

Institute for Economic Studies, Keio University

Keio-IES Discussion Paper Series

時間選好と抑うつ傾向の関連性

藤野 玲於奈

2017年3月23日

DP2017-006

<http://ies.keio.ac.jp/publications/7446/>

Keio University



Institute for Economic Studies, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan
ies-office@adst.keio.ac.jp
23 March, 2017

時間選好と抑うつ傾向の関連性

藤野 玲於奈

IES Keio DP 2017-006

2017年3月23日

JEL Classification: D03; D04

キーワード: 時間割引率; 抑うつ; 因果関係

【要旨】

本研究では、JHPS (Japan Household Panel Survey) と JSTAR (Japanese Study of Aging and Retirement) を用い、時間選好と抑うつ傾向の関連性を検証した。実証研究には、Finkel (1995) で議論されている交差遅れ効果モデルや同時効果モデルを応用し、ベクトル自己回帰モデルでのグレンジャー因果関係を検証した。

分析の結果、JHPS データにおいて、抑うつ傾向から時間割引率という方向のグレンジャー因果性があるという結果を得られた。また、年代別に分けた推定では、50代以上に関してのみこの因果関係が確認された。この結果は抑うつ傾向が時間選好に影響を与えていくことを示唆し、このことは抑うつ傾向への対処が時間選好の変化を可能にすることを意味するといえる。

近年では、抑うつ傾向への対策が進みつつあり、そのような対策は時間選好への変化、すなはち、時間割引率の減少へとつながると実証結果は示したと解釈できる。このような時間選好の変化に関しては、Bhatt et al. (2015) の枠組みで徳倫理の観点を用いれば望ましいといえる。

藤野 玲於奈

慶應義塾大学経済学研究科

〒108-8345

東京都港区三田2-15-45

fujino.reona@keio.jp

謝辞：本論文の発行に際して、大垣昌夫先生よりご推薦頂いた。ここに感謝の意を記したい。

時間選好と抑うつ傾向の関連性

2017年3月
慶應義塾大学大学院 経済学研究科
藤野 玲於奈

要 旨

本研究では、JHPS (Japan Household Panel Survey) と JSTAR (Japanese Study of Aging and Retirement)を用い、時間選好と抑うつ傾向の関連性を検証した。実証研究には、Finkel (1995)で議論されている交差遅れ効果モデルや同時効果モデルを応用し、ベクトル自己回帰モデルでのグレンジャー因果関係を検証した。

分析の結果、JHPS データにおいて、抑うつ傾向から時間割引率という方向のグレンジャー因果性があるという結果を得られた。また、年代別に分けた推定では、50 代以上に関してのみこの因果関係が確認された。この結果は抑うつ傾向が時間選好に影響を与えていくことを示唆し、このことは抑うつ傾向への対処が時間選好の変化を可能にすることを意味するといえる。

近年では、抑うつ傾向への対策が進みつつあり、そのような対策は時間選好への変化、すなはち、時間割引率の減少へとつながると実証結果は示したと解釈できる。このような時間選好の変化に関しては、Bhatt et al.(2015)の枠組みで徳倫理の観点を用いれば望ましいといえる。

キーワード：時間割引率、抑うつ、因果関係

JEL : D03, D04

1. はじめに（研究の目的と背景）

近年、日本ではうつ病の増加が問題となっている。厚生労働省の『患者調査』では、人口10万人当たりの全疾病の患者数（医療機関への受診率）が、1997年の7000人から2011年の6852人とほぼ横ばいに推移しているのに対して、精神及び行動の障害が1997年の383人から2011年の401人と5%程度増加しており、その中でも躁うつ病を含む気分障害が1997年の48人から2011年の83人と73%も増加していることが指摘されている（山本 2015）。

また、抑うつ症状の経済的側面での影響はいくつか存在している。Sado et al.(2011)では、日本において抑うつ症状がもたらす経済的損失を検証し、その総費用を2兆円と推計した。特に、医療費などでかかる直接費用よりも罹病による生産性の低下や死亡による生産の停止による間接的な費用の方が多いことを示した。

さらには、抑うつ傾向と行動の関連性を検討した研究も存在する。その中でも、小野田・岡本・国里・岡田・山脇（2009）によると、抑うつ傾向が衝動性と正の相関関係をもつことが示唆された¹。抑うつ傾向と衝動性のそれぞれが関連する要因については、脳内神経伝達物質であるセロトニンが挙げられる。抑うつ傾向に関して、Baumgarten and Grozdanovic (1995)では、抑うつ傾向とセロトニンが関連していることが言われている。

¹ 他に、抑うつ傾向と行動の関係性を表す事例として犯罪が挙げられる。犯罪白書（2014）では窃盗事犯者の特徴が示され、その特徴は精神疾患の中でうつ病の割合が最も多いというものであった。うつ状態と時間選好の関連性から、病的窃盗（クレプトマニア）とよばれる精神疾患への関心も高まっていて、このことも抑うつ状態と衝動性の正の相関関係を表していると考えられる（日経新聞（2015年2月12日））。

一方で、衝動性に関する研究には、脳機能との関係に着目したものがある。特に行動経済学や神経経済学では、衝動性という概念を時間選好（時間割引率）の問題と解釈し議論され、時間選好が脳機能とどのように関連があるかという研究も存在している²。時間選好と脳機能との関連性について、古くは Soubrié(1986)で研究されている。また、Tanaka et al.(2007)や Schweighofer et al.(2008)では人間を対象とした研究を実施している。いずれの研究でも、時間選好が脳内神経伝達物質であるセロトニンと関連していることを示している。

抑うつ傾向と時間選好の両変数ともに脳機能との関連が研究されてきた中で、共通の要因であるセロトニンが両者をそれぞれ変動させていることがわかった。そうした中で、抑うつ傾向と時間選好の因果関係について研究することは大変興味深い問題である。たとえば、時間割引率の減少が抑うつ度を小さくするという因果関係があれば、時間選好を変化させるような政策は抑うつ度の改善という観点から望ましいこととなり、そのような政策は多くの人々に受け入れやすくなる。反対に、抑うつ度の改善が時間割引率を減少させるという因果関係があれば、抑うつ対策が時間選好の改善につながるという結果を得ることになる。したがって、因果関係の検討は、本研究の意義の一つであるといえる。そこで、本研究では抑うつ傾向と時間選好がどのような関連をもっているのかに关心をもつことにした。

本論文では、両変数の関連性を検証した後、それがどのような政策的含意があるかについて検討することも試みる。2.3節では、抑うつ傾向と時間選好に因果関係がある場合や第三の変数に影響を受けている場合のそれぞれの政策的含意を検討している。時間選好は非認知能力の一つと考えられており、Heckman and Kautz(2012)は、認知能力だけでなく非認知能力も賃金水準などに影響を与えることを主張し、非認知能力の育成の重要性を示唆した³。つまり、Heckmanは幼児期の教育により非認知能力を高めることを想定し、時間選好と関連する忍耐力についても、忍耐強い方がより良い結果を得ることができると考えている。Tanaka et al.(2007)では、時間選好に関しては幼児期でなくとも変化する可能性をもっていると示唆していることから、時間選好の変化がどの年代でどのように生じるかにも焦点を当てることとする。さらに Bhatt et al.(2015)の枠組みを用いれば、時間選好に影響を与える、時間割引因子が1に近づくような政策は徳倫理の観点でみれば望ましいことである。

本研究では、2種類のアンケートデータを用い、それぞれのデータの特性を利用して時間選好と抑うつ傾向の関連性の検証をしている。一つ目のデータは、JHPS (Japan Household Panel Survey: 日本家計パネル調査) である。20歳から75歳の全国の男女約4000名を対象に、2009年から第一回目の調査を開始されたデータである。本研究で利用するデータは2010年から2013年ものである。抑うつ指標には精神に関する質問項目を用い、時間選好との関係性を検討する。二つ目のデータは、JSTAR (Japanese Study of Aging and Retirement)である。JSTARデータセットは、独立行政法人経済産業研究所、国立大学法人一橋大学、および国立大学法人東京大学が協力して実施している「くらしと健康の調査」で収集されたデータである。また、JSTARは中高齢者を対象としたパネル調査であり、本分析では2007年・2009年・2011年の3期間分を使用した。抑うつ指標には CES-D (The Center for Epidemiologic Studies Depression Scale)を用い、時間割引率との関係性を検討する。実証研究には、Finkel(1995)で議論されている交差遅れ効果モデル (cross-lagged effect model) や同時効果モデル (synchronous effect model) を応用し、ベクトル自己回帰 (VAR) モデルでのグレンジャー因果関係を検証した。

