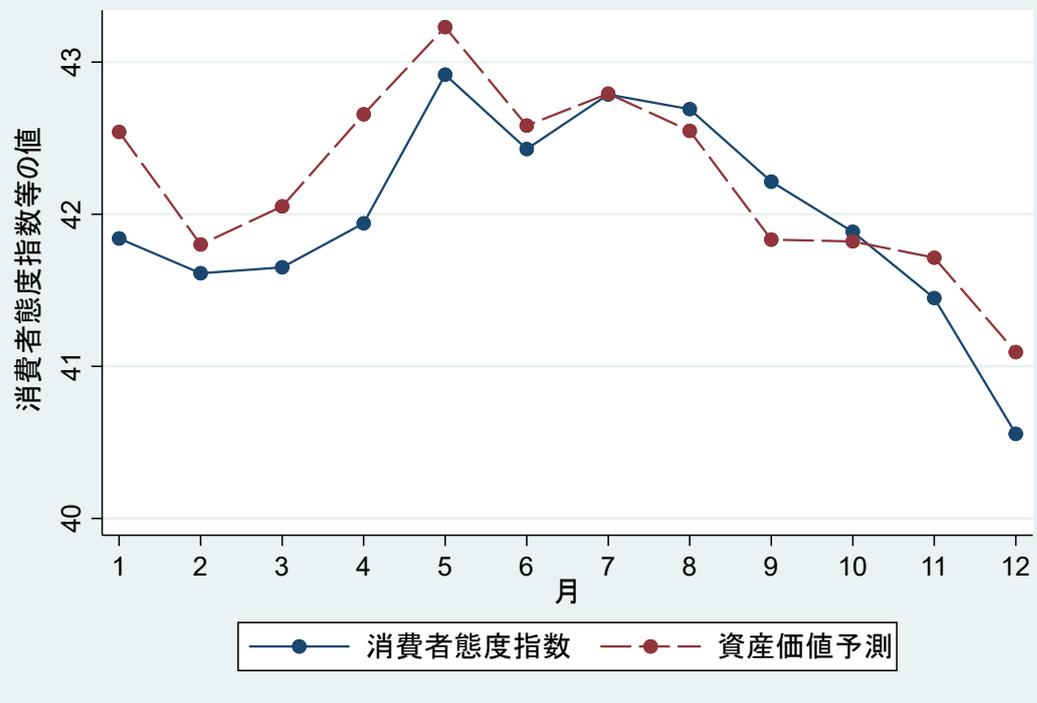
産価値予測が昼の長さによる影響を受けるという仮説と概ね整合的である。

表 2 各月効果の推定 (モデル1)

被説明変数	消費者態度指数	資産価値予測
1月	1.1858*** (0.0428)	1.3591*** (0.0685)
2月	0.8713*** (0.0460)	0.5425*** (0.0709)
3月	1.1212*** (0.0488)	0.9813*** (0.0729)
4月	0.9870*** (0.0503)	1.1961*** (0.0732)
5月	1.9644*** (0.0501)	1.7875*** (0.0723)
6月	1.6660*** (0.0504)	1.2876*** (0.0733)
7月	1.9555*** (0.0498)	1.4637*** (0.0718)
8月	1.8706*** (0.0488)	1.2562*** (0.0710)
9月	1.6491*** (0.0483)	0.7002*** (0.0716)
10月	1.2731*** (0.0462)	0.6674*** (0.0701)
11月	0.7890*** (0.0434)	0.5211*** (0.0683)
12月	参照月	参照月
定数項	40.7256*** (0.0336)	41.2470*** (0.0509)
観測数	963,902	964,322
世帯数	85,740	85,753
R <sup>2</sup> (within)	0.0036	0.0013
R <sup>2</sup> (between)	0.0020	0.0029
R <sup>2</sup> (overall)	0.0018	0.0010

備考) \*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ 0.1%、1%、5%水準で統計的に有意なことを示す。消費者態度指数と資産価値予測は内閣府の定式化で指数化されている。

図2 月毎の消費者態度指数等の推計値(2004~2018年、モデル1)



5.2. モデル2の推定結果(昼の長さや気候情報の効果)