² 時間割引率は、将来における利得や効用を現在価値になおすために想定されたもので、経済主体が異時点間の最適配分をするときの選好パラメータの一つと解釈できる。

³ 人的資本は認知能力 (Cognitive skills) と非認知能力 (Non cognitive skills) に大別される。IQテストなどから計測される認知能力に対して、非認知能力はリーダーシップ、協調性、忍耐力などを指している。そこで、忍耐力と関連する時間選好も非認知能力のひとつと考えることができる。

JHPS データによる実証結果では、抑うつ傾向から時間割引率という方向による因果関係があると示唆されたといえるが、JSTAR データに関しては有意な関係がみられなかった。しかし、本研究では抑うつ傾向と時間割引率の因果関係があると考え、政策的な含意に関する影響についても考察した。

本研究の構成は以下の通りである。次節では、時間選好と抑うつ傾向、また両変数と関連のあるセロトニンに関する先行研究をまとめている。第 3 節では、利用したデータや変数に関して紹介している。その次の節では仮説と実証モデルを提示し、第 5 節では JHPS データに関する推定結果と考察を、第 6 節では JSTAR データに関する推定結果と考察をそれぞれ行っている。第 7 節はまとめである。

2. 先行研究

本節では、時間選好と抑うつ傾向の関連性に関する先行研究をいくつかまとめている。脳機能との関係から、時間選好と抑うつ傾向という両変数は、セロトニン量の増減と関連があることが指摘されている。セロトニンとは脳内の神経伝達物質の一つであり、必須アミノ酸という体内で生成されず、体外から食べ物として取り入れるもの一つであるトリプトファンが体の中の代謝過程によって生成されたものである。また、セロトニンは広範な機能に関わりをもち、睡眠・痛覚・体温調整などの生理機能、不安・衝動性・うつなどの精神機能などと関係があるといわれている。特に、他の神経伝達物質である、喜び・快楽などをあやつるドーパミンや恐怖・驚きなどと関連するノルアドレナリンを制御し、精神を安定させる働きがあるとされている。

2.1 セロトニンと時間選好・抑うつ傾向の関係性

2.1 節では、時間選好と抑うつ傾向がそれぞれどのようにセロトニンと関係があるかについて、先行研究をもとに検討していく。

まず、セロトニンと時間選好に関する先行研究をみていく。時間割引率は異時点間の最適配分をするときの時間選好パラメータの一つであり、せっかちな人は高い割引率で将来を見積もり、我慢強い人は将来をあまり割り引かずに意思決定する。そのような意思決定に関する脳の領域は線条体といわれ、Tanaka et al.(2007)では線条体の上部と下部で時間割引率の程度が異なることを示した。中でも、時間を割り引くという処理に関わっているのが、セロトニンである。脳内神経物質であるセロトニンが衝動的選択と関連しているという研究は Soubrié(1986)など多く存在するが、そのほとんどが動物を用いた実験であった。たとえば、Wogar et al. (1993)などでは、セロトニンが脳内で作られないラットを用いた異時点間選択問題によって、すぐ得られる少ない報酬（短期小報酬）と得られるまでに時間がかかる大きな報酬（長期大報酬）を選択させる実験を行った。この実験でラットは短期小報酬を選択する傾向がみられ、衝動的選択をしていたと結論付けていた。また Poulos et al. (1996)では、一時的にセロトニン機能が低下したラット（衝動的選択をしていた）が、薬によりセロトニン機能を回復させると、衝動的選択をしにくくなるという結果を示した研究も存在する。そのような背景から、セロトニンが時間選好と関連があることが言われてきた。

そこで、Tanaka et al.(2007)や Schweighofer et al.(2008)では、人間を対象とした実験を行い、対象者の脳内セロトニン水準を操作することによって、時間選好の変化を検証した。その際、時間選好を測る手段として、すぐ得られる少ない報酬（短期小報酬）と得られるまでに時間がかかる大きな報酬（長期大報酬）のどちらが良いかを参加者に選択させる方法を用いている。これも、短期小報酬を選択した場合が衝動的であるという衝動的選択の指標である。また、機能的核磁気共鳴画像法 (fMRI) を用いて、そのときの脳の活動を測定した。結果として、セロトニンレベルが低い場合、短期小報酬を選択する傾向にあるという結果を得ている。

次にセロトニンと抑うつ傾向の関係性を検討していく。セロトニンと抑うつ傾向に関し

て、Baumgarten and Grozdanovic (1995)では、うつ病の第一選択薬として、脳内セロトニン量を増やす働きのある選択的セロトニン再取り込阻害薬 (SSRI : selective serotonin reuptake inhibitor) が用いられるなどを述べている。また、実際にその薬が効果を発揮することなどから、セロトニンが抑うつ症状と関連しているが想定されている。

2.2 時間選好と抑うつ傾向

前節のようにセロトニンと時間選好、セロトニンと抑うつ傾向の関係性は示されている。以下では、本研究の目的である時間選好と抑うつ傾向の関連性に関する先行研究をふれることにする。

小野田・岡本・国里・岡田・山脇 (2009) では、大学生を対象とした実験データを利用し分析した。小野田他 (2009) では、時間割引率の計測を次のように行っている。まず、パソコン画面に2つの水槽を表示する。一つ目の水槽には水量が2から8と少ない量の水が入っており、もう一方には水量が8から32と多い量の水が入っている。その水は0.5秒につき1減少し、1秒につき2減少するようになっている。参加者は、短期小報酬か長期大報酬かを選択する。具体的には、水量の少ない水槽は短期小報酬で10Gを得られ、水量の多い水槽は長期大報酬で40Gを得られるとしている。水槽の水がなくなったときに報酬を得られるルールがあり、それは報酬を得られるまでの時間（遅延時間）を表している。遅延時間は、短期小報酬では1から4秒で、長期大報酬では4から16秒かかることになる。遅延時間と報酬量から時間割引率を計算し、その値を用いている。それに対して、抑うつ尺度ではベック抑うつ尺度 (BDI : Beck Depression Inventory) を用いている⁴。

抑うつ傾向と遅延報酬選択における衝動性（時間選好）の関係性を分析し、結果として相関関係を特定している。そして、抑うつ傾向と衝動的選択の傾向に正の相関があることを確認している。

2.3 研究の目的とその後の政策含意

前述の先行研究では、セロトニンが両変数と関連をもっていることや、抑うつ傾向と時間選好の間に関連性があることが示されている。本研究では、特に、抑うつ傾向と時間選好の関係性の特定を目的とし、その関係が因果関係であるかどうかの検討を試みている。

抑うつ傾向と時間選好の関係についての定量的な分析をする。その際、アンケートデータを活用し、両変数の関係性を検討していくが、パネルデータを利用するため、抑うつ傾向と時間選好の時系列的な関係性を考慮した検証をする。実証結果から、抑うつと時間選好に因果関係が存在するのか、セロトニンのような観測不能な第三の変数に影響を受けて、同時期に変化しているのかを確認する。本論文では、実証結果の違いにより政策的含意も異なってくると考えている。

詳細な分析過程に進む前に、抑うつ傾向と時間選好という両変数の関係性の相違による政策含意の相違について考える。その議論の前提では、時間選好については遺伝的には決まっていないという時間選好の内生性の考え方を用いている⁵。そこで、この前提に関する先行研究をいくつか紹介する。

時間選好の内生性の研究には、忍耐強さと富の水準を結びつけた2つの仮説が存在する。一つ目はBecker and Mulligan (1997) が提唱した忍耐強くなるための人的資本が存在する

⁴ ベック抑うつ尺度は、過去2週間の状態についての21項目の質問によって抑うつ症状の重症度を評価するものであり、4件法で答えたものを足し合わせて指標化している。ベック抑うつ尺度には日本語版もあり、質問項目の原版との等価性が確認されている。一般集団、臨床集団における検証でも原版とほぼ同様の結果が得られているため、国際比較も可能となっている。

⁵ Hirata et al.(2010)の双生児による実証研究では、時間選好が遺伝で決まる割合は大きくないことを示した。

モデルであり、富の水準や所得水準が高ければ、忍耐強くなるための人的資本への投資が増えるので、時間割引率が低い（忍耐強い）という仮説である。この仮説は Fisher (1930) の推測と整合的である。二つ目は Uzawa (1968) が定式化したモデルで消費の増加に伴い時間割引率が減少するという仮説である。Bhatt and Ogaki (2012) では、子どもの時の消費が高いほど時間割引が減少するという意味で、Uzawa の仮説を修正し、モデルを定式化した。また、彼らは 2 つの仮説を組み合わせることで、現実を最もよく表すことができるという見解を表明している。Lawrence (1991) は米国の所得に関するパネル調査（PSID : Panel Study of Income Dynamics）を用いた内生的割引率モデルを推定し、Becker and Mulligan (1997) の提唱した富の水準が高いほど忍耐強いという仮説を支持している。以上の理由から、本研究では時間選好が内生的なものとして扱うこととする。

Bhatt et al. (2015) は、選好が内生的に変化する場合、伝統的なパレート効率性の概念だけに基づく政策評価が必ずしも望ましくないという問題を指摘した。Bhatt et al. (2015) は新たな評価尺度として、厚生主義 (welfarism) だけでなく徳倫理 (virtue ethics) の考え方を含む基準で政策決定することが、内生的選好モデルでの規範経済学の原則となりうることを示した⁶⁷。Bhatt et al. (2015) にある選好が内生的に変化するモデルでは、無条件の愛を尺度とし、無条件の愛の学習を促進するような政策を良い政策と評価することになる⁸。無条件の愛を用いることは、功利主義を含む 3 大倫理理論のうち、カントの義務論を意味し、無条件の愛の学習を良しとする原則は、アリストテレスの徳倫理理論と厚生主義を混合することに対応するとしている⁹。

Bhatt et al. (2015) の枠組みでは、時間選好に影響を与え、時間割引因子が 1 に近づくような政策は徳倫理の観点で望ましいといえる¹⁰。たとえば、時間割引率の減少が抑うつ度を小さくするという因果関係があれば、時間選好を変化させるような政策は抑うつ度の改善という観点からも望ましいこととなり、そのような政策は多くの人々に受け入れやすくなる。反対に、抑うつ度の改善が時間割引率を減少させるという因果関係があれば、抑うつ対策が時間選好の改善につながるという結果を得ることになる。したがって、因果関係の検討は、本研究の意義の一つであるといえる。

以下では、上記の視点に従い、実証結果から考慮可能なそれぞれの政策的含意についてまとめていく。まず、時間選好が抑うつ傾向に影響を与えていく場合、時間選好を変化させる要因が原因となり、時間選好が変化し、セロトニンの増減が生じ、抑うつ傾向が変化すると考えることができる。この場合、まず時間選好の変化に対処することが必要となってくると考えられる。

次に、抑うつ傾向が時間選好に影響を与えていく場合、抑うつ傾向を変化させる要因が原因となり、抑うつ傾向が変化し、セロトニンの増減が生じ、時間選好の変化が生じると考え

⁶ 経済学は実証経済学と規範経済学に大別される。これらの概念には微妙に異なる定義が用いられることがあるが、ここでは次の大垣・田中 (2014) の定義を用いる。実証経済学とは「資源配分がどのように決まっているか」という価値観に中立に科学の問題を扱い、データを用いた実証分析だけでなく理論経済学も含んだ意味合いをもつ。対して規範経済学は「どのように資源配分されるべきか」という価値観に中立ではない問題を扱い、実証経済学の知見を用いてどのような政策をとるべきかを分析する。Bhatt et al. (2015) は規範経済学に関する新たな枠組みを提唱している。

⁷ その尺度は「無条件の愛」である。無条件の愛とは対象と自分の関係を無条件に大切にするという意思であり、すべての人が互いに愛すれば、環境問題や財政問題、貧困問題などすべての経済問題は解決される（大垣・田中 (2014) 第 11 章）。

⁸ 現状では無条件の愛は現実的ではないかもしれないが、理想的な状態に近づけることを助けるような学習政策が良い政策であると考えることもできる。

⁹ 徳倫理では、勤勉さの徳を身につけることを促進することが政策目標となりうる。

¹⁰ 忍耐強さ（時間割引率が小さい）も一つの徳であるといえる。

することができる。この場合、まず抑うつ傾向の原因に対処することで、時間選好が変化させることも可能となってくると考えられる。

最後に、時間選好と抑うつ傾向が同時に変化している場合、これはセロトニンのような観測不能な変数が時間選好と抑うつ傾向に影響を与えると考えることができる。この場合は、セロトニンの活性化やタンパク質の摂取などセロトニンを増加させることによって対処でき、そのような対応策がうつ病や時間選好の変化に有効と考えることができる。

政策的含意の判断は実証結果により異なっていくため、詳細については 7 節で扱うこととする。次節から 6 節までは、分析過程を記している。

3. データ

本節では、利用データについて詳しく説明する。利用したデータは、JSTAR データと JHPS データである¹¹。

3.1 JSTAR データ

まず利用したデータは、JSTAR(Japanese Study of Aging and Retirement)である。本データは、独立行政法人経済産業研究所、国立大学法人一橋大学、および国立大学法人東京大学が協力して実施している「くらしと健康の調査」で収集されたデータであり、主に中高齢者を対象としたパネル調査で、高齢者の実態を多角的に捉えたマイクロデータである。データの特徴として、高齢者の経済面や社会面および健康面に関する多様な情報が存在していることが挙げられる。また今回は、2007 年の第 1 回調査(足立・金沢・白川・仙台・滝川)、2009 年の第 2 回調査(足立・金沢・白川・仙台・滝川・鳥栖・那覇)、2011 年の第 3 回調査(足立・金沢・白川・仙台・滝川・鳥栖・那覇・調布・富田林・広島)に関するデータを使用している。

本分析では、抑うつ指標として、関沢・吉武・後藤(2013) や Fruehwirth et al.(2016) で利用されている CES-D(The Center for Epidemiologic Studies Depression Scale)を用いている¹²。これは、先行研究で紹介したベック抑うつ度と異なり、ポジティブ項目が追加されているという特徴がある。その内容は、気分や体の状態が過去一週間にどの程度持続したかを問い合わせ、「0:全くない ~ 3:5 日以上」の 4 択から 1 つを選択させる。

ネガティブ項目が 16 間存在し、たとえば「普段気にかからぬことがきになった」などがある。反対にポジティブ項目は 4 間存在し、「人並みのことはできると感じた」などがある。抑うつ指標の作成時にはポジティブ項目を反転させ、それぞれを足し合わせ、合計点を計算する。抑うつ得点は 0 から 60 点の範囲をとる¹³。さらに特徴としては、CES-D は 4 間が逆転項目になっているため、質問を理解していれば、すべての間に關して同番号で回答することは考えにくい。したがって、そのようなサンプルをドロップさせるという対応を行った。

表 1 で示すように、JSTAR データでは、『この 1 週間のあなたの体やこころの状態についてお伺いします。それぞれの項目について、ここ 1 週間でまったくないか、あっても 1 日も続かないような場合は「まったくない」に、1 日以上続いた場合は、それぞれあてはまる日数の番号に 1 つだけ○印をつけてください.』と問われていて、1 から 4 を選択させるよう

¹¹ 変数作成の都合上、JSTAR データの説明を優先する。

¹² CES-D とはうつ病のスクリーニングテストとして用いられているものであり、20 間で構成されているうつ病の自己評価尺度である。一般人におけるうつ病の発見を目的として、米国国立精神保健研究所(NIMH)により開発され、その有用性の高さから世界中で普及している。

¹³ Radloff(1977)や島・鹿野・北村・浅井(1985)によると、得点が高いほど抑うつ状態にあり、16 点以上が抑うつリスク群とされるとしている。

になっている¹⁴。したがって、本研究では先行研究に従い、0から3に対応するように変換させて使用した。

時間割引率の指標としては表2の質問を用いた¹⁵。ここでは、1ヶ月後に受け取る100万円と13ヶ月後に受け取るか金額から、それぞれ利子率を算出し、その差を計算している。経済実験とアンケート分析から時間割引率や危険回避度を分析している池田・大竹・筒井(2005)に習い、時間割引率の指標を作成している。具体的には、1ヶ月後に受け取るという選択から13ヶ月後に受け取るという選択に初めてシフトした前後の金利の平均値を計算し、その値を時間割引率とした。その他のコントロール変数については、6節で扱うことにする。