モデル2の推定値を表3に示す。昼の長さの係数( $\beta_{\text{DAYLIGHT}}$ )が有意な正の値となっていることから、昼の長さは消費者態度指数および資産価値予測と正の相関があり、消費者態度指数と資産価値予測が昼の長さによる影響を受けるという仮説と整合的な結果となっている。興味深いことに、気温の係数( $\beta_{\text{Temperature}}$ )は消費者態度指数との関係では有意ではなく、資産価値予測との関係では負に有意であり、気温が高いと消費者態度指数や資産価値予測が上昇するのではなく、昼が長くなると消費者態度指数や資産価値予測が上昇することを示唆する。

表3 昼の長さや気候情報の効果の推定 (モデル2)

被説明変数	消費者態度指数	消費者態度指数	資産価値予測	資産価値予測
1 ヶ月前の同じ 指数の値	0.2030*** (0.0018)	0.2028*** (0.0018)	0.1216*** (0.0023)	0.1222*** (0.0023)
2 ヶ月前の同じ 指数の値	0.0604*** (0.0015)	0.0602*** (0.0015)	0.0513*** (0.0021)	0.0522*** (0.0021)
昼の長さ (1時間あたり)	0.2259*** (0.0066)	0.1943*** (0.0094)	0.1746*** (0.0100)	0.2948*** (0.0145)
雲量 (11段階)		0.0696*** (0.0064)		0.0126 (0.0094)
降水量 (1mm/1日)		-0.0067*** (0.0018)		0.0014 (0.0026)
気温 (1℃あたり)		0.0037 (0.0019)		-0.0361*** (0.0029)
定数項	28.1942*** (0.1319)	28.0860*** (0.1442)	32.8436*** (0.1812)	31.7989*** (0.2035)
観測数	777,513	777,513	777,779	777,779
世帯数	75,645	75,645	75,648	75,648
R <sup>2</sup> (within)	0.0548	0.0550	0.0107	0.0109
R <sup>2</sup> (between)	0.9334	0.9333	0.4368	0.4360
R <sup>2</sup> (overall)	0.5752	0.5748	0.2144	0.2140

備考) \*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ 0.1%、1%、5%水準で統計的に有意なことを示す。括弧の中はロバストな標準誤差を示す。消費者態度指数と資産価値予測は内閣府の定式化で指数化されている。

### 5.3. モデル3の推定結果 (コサイナーモデルによる定式化)

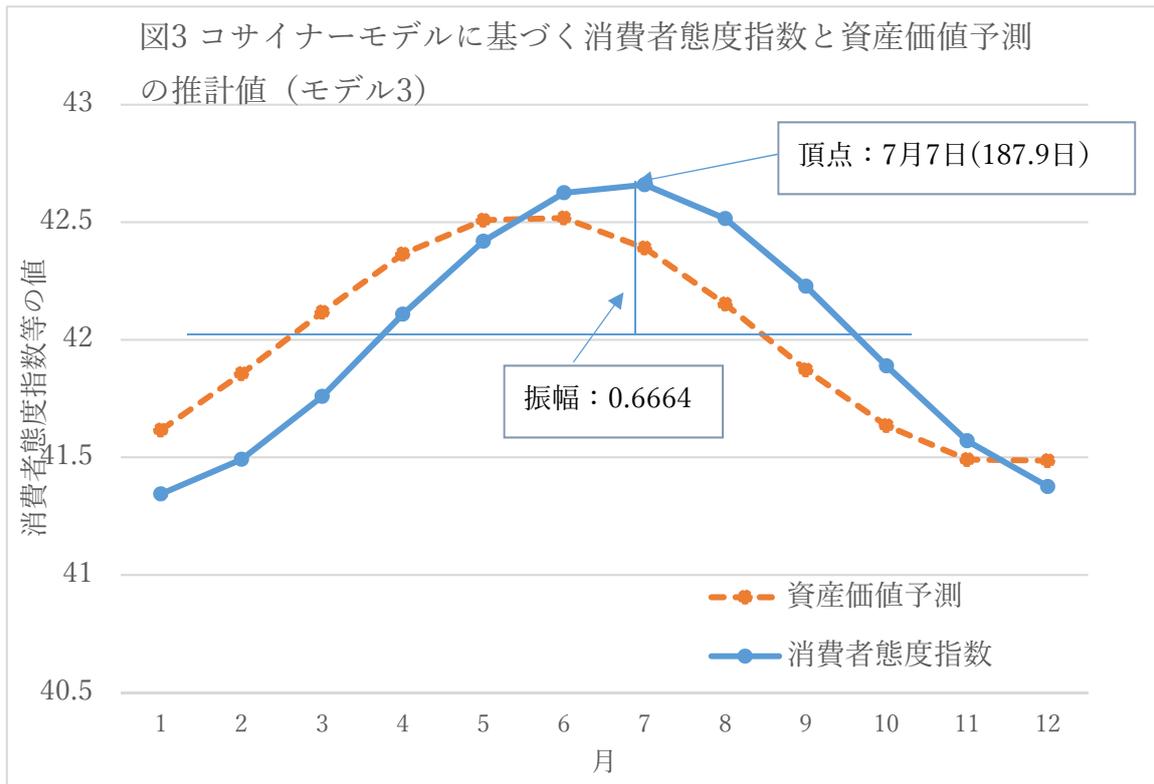
モデル3の推定値を表4に示す。表の結果に基づいて、(5)式から計算した振幅は、消費者態度指数と資産価値予測の両方に対して有意に正となった。それぞれの振幅は 0.6664 (標準誤差: 0.1853)、0.5311 (標準誤差: 0.2336) となっており統計的に有意であった。(6)式より、消費者態度指数と資産価値予測の頂点は、それぞれ1月1日から187.9日目(7月7日、95%信頼区間: 7月4日-7月10日)と153.4日目(6月3日、95%信頼区間: 5月28日-6月7日)となっている。それぞれの頂点の信頼区間は夏至(6月21日頃)に近