3.2 JHPS データ

次に利用したデータは、日本家計パネル調査 (JHPS: Japan Household Panel Survey) である。JHPSは無作為抽出によって選定された全国の男女約4000名を対象に、2009年に第一回目の調査が開始され、現在に至るまで毎年調査が実施されている。本研究で利用するデータは2010年から2013年ものである。2010年から2013年のデータには、世帯所得や家族構成のデータに加えて、時間割引率に関する項目や精神面に関する項目が複数存在する。本データは全国の成人が対象でありサンプルサイズも大きく、欠損値が少ないという利点がある。抑うつ指標には表3のような項目を利用した。JSTARデータのようなCES-Dという具体的な指標ではないが、類似した設問も多くあるので、同様にポジティブ項目とネガティブ項目に分け、それぞれを足し合わせ、値が高いほど抑うつ傾向が強くなるよう、指標化した。

表 1 CES-D に関する質問表

質問内容	まったくない	1から2日	3から4日	5日以上
1. 普段気にかからぬことが気になった	1	2	3	4
2. 食欲がなかった	1	2	3	4
3. 家族や友人が励ましてくれても、ゆううつな気分をふりはらえなかった	1	2	3	4
4. 人並みのことはできると感じた	1	2	3	4
5. 自分のしていることに神経を集中できなかった	1	2	3	4
6. ゆううつだった	1	2	3	4
7. ふだんなら何でもないことをするのがおっくうだった	1	2	3	4
8. さきゆき明るいと感じた	1	2	3	4
9. 自分のこれまでの人生は失敗だと思った	1	2	3	4
10. 怖いと感じた	1	2	3	4
11. よく眠れなかった	1	2	3	4
12. うれしいと感じた	1	2	3	4
13. いつもより口数が少なかった	1	2	3	4
14. さびしい気がした	1	2	3	4
15. まわりのひとが自分によそよそしいと感じた	1	2	3	4
16. 楽しいと感じた	1	2	3	4
17. 泣いたり、泣きたくなかった	1	2	3	4
18. 悲しいと感じた	1	2	3	4
19. まわりの人が自分を嫌っているように感じた	1	2	3	4
20. 何をするにも、なかなかやる気がおこらなかった	1	2	3	4

¹⁴ 『』内はJSTARの実際の質問表の文言である。

¹⁵ B-016-1については2007年についてのみ調査しているため、本研究では使用せずサンプルから除いた。

表 2 時間割引率に関する質問表

質問番号	質問		データの説明
B-016-1	次の2つのうちどちらがよいか	1:1ヶ月後に受け取る100万円	2:13ヶ月後に受け取る95万円
B-016-2	次の2つのうちどちらがよいか	1:1ヶ月後に受け取る100万円	2:13ヶ月後に受け取る100万円
B-016-3	次の2つのうちどちらがよいか	1:1ヶ月後に受け取る100万円	2:13ヶ月後に受け取る100.1万円
B-016-4	次の2つのうちどちらがよいか	1:1ヶ月後に受け取る100万円	2:13ヶ月後に受け取る100.5万円
B-016-5	次の2つのうちどちらがよいか	1:1ヶ月後に受け取る100万円	2:13ヶ月後に受け取る101万円
B-016-6	次の2つのうちどちらがよいか	1:1ヶ月後に受け取る100万円	2:13ヶ月後に受け取る102万円
B-016-7	次の2つのうちどちらがよいか	1:1ヶ月後に受け取る100万円	2:13ヶ月後に受け取る106万円
B-016-8	次の2つのうちどちらがよいか	1:1ヶ月後に受け取る100万円	2:13ヶ月後に受け取る110万円
B-016-9	次の2つのうちどちらがよいか	1:1ヶ月後に受け取る100万円	2:13ヶ月後に受け取る120万円
B-016-10	次の2つのうちどちらがよいか	1:1ヶ月後に受け取る100万円	2:13ヶ月後に受け取る130万円
B-016-11	次の2つのうちどちらがよいか	1:1ヶ月後に受け取る100万円	2:13ヶ月後に受け取る140万円

時間割引率に関するアンケート質問は表 4 のものを用いた. 2010 年から 2013 年の JHPS データでは、時間割引率に関する 5 つの質問を期間・金額・支払・受取といくつか内容を変更し調査している. 本研究では、同様のデータを用いている Ikeda et al.(2010) や Kang and Ikeda(2014) のように各個人の時間割引率を次のように定義した.

$$Discount\ Rate_{it} = \frac{1}{5} \sum_{i=1}^5 \frac{DR_{it} - E(DR_i)}{\sigma(DR_i)} \quad (1)$$

$E(DR_i)$ と $\sigma(DR_i)$ はそれぞれ各質問における平均と標準偏差を表す. これは基準化した各質問の値の平均であり、この数値が高いほど時間割引率が高いことを示す. このような変換をする利点は 2 つあると考えられる. 第一は、5 つの割引率の中には 1 つの逆の指標が含まれているので、個々の割引率の推定値の測定誤差が平均化される点である. 第二は、基準化が時間を通じた標本平均と標準偏差を用いて行われるため、時間割引率は時間変動を取り込むことができる点である. したがって、この指標を用いて分析を進める. その他のコントロール変数については、5 節で扱うこととする.

4. 仮説と実証モデル

本節では、仮説と実証モデルについて詳しく説明する. 本研究では仮説を 3 つ設定した. まずは、時間選好が抑うつ傾向に影響を与えるという仮説である. 時間選好が抑うつ傾向に影響を与えていく場合、時間選好を変化させる要因が原因となり、時間選好が変化し、セロトニンの増減が生じ、抑うつ傾向が変化すると考えることができる. 次に、抑うつ傾向が時間選好に影響を与えるという仮説である. 抑うつ傾向を変化させる要因が原因となり、抑うつ傾向が変化し、セロトニンの増減が生じ、時間選好の変化が生じると考えることができる. 最後に抑うつ傾向と時間選好が同時に変化するという仮説である. セロトニンのような観測不能な第三の変数が時間選好と抑うつ傾向の両変数に影響を与えていると考えることができる.

上記の仮説に従い、以下のような実証モデルを用いることにした. 本分析では、抑うつ傾向と時間割引率の関係性について、時系列的な分析を試みた. その際、両変数の因果関係に着目したモデルを因果効果モデル、同時関係に着目したモデルを同時効果モデルとした.

まずは、因果効果の検証について検討していく. ここでは、パネルデータにおける因果分析を扱っている Finkel (1995) の交差遅れ効果モデル (cross-lagged effect model) といわれるモデルを考慮した. それについて、本研究にあてはめたものが②式である.

表 3 抑うつ尺度に関する質問表

質問内容	よくある	ときどきある	ほとんどない	全くない
イライラ	1	2	3	4
寝つきが悪い	1	2	3	4
人と会うのがおっくう	1	2	3	4
仕事への集中力がなくなった	1	2	3	4
今の生活に不満	1	2	3	4
将来に不安	1	2	3	4
かなり神経質である	1	2	3	4
気分が落ち込む	1	2	3	4
おだやかな気分である	1	2	3	4
ゆううつな気分である	1	2	3	4
楽しい気分である	1	2	3	4

表 4 時間割引率に関する質問表

あなたは今日1万円もらうかわりに、7日後に最低いくらもらえれば満足できますか。次の1-8に指定した金額から1つ選んでください。

選択肢	1	2	3	4	5	6	7	8
金額	9,981円	10,000円	10,019円	10,038円	10,096円	10,191円	10,383円	10,574円
金利（年表示）	-10%	0%	10%	20%	50%	100%	200%	300%

あなたは90日後に1万円もらうかわりに、97日後に最低いくらもらえれば満足できますか。次の1-8に指定した金額から1つ選んでください。

選択肢	1	2	3	4	5	6	7	8
金額	9,981円	10,000円	10,019円	10,038円	10,096円	10,191円	10,383円	10,574円
金利（年表示）	-10%	0%	10%	20%	50%	100%	200%	300%

あなたは1カ月後に1万円もらうかわりに、13カ月後に最低いくらもらえれば満足できますか。次の1-8に指定した金額から1つ選んでください。

選択肢	1	2	3	4	5	6	7	8
金額	9,500円	10,000円	10,200円	10,400円	10,600円	11,000円	12,000円	14,000円
金利（年表示）	-5%	0%	2%	4%	6%	10%	20%	40%

あなたは1カ月後に100万円もらうかわりに、13カ月後に最低いくらもらえれば満足できますか。次の1-8に指定した金額から1つ選んでください。

選択肢	1	2	3	4	5	6	7	8
金額	95万円	100万円	100.1万円	100.5万円	101万円	102万円	106万円	110万円
金利（年表示）	-5%	0%	0.1%	0.5%	1%	2%	6%	10%

あなたには1カ月後に100万円を支払う義務があるとします。これ待ってもらって、13カ月後に支払うことができるならば、最高でいくらまでならば我慢できますか。次の1~8に指定した金額から1つ選んでください。

選択肢	1	2	3	4	5	6	7	8
金額	95万円	100万円	100.1万円	100.5万円	101万円	102万円	106万円	110万円
金利（年表示）	-5%	0%	0.1%	0.5%	1%	2%	6%	10%

$$y_{it} = \sum_{h=1}^2 \alpha_h^C y_{i,t-h} + \sum_{h=1}^2 \beta_h^C x_{i,t-h} + \sum_{h=1}^2 \gamma_h^C z_{i,t-h} + v_{it} \quad (2)$$

y_{it} は被説明変数であり、時間割引率やCES-Dがそれぞれあてはめられる。 $y_{i,t-h}$ は時間割引率やCES-Dのラグ値を表している。 $z_{i,t-h}$ はコントロール変数のラグ値であり、 v_{it} は誤差項である。添え字*i*は個人を特定し、*t*はアンケートを受けた年を特定するもので、*h*はラグの期間を表している。 $\alpha^C \cdot \beta^C \cdot \gamma^C$ はそれぞれパラメータを表している。

ここで、 β^C は各ラグ期の変数からの因果的影響力の強さを表している。つまり、このモデルを用いた場合には、時間割引率の変化に対するCES-Dの因果的影響力（CES-Dからの交差遅れ効果： β^C ）と、CES-Dの変化に対する時間割引率の因果的影響力（時間割引率からの交差遅れ効果： β^C ）を推定できる。このモデルは、いわば、ベクトル自己回帰（VAR）モデルでのグレンジャー因果のように、各変数の事前の値を統制し、変数間の交差遅れ効果

を検討することで、因果関係を検証する方法である。

具体的には、 β^C が有意かどうかにより、先に影響を与えた方を特定している¹⁶。もし両推定式において、この交差遅れ効果が有意である場合は、双方向の因果関係があると解釈する。また、片方の交差遅れ効果のみが有意である場合は、片方の因果関係のみが存在し、両方の交差遅れ効果が有意でない場合は、変数間に因果関係は存在しないと考える。

次に、同時効果について検証していく。ここでの目的は、変数間でより同時に生じていると予想される因果関係について検討することである。Finkel(1995)の同時効果モデル(synchronous effect model) という考え方をもとに③式の推定を行うこととした。

$$y_{it} = \theta^S x_{it} + \sum_{h=1}^2 \alpha_h^S y_{i,t-h} + \sum_{h=1}^2 \gamma_h^S z_{i,t-h} + \omega_{it} \quad (3)$$

y_{it} は被説明変数であり、時間割引率や CES-D がそれぞれあてはめられる。 x_{it} は説明変数の一つであり、同時期の時間割引率や CES-D と考える。 $y_{i,t-h}$ は時間割引率や CES-D のラグ値を表している。 $z_{i,t-h}$ はコントロール変数のラグ値であり、 ω_{it} は誤差項である。添え字 i は個人を特定し、 t はアンケートを受けた年を特定するもので、 h はラグの期間を表している。 $\theta^S \cdot \alpha^S \cdot \gamma^S$ はそれぞれパラメータを表している。

同時効果モデルは、ラグ付きの時間割引率と CES-D を、現在時点の時間割引率と CES-D の操作変数のように使うという考えである。そのため、このモデルの妥当性は、ラグ付きの時間割引率と CES-D からの交差遅れ効果 β^C が 0 であるという仮定が満たされているかどうかに依存することになる。時間割引率と CES-D からの交差遅れ効果が存在する場合には、ラグ付きの時間割引率と CES-D を操作変数のように利用することができないため、新たな操作変数が必要になると考えられる。仮定が満たされた場合、本分析では次のような検証を行う。それは時間割引率と CES-D という 2 変数が同時に影響するセロトニンのような変数はないという帰無仮説のもとで、 θ^S が有意かどうかを検証していく。

さらに、同時効果についてより頑健な結果を得るために、以下の④式・⑤式のモデルを利用する。

$$x_{it} = \sum_{h=1}^2 \alpha_h^A y_{i,t-h} + \sum_{h=1}^2 \beta_h^A x_{i,t-h} + \sum_{h=1}^2 \gamma_h^A z_{i,t-h} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$y_{it} = \theta^V x_{it} + \sum_{h=1}^2 \alpha_h^V y_{i,t-h} + \sum_{h=1}^2 \beta_h^V x_{i,t-h} + \sum_{h=1}^2 \gamma_h^V z_{i,t-h} + u_{it} \quad (5)$$

④式と⑤式では、 y_{it} は被説明変数であり、時間割引率や CES-D がそれぞれあてはめられる。 x_{it} は説明変数の一つであり、同時期の時間割引率や CES-D と考える。 $y_{i,t-h}$ は時間割引率や CES-D のラグ値を表している。 $z_{i,t-h}$ はコントロール変数のラグ値であり、 $\varepsilon_{it} \cdot u_{it}$ は誤差項である。添え字 i は個人を特定し、 t はアンケートを受けた年を特定するもので、 h はラグの期間を表している。 $\theta^V \cdot \alpha^A \cdot \alpha^V \cdot \beta^A \cdot \beta^V \cdot \gamma^A \cdot \gamma^V$ はそれぞれパラメータを表している。このモデルではそれぞれの誤差項の相関がない ($Cov(\varepsilon_{it}, u_{it}) = 0$) という仮定を置いている。

5. 推定結果と考察 (JHPS データによる実証分析)

5.1 変数の定義と記述統計量

表 5 は変数の定義である。抑うつ指標に関しては、精神面に関する質問を CES-D と同様

¹⁶ β_h^C が多期間である場合、すべての係数が同時に 0 であるという F 検定を行う。

の方法で指標化した。抑うつ症の自己評価尺度と解釈し、【(0-3)×11問 = 0点-33点】である。時間割引率は、5つの時間割引に関する質問で回答された金利を、Ikeda et al.(2010)やKang and Ikeda(2014)に従って指標化したものを用いた。それ以外の変数はコントロール変数を使用した分析時に用いたものである。

表 6 は記述統計量である。2010 年から 2013 年の期間のデータには、6092 人の個人が存在していた。期間を 2010 年から 2013 年に設定した理由は、時間割引に関する質問が充実していたためである。

表 5 変数の定義

変数名	定義
抑うつ傾向(点)	抑うつ症の自己評価尺度 【(0-3)×11問 = 0点-33点】
L.1 抑うつ傾向	1期前の抑うつ傾向の値
L.2 抑うつ傾向	2期前の抑うつ傾向の値
時間割引率	5つの時間割引に関する質問を、論文中①式を用いて変換し、時間割引の指標としたもの
L.1 時間割引率	1期前の時間割引率の値
L.2 時間割引率	2期前の時間割引率の値
年齢	
年齢	回答者の回答時の年齢
年齢 ²	回答者の回答時の年齢の2乗
世帯所得(万円)	
世帯所得	回答者世帯の過去一年間の手取りの世帯収入
性別	
女性ダミー	回答者が女性であれば1をとるダミー変数
男性ダミー	回答者が男性であれば1をとるダミー変数
就労状況	
就労ダミー	回答者が働いていれば1をとるダミー変数
その他	回答者が休業・職探し・その他の状況であれば、1をとるダミー変数
最終学歴	
中学以下	回答者の最終学歴が中学以下であれば1をとるダミー変数
高校	回答者の最終学歴が高校であれば1をとるダミー変数
短期大学・専門学校	回答者の最終学歴が短期大学・専門学校であれば1をとるダミー変数
大学	回答者の最終学歴が大学であれば1をとるダミー変数
大学院修士・博士	回答者の最終学歴が大学院修士・博士であれば1をとるダミー変数