いものの、夏至を含まなかった。したがって、消費者態度指数および資産価値予測が昼の長さによる影響を受けるという仮説は、このモデルからは概ね支持されていることになるが、若干の留保が残る結果となった。コサイナーモデルによる消費者態度指数および資産価値予測の推計値を図3にグラフで示す。

表4 コサイナーモデルによる推定 (モデル3)

説明変数	消費者態度指数	資産価値予測
$\beta_{\text{COS}}$	-0.6645*** (0.0186)	-0.4617*** (0.0234)
$\beta_{\text{SIN}}$	-0.0501*** (0.0182)	0.2626*** (0.0233)
定数項	42.0033*** (0.0005)	42.2283*** (0.0006)
観測数	963,902	964,322
世帯数	85,740	85,753
R <sup>2</sup> (within)	0.0025	0.0008
R <sup>2</sup> (between)	0.0025	0.0030
R <sup>2</sup> (overall)	0.0014	0.0007

備考) \*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ0.1%、1%、5%水準で統計的に有意なことを示す。括弧の中は振幅と頂点以外はロバストな標準誤差を示す。消費者態度指数と資産価値予測は内閣府の定式化で指数化されている。



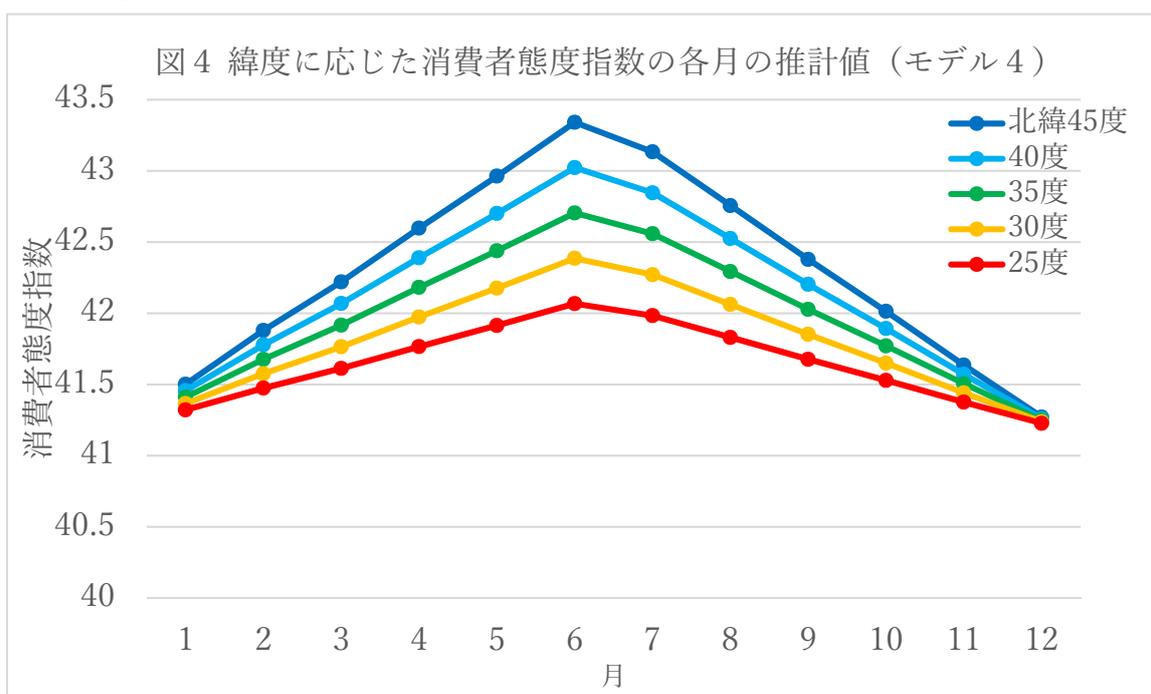
#### 5.4. モデル4の推定結果 (市町村レベルの緯度の効果)