表 6 記述統計量

	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
個人ID	12032	2573.85	1715.36	1	6092
期間	12032	2011.38	1.11	2010	2013
抑うつ傾向(単位:点)					
抑うつ傾向	11091	11.86	6.07	0	33
L1.抑うつ傾向	7880	11.77	6.08	0	33
L2.抑うつ傾向	4983	11.73	6.10	0	33
時間割引率					
時間割引率	11684	0.00	0.75	-1.4642	1.63253
L1.時間割引率	8293	0.02	0.75	-1.4642	1.63253
L2.時間割引率	5226	0.04	0.76	-1.4642	1.63253
年齢					
L1.年齢	12008	51.70	15.78	20	94
L2.年齢	8548	51.16	15.65	20	93
L1.年齢 ²	12008	2921.98	1636.81	400	8836
L2.年齢 ²	8548	2862.52	1608.25	400	8649
所得(単位:万円)					
L1.世帯年収	10277	500.80	338.46	0	12000
L2.世帯年収	7348	501.95	345.51	0	12000
性別					
L1.男性ダミー	12008	0.49	0.50	0	1
L1.女性ダミー	12008	0.51	0.50	0	1
就労状況					
L1.就労ダミー	12008	0.457	0.50	0	1
L2.就労ダミー	8548	0.462	0.50	0	1
L1.その他	12008	0.543	0.50	0	1
L2.その他	8548	0.538	0.50	0	1
最終学歴					
L1.中学校	11183	0.10	0.29	0	1
L1.高校	11183	0.49	0.50	0	1
L1.短期・専門	11183	0.13	0.34	0	1
L1.大学	11183	0.26	0.44	0	1
L1.大学院修士・博士	11183	0.02	0.14	0	1

表 7 は抑うつ傾向と時間割引率の相関係数とその有意性である。帰無仮説は抑うつ傾向と時間割引率の相関係数は 0 というものであり、帰無仮説が棄却されなければ、統計的に相関関係が認められることになる¹⁷。抑うつ傾向と時間割引率の相関は値自体それほど大きくはないが、1%水準で有意に 0 ではなく、正の相関があることが示されている。

5.2 推定結果と考察

表 8 は被説明変数が時間割引率の場合の推定結果であり、(1)・(2)は因果効果を検証した推定結果である。(1)では抑うつ傾向の 1 期ラグの変数は、係数が正値となり 1%水準で有意となった。(2)では抑うつ傾向の 1 期ラグと 2 期ラグの変数が同時に 0 であるという帰無仮説をもつ F 検定をした結果、5%水準で有意となった。(3)は同時効果を検証した推定結果である。同時期の抑うつ傾向は、係数が正値となり 1%水準で有意となった。(4)・(5)は(3)をより頑健にした場合の推定結果である。(4)・(5)では同時期の抑うつ傾向は有意とならなかった。(4)・(5)は 4 節に示したように誤差項間の相関がないという仮定を置いていたため、残差間の相関を確認したが、統計的に相関は認められなかった。

表 9 は被説明変数が抑うつ傾向の場合の推定結果であり、(1)・(2)は因果効果を検証した推定結果である。(1)では時間割引率の 1 期ラグの変数は、係数が正値となっているが、有意とはならなかった。(2)では時間割引率の 1 期ラグと 2 期ラグの変数が同時に 0 であるという帰無仮説をもつ F 検定をした結果、10%有意水準での帰無仮説の棄却となった。(3)は

¹⁷ Stata の pwcorr コマンドを使用している。

同時効果を検証した推定結果である。同時期の時間割引率は、係数が正値となり 10%水準で有意となった。(4)・(5)は(3)をより頑健にした場合の推定結果である。(4)・(5)では同時期の時間割引率は有意とならなかった。(4)・(5)は 4 節に示したように誤差項間の相関がないという仮定を置いているため、残差間の相関を確認したが、統計的に相関は認められなかった。

JHPS データによる実証結果によると、時間割引率が被説明変数である場合の因果効果が有意であるのに対し、抑うつ傾向が被説明変数である場合の因果効果が有意でないため、時間割引率が被説明変数の場合（抑うつ傾向から時間割引率という方向性）による、時系列的な 2 変数の因果関係があると示唆されたといえる。また、同時効果モデルではどちらが被説明変数であっても同時期の変数は有意であった。しかし、因果効果モデルの結果やより頑健な同時効果の検証モデルでは有意でなくなったため、同時効果ではないことが示唆された。したがって、抑うつ傾向から時間割引率という方向性が確認された。このことは、抑うつ症状への対策が時間選好の改善にもつながる可能性があるといえる。

さらに JSTAR データと比較の意味も含めて、年齢を分けた追加的な分析を試みた。JSTAR データは 50 歳以上を対象としていたため、50 歳以上と 50 歳未満に分割し推定した。その結果が表 10・表 11 である。表 10 は被説明変数が時間割引率の場合の推定結果である。また、表 10 左側が 50 歳以上のサンプルを用いた分析で、(1)・(2)は因果効果を検証した推定結果である。(1)では抑うつ傾向の 1 期ラグの変数は、係数が正値となり 1%水準で有意となった。(2)では抑うつ傾向の 1 期ラグと 2 期ラグの変数が同時に 0 であるという帰無仮説をもつ F 検定をした結果、5%水準で有意となった。(3)の同時効果の検証では、同時期の抑うつ傾向は、1%水準で有意となった。(4)・(5)は同様に(3)をより頑健にした推定結果である。(4)では 5%有意水準で同時期の抑うつ傾向が有意となったが、(5)では同時期の抑うつ傾向は有意とならなかった。(4)・(5)は同様に誤差項間の相関がないという仮定を置いているため、残差間の相関を確認したが、統計的に相関は認められなかった。表 10 右側が 50 歳未満の分析である。50 歳未満の分析ではすべてのモデルで有意な関係性がみられなかった。

表 11 は被説明変数が抑うつ傾向の場合の推定結果であり、表 11 左側は 50 歳以上のサンプルを用いた分析である。(1)・(2)は因果効果を検証した推定結果であり、(1)では時間割引率の 1 期ラグの変数は、係数が正値となっているが有意ではなかった。(2)では時間割引率の 1 期ラグと 2 期ラグの変数が同時に 0 であるという帰無仮説をもつ F 検定をした結果、10 有意水準でも帰無仮説は棄却されなかった。(3)は同時効果を検証した推定結果である。同時期の時間割引率は、係数が正値となり 5%水準で有意となった。(4)・(5)は(3)をより頑健にした場合の推定結果であるが、(4)では 5%有意水準で同時期の時間割引率が有意となつたが、(5)では同時期の時間割引率は有意とならなかった。(4)・(5)の残差間の相関は、統計的に認められなかった。表 11 右側が 50 歳未満の分析であるが、50 歳未満の分析ではすべてのモデルで有意な関係性がみられなかった。

以上の結果、JHPS データでは、50 歳以上において、抑うつ傾向と時間割引率が因果関係をもち、その方向性は抑うつ傾向から時間割引率である可能性が示唆されたといえる。

表 7 抑うつ傾向と時間割引率の相関関係

	抑うつ傾向	L1.抑うつ傾向	L2.抑うつ傾向	時間割引率	L1.時間割引率	L2.時間割引率
抑うつ傾向						
相関係数	1.00					
P値	-					
標本サイズ	11091					
L1.抑うつ傾向						
相関係数	0.71*	1.00				
P値	0.00	-				
標本サイズ	7381	10053				
L2.抑うつ傾向						
相関係数	0.67*	0.72*	1.00			
P値	0.00	0.00	-			
標本サイズ	4644	6692	9170			
時間割引率						
相関係数	0.07*	0.07*	0.09*	1.00		
P値	0.00	0.00	0.00	-		
標本サイズ	10805	7719	4898	11684		
L1.時間割引率						
相関係数	0.06*	0.07*	0.07*	0.48*	1.00	
P値	0.00	0.00	0.00	0.00	-	
標本サイズ	7663	9819	7001	8150	10603	
L2.時間割引率						
相関係数	0.07*	0.06*	0.07*	0.45*	0.48*	1.00
P値	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-
標本サイズ	4824	6955	8970	5143	7396	9685