モデル4の推定値を表5に示す。季節と緯度の交差項である季節×緯度 ( $\beta_{\text{LATITUDE*SEASON}}$ ) の値が有意に正であるため、消費者態度指数および資産価値予測が昼の長さによる影響を受けるという仮説がこのモデルからは支持される。図4では、 $25^{\circ}$  N から  $45^{\circ}$  N までの  $5^{\circ}$  毎の緯度の違いに応じたモデル4に基づく消費者態度指数の予測値が示されている。

表5 季節と緯度による推定（モデル4）

被説明変数	消費者態度指数	資産価値予測
季節（冬至からの日数）	-0.0041 (0.0038)	-0.0090* (0.0045)
緯度	除去	除去
季節×緯度	0.0004*** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)
定数項	41.1980*** (0.0231)	41.6167*** (0.0293)
観測数	963,902	964,322
世帯数	85,740	85,753
R <sup>2</sup> (within)	0.0025	0.0007
R <sup>2</sup> (between)	0.0015	0.0006
R <sup>2</sup> (overall)	0.0011	0.0003

備考) \*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ0.1%、1%、5%水準で統計的に有意なことを示す。括弧の中にはロバストな標準誤差を示す。消費者態度指数と資産価値予測は内閣府の定式化で指数化されている。固定効果モデルでは調査時点によって変化しない緯度は推計式から除去される。



## 6. 考察と結論

本稿では消費者態度指数や資産価値予測が昼の長さによる影響を受けるという仮説について、4つのモデルによって検証した。検証の結果、消費者態度指数、資産価値予測の両方において、12月を底として初夏を頂点とする季節変動があること、緯度が高い地域ほど季節変動が大きいこと、昼が長いほど消費者態度指数と資産価値予測は改善することが明らかになり、概ね上記の仮説が支持された。

本稿の分析では、昼の長さを表す種々の変数と消費者態度指数や資産価値予測の正の相関関係が確認された。昼の長さは人為的にコントロールすることができないため、逆の因果関係や、昼の長さと消費者態度指数の双方に及ぼす交絡因子の存在は考えにくいことから、昼の長さが消費者態度指数に影響を及ぼすという因果関係があることを示唆する結果となっている。ただ、本研究では、消費者態度指数や資産価値予測と関連する他の変数を分析に用いていないので、この点は今後の課題である。さらに、昼の長さと消費者態度指数の因果関係を実験によって検証することは不可能なので、その他の手法で検証を進めざるを得ない。例えば、昼の長さが消費者態度指数に本当に影響していれば、今回と同様の結果が他の国の類似の指数についても得られるはずなので、日本以外の国々、特に南半球の国々での検証が重要になる。

また、仮に昼の長さが本当に消費者態度指数に影響を及ぼすとしても、そのメカニズムを明らかにすることは今後の課題として残されている。昼の長さが人々の心理状態に影響を及ぼして、うつを中心とする感情の変動を通じて、楽観主義と悲観主義の間の変動を引き起こし、それが消費者態度指数の変動につながっているというのが SAD 仮説による説明となるが、本稿の結果だけではその仮説の証明はできない。たとえば、消費者態度指数とうつなどの心理指標についての問いの両方を尋ねる調査がパネルデータとなる形で行われることが望まれる。

次に、昼の長さに応じた消費者態度指数等の変動が見られるという本稿の結果と整合的な変動が様々な指数や資産価格に見られるかどうかの検証も重要となる。たとえば、株式のリターンの季節変動についての主張としては、本稿で取り上げた SAD 仮説以外に、Sell in May、あるいは Halloween 効果として知られるものがあり (Bouman & Jacobsen, 2002)、それによれば、株式のリターンは11月から4月にかけては高く、5月から10月までは低

くなるとされる。本稿の結果では消費者態度指数や資産価格予測は7月以降12月まで下がり続けるので、本稿の結果からは5月に株式のリターンが下落に転じて11月に株式のリターンが上昇に転ずることは説明できない。ただ、日本の株式市場の研究によると日本の場合には1~6月までのリターンが高く、7~12月までのリターンが低いという分析結果が示されており(Sakakibara, Yamasaki, & Okada, 2016)、この結果は本稿と整合的となっている。今後は他の国のデータによって各国の消費者態度指数と株式リターンの季節性の関係を検証することが期待される。

#### 〔引用文献〕

- Barnett, A. G., & Dobson, A. J. (2010). *Analysing seasonal health data* (Vol. 30): Springer.
- Bouman, S., & Jacobsen, B. (2002). The Halloween indicator, "Sell in May and go away": Another puzzle. *American Economic Review*, *92*(5), 1618-1635.
- Dolvin, S. D., & Fernhaber, S. A. (2014). Seasonal Affective Disorder and IPO underpricing: implications for young firms. *Venture Capital*, *16*(1), 51-68.  
doi:10.1080/13691066.2013.863066
- Dolvin, S. D., & Pyles, M. K. (2007). Seasonal affective disorder and the pricing of IPOs. *Review of Accounting and Finance*, *6*(2), 214-228.  
doi:doi:10.1108/14757700710750865
- Dolvin, S. D., Pyles, M. K., & Wu, Q. (2009). Analysts Get SAD Too: The Effect of Seasonal Affective Disorder on Stock Analysts' Earnings Estimates. *Journal of Behavioral Finance*, *10*(4), 214-225. doi:10.1080/15427560903372809
- Ekici, T., & Koydemir, S. (2014). Income expectations and happiness: Evidence from british panel data. *Applied Research in Quality of Life*. doi:10.1007/s11482-014-9380-9
- Jacobsen, B., & Marquering, W. (2008). Is it the weather? *Journal of Banking & Finance*, *32*(4), 526-540. doi:https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2007.08.004
- Kamstra, M. J., Kramer, L. A., & Levi, M. D. (2003). Winter blues: A SAD stock market cycle. *American Economic Review*, *93*(1), 324-343.
- Kamstra, M. J., Kramer, L. A., & Levi, M. D. (2014). Seasonal variation in Treasury

- returns. *Rotman School of Management Working Paper*(1076644).
- Kaplanski, G., & Levy, H. (2012). Real estate prices: An international study of seasonality's sentiment effect. *Journal of Empirical Finance*, *19*(1), 123-146.  
doi:<https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2011.11.004>
- Keef, S. P., Keefe, M. O. C., & Khaled, M. S. (2015). Seasonal affective disorder and IPO underpricing: Updated evidence. *Journal of Neuroscience, Psychology, and Economics*, *8*(2), 78-99. doi:10.1037/npe0000037
- Keef, S. P., & Khaled, M. S. (2011). A review of the seasonal affective disorder hypothesis. *The Journal of Socio-Economics*, *40*(6), 959-967.  
doi:<https://doi.org/10.1016/j.socec.2011.08.012>
- Kelly, P. J., & Meschke, F. (2010). Sentiment and stock returns: The SAD anomaly revisited. *Journal of Banking & Finance*, *34*(6), 1308-1326.  
doi:<https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.11.027>
- Kerr, D. C. R., Shaman, J., Washburn, I. J., Vuchinich, S., Neppl, T. K., Capaldi, D. M., & Conger, R. D. (2013). Two longterm studies of seasonal variation in depressive symptoms among community participants. *Journal of Affective Disorders*, *151*(3), 837-842. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jad.2013.07.019>
- Kliger, D., Raviv, Y., Rosett, J., Bayer, T., & Page, J. (2015). Seasonal affective disorder and seasoned art auction prices: New evidence from old masters. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, *59*, 74-84.  
doi:<https://doi.org/10.1016/j.socec.2015.10.003>
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. W. (2001). The PHQ-9: validity of a brief depression severity measure. *Journal of General Internal Medicine*, *16*(9), 606-613.  
doi:10.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x
- LoBello, S. G. (2017a). Major depression with seasonal pattern: Reply to Winkler, et al. *Journal of Affective Disorders*, *222*, 21-22.  
doi:<https://doi.org/10.1016/j.jad.2017.06.062>
- LoBello, S. G. (2017b). The Validity of Major Depression With Seasonal Pattern: Reply to