注 1 : *は 1% 水準で有意であることを表す。

注 2 : P 値が 0.1 以上の場合は表示していない。

表 8 推定結果 被説明変数：時間割引率

	モデル1		モデル2		モデル3	
	(1) 時間割引率	(2) 時間割引率	(3) 時間割引率	(4) 時間割引率	(5) 時間割引率	
抑うつ傾向	-	-	0.005*** (0.001)	0.003 (0.002)	-0.000 (0.003)	
L1.抑うつ傾向	0.004*** (0.001)	-0.002 (0.002)	-	0.002 (0.002)	-0.001 (0.003)	
L2.抑うつ傾向		0.006** (0.002)	-	-	0.005** (0.002)	
L1.時間割引率	0.470*** (0.014)	0.387*** (0.019)	0.468*** (0.014)	0.471*** (0.015)	0.388*** (0.019)	
L2.時間割引率	-	0.272*** (0.018)	-	-	0.278*** (0.019)	
定数項	-0.113 (0.098)	-0.059 (0.117)	-0.173* (0.100)	-0.144 (0.103)	-0.117 (0.119)	
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
決定係数	0.243	0.357	0.245	0.245	0.363	
標本サイズ	6216	3417	6207	5847	3244	

注 1：それぞれ、 ***は 1% 水準、 **は 5% 水準、 *は 10% 水準で有意であることを表す。

注 2：() 内は個人をクラスターとする標準誤差である。

注 3：モデル 1 は因果効果モデル、モデル 2 は同時効果モデルを表している。

注 4：L1.抑うつ傾向と L2.抑うつ傾向が同時に 0 であるかどうかを検証する F 検定を行った。その結果、(2)式では 5% 有意水準で棄却され、(5)式では 10% 有意水準では棄却されなかった。

注 5：(4)式・(5)式は 4 節で言及したように、誤差項間の相関がないことを仮定しているため、帰無仮説を残差間の相関は 0 と設定した検証を行った。その結果、帰無仮説が棄却されず、統計的に相関関係が認められなかった。したがって、それぞれの残差に相関はないので、(4)式・(5)式はそれぞれ 4 節の仮定を満たし推定できていることが示された。

表 9 推定結果 被説明変数：抑うつ傾向

	モデル1		モデル2	モデル3	
	(1) 抑うつ傾向	(2) 抑うつ傾向	(3) 抑うつ傾向	(4) 抑うつ傾向	(5) 抑うつ傾向
時間割引率	-	-	0.131* (0.073)	0.127 (0.093)	-0.020 (0.133)
L1.時間割引率	0.112 (0.071)	-0.020 (0.112)	-	0.046 (0.090)	-0.020 (0.126)
L2.時間割引率	-	0.230** (0.108)	-	-	0.227** (0.115)
L.1抑うつ傾向	0.695*** (0.011)	0.479*** (0.018)	0.697*** (0.011)	0.695*** (0.011)	0.475*** (0.018)
L2.抑うつ傾向	-	0.314*** (0.017)	-	-	0.319*** (0.017)
定数項	2.932*** (0.637)	1.828** (0.916)	2.888*** (0.636)	2.966*** (0.641)	1.854** (0.918)
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
決定係数	0.510	0.559	0.511	0.510	0.559
標本サイズ	5907	3265	5934	5847	3244

注 1：それぞれ、***は 1% 水準、**は 5% 水準、*は 10% 水準で有意であることを表す。

注 2：() 内は個人をクラスターとする標準誤差である。

注 3：モデル 1 は因果効果モデル、モデル 2 は同時効果モデルを表している。

注 4：L1.時間割引率と L2.時間割引率が同時に 0 であるかどうかを検証する F 検定を行った。その結果、(2)式のでは 10% 有意水準で棄却され、(5)式では 10% 有意水準では棄却されなかった。

注 5：(4)式・(5)式は 4 節で言及したように、誤差項間の相関がないことを仮定しているため、帰無仮説を残差間の相関は 0 と設定した検証を行った。その結果、帰無仮説が棄却されず、統計的に相関関係が認められなかった。したがって、それぞれの残差に相関はないので、(4)式・(5)式はそれぞれ 4 節の仮定を満たし推定できていることが示された。

表 10 被説明変数：時間割引率（年齢で分割）

	50歳以上						50歳未満					
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル1		モデル2		モデル3	
	(1) 時間割引率	(2) 時間割引率	(3) 時間割引率	(4) 時間割引率	(5) 時間割引率	(6) 時間割引率	(7) 時間割引率	(8) 時間割引率	(9) 時間割引率	(10) 時間割引率		
抑うつ傾向	-	-	0.007*** (0.002)	0.006** (0.003)	0.003 (0.004)	-	-	0.001 (0.002)	-0.001 (0.003)	-0.004 (0.004)		
L1.抑うつ傾向	0.006*** (0.002)	-0.001 (0.003)	-	0.001 (0.003)	-0.001 (0.004)	0.002 (0.002)	-0.003 (0.003)	-	0.002 (0.003)	-0.001 (0.004)		
L2.抑うつ傾向	-	0.006** (0.003)	-	-	0.004 (0.003)	-	0.005 (0.004)	-	-	0.006 (0.004)		
L1.時間割引率	0.471*** (0.019)	0.394*** (0.025)	0.471*** (0.019)	0.470*** (0.020)	0.393*** (0.026)	0.466*** (0.022)	0.373*** (0.028)	0.464*** (0.022)	0.470*** (0.022)	0.376*** (0.029)		
L2.時間割引率	-	0.284*** (0.023)	-	-	0.294*** (0.024)	-	0.260*** (0.028)	-	-	0.262*** (0.029)		
定数項	0.699 (0.491)	-0.012 (0.553)	0.182 (0.499)	0.401 (0.523)	-0.109 (0.548)	-0.749** (0.354)	-1.163*** (0.415)	-0.772** (0.356)	-0.788** (0.359)	-1.264*** (0.416)		
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes								
決定係数	0.254	0.383	0.258	0.255	0.390	0.230	0.325	0.228	0.233	0.331		
標本サイズ	3520	1922	3502	3252	1802	2696	1495	2705	2595	1442		

注 1：それぞれ、 ***は 1% 水準、 **は 5% 水準、 *は 10% 水準で有意であることを表す。

注 2：() 内は個人をクラスターとする標準誤差である。

注 3：モデル 1 は因果効果モデル、モデル 2 は同時効果モデルを表している。

注 4：L1.抑うつ傾向と L2.抑うつ傾向が同時に 0 であるかどうかを検証する F 検定を行った。その結果、(2)式では 5% 有意水準で棄却され、(5)式・(7)式・(10)式では 10% 有意水準では棄却されなかった。

注 5：(4)式・(5)式・(9)式・(10)式は 4 節で言及したように、誤差項間の相関がないことを仮定しているため、帰無仮説を残差間の相関は 0 と設定した検証を行った。その結果、帰無仮説が棄却されず、統計的に相関関係が認められなかった。したがって、それぞれの残差に相関はないので、(4)式・(5)式・(9)式・(10)式はそれぞれ 4 節の仮定を満たし推定できていることが示された。

表 11 被説明変数：抑うつ傾向（年齢で分割）

	50歳以上						50歳未満					
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル1		モデル2		モデル3	
	(1) 抑うつ傾向	(2) 抑うつ傾向	(3) 抑うつ傾向	(4) 抑うつ傾向	(5) 抑うつ傾向	(6) 抑うつ傾向	(7) 抑うつ傾向	(8) 抑うつ傾向	(9) 抑うつ傾向	(10) 抑うつ傾向		
時間割引率	-	-	0.195** (0.093)	0.256** (0.117)	0.123 (0.169)	-	-	0.040 (0.120)	-0.034 (0.149)	-0.187 (0.209)		
L1.時間割引率	0.077 (0.092)	-0.123 (0.145)	-	-0.047 (0.115)	-0.196 (0.163)	0.146 (0.114)	0.092 (0.174)	-	0.151 (0.143)	0.171 (0.196)		
L2.時間割引率	-	0.254* (0.143)	-	-	0.218 (0.151)	-	0.211 (0.162)	-	-	0.244 (0.172)		
L.1抑うつ傾向	0.689*** (0.014)	0.455*** (0.025)	0.688*** (0.014)	0.686*** (0.014)	0.445*** (0.024)	0.697*** (0.016)	0.500*** (0.027)	0.701*** (0.016)	0.699*** (0.016)	0.501*** (0.028)		
L2.抑うつ傾向	-	0.840*** (0.023)	-	-	0.348*** (0.023)	-	0.283*** (0.027)	-	-	0.285*** (0.027)		
定数項	10.222*** (3.272)	10.270** (4.802)	9.745*** (3.236)	10.276*** (3.282)	10.048** (4.860)	1.904 (2.226)	-0.360 (3.298)	2.265 (2.232)	2.179 (2.234)	-0.814 (3.282)		
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		
決定係数	0.504	0.560	0.504	0.503	0.559	0.514	0.560	0.516	0.515	0.562		
標本サイズ	3295	1816	3324	3252	1802	2612	1449	2610	2595	1442		