- Young (2017). *Clinical Psychological Science*, 5(4), 755-757.  
doi:10.1177/2167702617702420
- LoBello, S. G., & Mehta, S. (2019). No evidence of seasonal variation in mild forms of depression. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 62, 72-79.  
doi:https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2018.09.003
- Lukmanji, A., Williams, J. V. A., Bulloch, A. G. M., Bhattarai, A., & Patten, S. B. (2019). Seasonal variation in symptoms of depression: A Canadian population based study. *Journal of Affective Disorders*, 255, 142-149.  
doi:https://doi.org/10.1016/j.jad.2019.05.040
- Lyall, L. M., Wyse, C. A., Celis-Morales, C. A., Lyall, D. M., Cullen, B., Mackay, D., . . . Smith, D. J. (2018). Seasonality of depressive symptoms in women but not in men: A cross-sectional study in the UK Biobank cohort. *Journal of Affective Disorders*, 229, 296-305. doi:https://doi.org/10.1016/j.jad.2017.12.106
- Patten, S. B., Williams, J. V. A., Lavorato, D. H., Bulloch, A. G. M., Fiest, K. M., Wang, J. L., & Sajobi, T. T. (2016). Seasonal variation in major depressive episode prevalence in Canada. *Epidemiology and Psychiatric Sciences*, 26(2), 169-176.  
doi:10.1017/S2045796015001183
- Sakakibara, S., Yamasaki, T., & Okada, K. (2016). The Calendar Structure of the Japanese Stock Market: The 'Sell in May Effect' Versus the 'Dekansho-Bushi Effect'. In S. Ikeda, H. K. Kato, F. Ohtake, & Y. Tsutsui (Eds.), *Behavioral Interactions, Markets, and Economic Dynamics: Topics in Behavioral Economics* (pp. 637-661). Tokyo: Springer Japan.
- Senik, C. (2008). Is man doomed to progress? *Journal of Economic Behavior & Organization*, 68(1), 140-152. doi:10.1016/j.jebo.2008.03.004
- Traffanstedt, M. K., Mehta, S., & LoBello, S. G. (2016). Major Depression With Seasonal Variation: Is It a Valid Construct? *Clinical Psychological Science*, 4(5), 825-834.  
doi:10.1177/2167702615615867
- van Giesen, R. I., & Pieters, R. (2019). Climbing out of an economic crisis: A cycle of

- consumer sentiment and personal stress. *Journal of Economic Psychology*, 70, 109-124. doi:<https://doi.org/10.1016/j.joep.2018.12.004>
- Winkler, D., Pjrek, E., Spies, M., Willeit, M., Dorffner, G., Lanzenberger, R., & Kasper, S. (2017). Has the existence of seasonal affective disorder been disproven? *Journal of Affective Disorders*, 208, 54-55. doi:<https://doi.org/10.1016/j.jad.2016.08.041>
- Young, M. A. (2017). Does Seasonal Affective Disorder Exist? A Commentary on Traffanstedt, Mehta, and LoBello (2016). *Clinical Psychological Science*, 5(4), 750-754. doi:10.1177/2167702616689086
- 関沢洋一・桑原進 (2012). 感情が消費者態度に及ぼす影響についての予備的研究. *行動経済学*, 5, 118-136.
- 関沢洋一・後藤康雄・宗未来・野口玲美・清水栄司 (2016). 収入と暮らしに関する将来予測と幸福度・メンタルヘルスの関係: 消費者態度指数の質問を使った検証. RIETI Discussion Paper Series 16-J-052.

表 1-1 調査に参加した世帯の基本統計量（期間：2004年4月～2018年8月）

都道府県名	観測数	世帯数	世帯主の年齢（平均）	世帯主の女性割合	世帯主が働いている割合	消費者態度指数の		資産価値予測の	
						平均（標準偏差）		平均（標準偏差）	
北海道	44504	3951	58.6	23.5%	60.5%	39.83	(15.18)	40.94	(17.76)
青森県	10740	903	58.7	23.7%	62.3%	40.85	(14.74)	41.43	(17.15)
岩手県	10278	882	58.4	24.7%	63.5%	40.93	(15.25)	41.53	(17.53)
宮城県	17121	1596	58.0	23.0%	63.8%	41.55	(14.79)	42.90	(17.54)
秋田県	10241	922	61.2	24.5%	54.1%	40.72	(15.35)	39.92	(18.15)
山形県	10554	971	63.1	23.7%	57.4%	40.19	(15.19)	40.38	(18.46)
福島県	16219	1443	61.3	22.1%	60.6%	40.71	(15.01)	40.83	(18.29)
茨城県	19665	1821	59.9	22.0%	63.5%	41.54	(14.58)	41.11	(17.81)
栃木県	14449	1254	59.1	21.1%	64.9%	42.48	(14.63)	41.87	(17.73)
群馬県	14103	1210	61.7	24.3%	56.9%	42.72	(13.65)	42.62	(17.11)
埼玉県	44737	3931	57.5	20.3%	67.1%	42.05	(15.13)	42.19	(18.33)
千葉県	40586	3645	59.9	20.2%	59.7%	43.31	(14.01)	42.55	(18.30)
東京都	93763	8611	57.5	22.4%	70.1%	43.17	(15.14)	44.34	(18.86)
神奈川県	59326	5271	57.8	20.3%	65.5%	42.82	(14.93)	43.39	(18.36)
新潟県	16236	1431	58.4	20.8%	63.9%	42.21	(14.98)	41.98	(17.61)
富山県	9527	780	60.2	19.4%	63.8%	43.19	(14.02)	42.22	(17.82)
石川県	10332	880	60.2	20.9%	63.0%	42.80	(13.46)	42.80	(16.26)
福井県	9474	824	59.4	22.6%	66.0%	42.09	(14.59)	41.67	(17.94)
山梨県	9166	819	61.5	22.7%	63.9%	41.59	(15.18)	40.10	(18.62)
長野県	16201	1434	59.5	20.9%	68.4%	42.55	(15.37)	42.00	(18.16)
岐阜県	14360	1233	60.6	21.8%	62.3%	41.50	(14.59)	41.02	(18.08)
静岡県	26044	2283	59.6	22.1%	63.6%	41.83	(15.07)	42.02	(18.05)
愛知県	49732	4382	58.9	20.3%	64.9%	42.94	(14.41)	43.82	(17.32)
三重県	14558	1226	62.2	25.0%	57.8%	43.41	(13.64)	42.87	(17.20)
滋賀県	10474	862	58.8	22.6%	60.0%	41.95	(14.68)	41.11	(18.17)
京都府	22126	1951	61.5	22.7%	61.0%	41.75	(14.78)	42.20	(18.28)
大阪府	62676	5670	60.2	24.0%	60.3%	41.54	(15.03)	41.90	(18.19)

都道府県名	観測数	世帯数	世帯主の年齢（平均）	世帯主の女性割合	世帯主が働いている割合	消費者態度指数の平均（標準偏差）		資産価値予測の平均(標準偏差)	
兵庫県	39751	3547	60.9	22.8%	56.3%	41.96	(14.72)	41.84	(18.36)
奈良県	10349	905	58.9	24.2%	60.3%	42.25	(14.53)	40.65	(18.95)
和歌山県	10332	876	63.6	27.4%	57.4%	40.27	(15.29)	40.15	(18.69)
鳥取県	9225	761	61.2	24.0%	56.8%	42.03	(14.55)	41.56	(17.62)
島根県	9345	782	58.7	19.6%	63.7%	41.88	(14.44)	42.30	(17.36)
岡山県	16340	1402	59.2	23.2%	64.8%	41.55	(14.60)	41.48	(18.12)
広島県	23128	2068	58.0	20.8%	64.3%	42.24	(14.50)	42.15	(17.44)
山口県	13429	1162	59.5	23.6%	62.7%	42.35	(14.67)	41.54	(18.12)
徳島県	9258	762	59.8	24.1%	66.9%	40.93	(15.28)	39.71	(19.34)
香川県	10431	897	59.8	23.5%	62.4%	42.32	(14.05)	40.89	(18.49)
愛媛県	11445	994	58.8	23.3%	63.5%	42.32	(14.54)	41.78	(18.13)
高知県	9127	794	58.2	24.8%	62.3%	39.56	(15.77)	40.96	(18.40)
福岡県	36001	3408	58.1	23.7%	63.2%	41.03	(15.52)	42.03	(18.09)
佐賀県	9137	793	60.1	27.1%	61.7%	41.53	(14.58)	41.61	(17.21)
長崎県	11443	1041	60.2	24.7%	61.6%	40.41	(14.59)	41.51	(16.88)
熊本県	12864	1161	59.8	23.8%	61.6%	42.40	(14.60)	43.13	(17.06)
大分県	10174	935	58.1	23.5%	65.7%	42.90	(14.17)	42.37	(16.82)
宮崎県	9764	885	61.3	28.1%	57.2%	41.13	(15.33)	41.32	(17.82)
鹿児島県	15909	1462	57.9	21.1%	67.1%	42.32	(15.21)	41.74	(18.30)
沖縄県	9717	932	55.7	29.5%	66.5%	43.32	(15.16)	46.21	(15.29)
全国	964361	85753	59.2	22.5%	63.2%	42.02	(14.86)	42.24	(18.07)

表 1-2 都道府県毎の緯度、6月と12月の昼の長さ、雲量・降水量・気温（期間：2004年4月～2018年8月）

都道府県名	緯度	昼の長さ (12月15日)	昼の長さ (6月15日)	雲量 (0 - 10)	降水量 (mm/日)	気温 (°C)
北海道	42.95	8.75	15.64	7.56	3.28	9.35
青森県	40.72	9.16	15.09	7.98	4.43	10.77
岩手県	39.57	9.24	15.02	7.51	3.77	10.62
宮城県	38.25	9.40	14.85	7.27	3.70	13.01
秋田県	39.91	9.22	15.03	8.25	5.32	12.10
山形県	38.46	9.36	14.89	7.87	3.25	12.26
福島県	37.52	9.48	14.77	7.37	2.96	13.61
茨城県	36.24	9.58	14.68	6.59	3.80	14.46
栃木県	36.53	9.55	14.70	6.78	3.85	14.65
群馬県	36.35	9.59	14.66	6.41	3.18	15.34
埼玉県	35.92	9.63	14.62	6.50	3.16	15.82
千葉県	35.65	9.66	14.59	6.81	5.00	16.00
東京都	35.69	9.67	14.58	6.76	4.26	16.80
神奈川県	35.45	9.69	14.56	6.76	4.78	16.66
新潟県	37.66	9.44	14.82	7.92	5.06	14.12
富山県	36.72	9.56	14.69	7.73	7.32	14.68
石川県	36.61	9.56	14.70	7.62	6.84	15.10
福井県	35.86	9.65	14.61	7.61	7.06	15.03
山梨県	35.61	9.68	14.57	6.52	2.74	15.46
長野県	36.20	9.59	14.66	7.34	2.69	12.50
岐阜県	35.42	9.68	14.58	6.66	5.12	16.49
静岡県	34.96	9.71	14.54	6.63	6.44	17.23
愛知県	35.10	9.71	14.54	6.52	4.33	16.54
三重県	34.77	9.74	14.51	6.55	4.09	16.67
滋賀県	35.11	9.72	14.53	7.35	4.77	15.23
京都府	35.08	9.70	14.55	7.00	4.60	16.39
大阪府	34.66	9.76	14.49	6.76	3.85	17.30

都道府県名	緯度	昼の長さ (12月15日)	昼の長さ (6月15日)	雲量 (0 - 10)	降水量 (mm/日)	気温 (°C)
兵庫県	34.78	9.69	14.56	6.65	3.59	17.29
奈良県	34.60	9.77	14.48	7.16	4.08	15.46
和歌山県	34.08	9.81	14.44	6.77	4.47	17.16
鳥取県	35.47	9.70	14.55	7.56	5.28	15.28
島根県	35.30	9.70	14.55	7.48	4.71	15.34
岡山県	34.72	9.74	14.51	6.56	3.03	16.60
広島県	34.42	9.76	14.49	6.60	4.24	16.75
山口県	34.11	9.82	14.43	6.97	4.52	17.33
徳島県	34.10	9.82	14.43	6.60	4.89	17.11
香川県	34.31	9.80	14.45	6.71	2.85	17.09
愛媛県	33.63	9.84	14.42	6.68	3.59	17.07
高知県	33.45	9.87	14.38	6.13	7.77	17.67
福岡県	33.56	9.84	14.41	6.93	4.37	17.62
佐賀県	33.30	9.88	14.37	6.73	4.85	17.18
長崎県	32.88	9.91	14.34	6.74	5.06	17.64
熊本県	32.71	9.93	14.32	6.64	5.50	17.53
大分県	33.35	9.87	14.38	6.49	4.23	17.13
宮崎県	32.08	9.96	14.29	6.02	6.78	18.05
鹿児島県	31.59	10.01	14.24	6.62	6.53	19.08
沖縄県	26.36	10.44	13.81	7.43	7.72	23.46