注 1：それぞれ、***は 1% 水準、**は 5% 水準、*は 10% 水準で有意であることを表す。

注 2：() 内は個人をクラスターとする標準誤差である。

注 3：モデル 1 は因果効果モデル、モデル 2 は同時効果モデルを表している。

注 4：L1.時間割引率と L2.時間割引率が同時に 0 であるかどうかを検証する F 検定を行った。その結果、(2)式・(5)式・(7)式・(10)式では 10% 有意水準では棄却されなかった。

注 5：(4)式・(5)式・(9)式・(10)式は 4 節で言及したように、誤差項間の相関がないことを仮定しているため、帰無仮説を残差間の相関は 0 と設定した検証を行った。その結果、帰無仮説が棄却されず、統計的に相関関係が認められなかった。したがって、それぞれの残差に相関はないので、(4)式・(5)式・(9)式・(10)式はそれぞれ 4 節の仮定を満たし推定できていることが示された。

6. 推定結果と考察 (JSTAR データによる実証分析)

6.1 変数の定義と記述統計量

表 12 は変数の定義である。CES-D は抑うつ症の自己評価尺度であり、0 から 60 の値をとる。それぞれ、1 期前の CES-D の値、2 期前の CES-D の値を用いている。時間割引率は、質問表で 1 から 2 に初めてシフトした前後の金利の平均値であり、1 期前の時間割引率の値と 2 期前の時間割引率の値を使っている。表 12 の残りは、コントロール変数として使用した変数を記している。ここでは、年齢・可処分所得・性別・就労状況・最終学歴を用いた。

表 13 は記述統計量である。本来、JSTAR データは 1 万 6000 件ほどのサンプルを有していたが、表 13 のようにサンプルサイズが減少している。5 節と同様に、表 14 は CES-D と時間割引率の相関係数とその有意性である。帰無仮説は CES-D と時間割引率の相関係数は 0 というものであり、帰無仮説が棄却されなければ、統計的に相関関係が認められないことになる。いくつかの CES-D と時間割引率の相関は値自体それほど大きくはないが、有意に 0 ではないものもあり、正の相関があることが示されている。

6.2 推定結果と考察

表 15 は推定結果である。(1)・(4)は因果効果を検証した推定結果であり、(1)は被説明変数が時間割引率の場合である。CES-D の 1 期ラグの変数は有意な値とはならなかった。(4)は被説明変数が CES-D の場合である。時間割引率の 1 期ラグの変数は有意な値とはならなかった。(2)・(5)は同時効果を検証した推定結果であり、(2)は被説明変数が時間割引率の場合である。CES-D の係数は有意とならなかった。同様に、(5)は被説明変数が CES-D の場合であるが、時間割引率の係数も有意ではなかった。(3)・(6)では、まず 4 節で仮定した残差の相関も確認したが、残差の相関は確認されなかった。推定結果では、(3)は被説明変数が時間割引率の場合を示しているが、CES-D に関する変数は有意とはならなかった。また(6)は被説明変数が CES-D の場合であり、時間割引率に関する変数は有意な値とはならなかった。

JSTAR データによる分析では、(1)の被説明変数が時間割引率のときの因果効果モデルに関して、係数が正であることが確認できるが、それぞれの結果は有意な関係性を検証することはできなかった。JHPS データと比較すると、同様の結果にはならなかった。ここでは、JSTAR データでは欠損値が多いことがその原因であるという可能性も考えることができる。

表 12 変数の定義

変数名	定義
CES-D (点)	抑うつ症の自己評価尺度 【(0-3)×20問 = 0点-60点】
L1 CES-D	1期前のCES-Dの値
L2 CES-D	2期前のCES-Dの値
時間割引率 (%)	質問表で1から2に初めてシフトした前後の金利の平均値
L1 時間割引率	1期前の時間割引率の値
L2 時間割引率	2期前の時間割引率の値
年齢	
年齢	回答者の回答時の年齢
年齢 ²	回答者の回答時の年齢の2乗
可処分所得 (万円)	
可処分所得	回答者の過去一年間の税金や社会保険料を除いた手取り収入
性別	
女性ダミー	回答者が女性であれば1をとるダミー変数
男性ダミー	回答者が男性であれば1をとるダミー変数
就労状況	
就労ダミー	回答者が回答時に就労していれば1をとるダミー変数
休職中ダミー	回答者が回答時に休職していれば1をとるダミー変数
無職ダミー	回答者が回答時に無職であれば1をとるダミー変数
最終学歴	
中学以下	回答者の最終学歴が中学以下であれば1をとるダミー変数
高校	回答者の最終学歴が高校であれば1をとるダミー変数
短期大学・専門学校	回答者の最終学歴が短期大学・専門学校であれば1をとるダミー変数
大学	回答者の最終学歴が大学であれば1をとるダミー変数
大学院修士・博士	回答者の最終学歴が大学院修士・博士であれば1をとるダミー変数

表 13 記述統計量

	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
個人ID	16153	2920.73	1864.83	1	7268
期間	16153	2.22	0.79	1	3
抑うつ指標(単位 : 点)					
CES-D	10153	12.10	6.30	0	57
L1.CES-D	6103	12.15	6.19	0	52
L2.CES-D	2984	12.15	6.08	0	52
時間割引率(単位 : %)					
時間割引率	7334	6.88	11.39	0.05	40
L1.時間割引率	4873	6.45	10.95	0.05	40
L2.時間割引率	2258	6.98	11.14	0.05	40
年齢					
L1.年齢	8649	64.27	7.14	50	79
L1.年齢 ²	8649	4180.99	917.47	2500	6241
所得(単位 : 万円)					
L1.可処分所得	3347	231.01	201.13	0	810
性別					
L1.男性ダミー	8657	0.49	0.50	0	1
L1.女性ダミー	8657	0.51	0.50	0	1
就労状況					
L1.就労ダミー	7589	0.53	0.50	0	1
L1.休職ダミー	7589	0.01	0.08	0	1
L1.無職ダミー	7589	0.46	0.50	0	1
最終学歴					
L1.中学校	3542	0.32	0.47	0	1
L1.高校	3542	0.44	0.50	0	1
L1.短期・専門	3542	0.12	0.32	0	1
L1.大学	3542	0.12	0.32	0	1
L1.大学院修士・博士	3542	0.01	0.09	0	1

表 14 CES-D と時間割引率の相関関係

	CES-D	L1.CES-D	L2.CES-D	時間割引率	L1.時間割引率	L2.時間割引率
CES-D						
相関係数	1.00					
P値	-					
標本サイズ	10153					
L1.CES-D						
相関係数	0.50*	1.00				
P値	0.00	-				
標本サイズ	3779	6103				
L2.CES-D						
相関係数	0.44*	0.50*	1.00			
P値	0.00	0.00	-			
標本サイズ	1463	1733	2984			
時間割引率						
相関係数	0.04*	0.04	-	1.00		
P値	0.00	0.03	-	-		
標本サイズ	6005	2494		7334		
L1.時間割引率						
相関係数	-	-	-	0.33*	1.00	
P値				0.00	-	
標本サイズ				2130	4873	
L2.時間割引率						
相関係数	0.06	-	-	0.32*	0.37*	1.00
P値	0.06			0.00	0.00	-
標本サイズ	1139			607	1275	2258

注 1 : *は 1% 水準で有意であることを表す.

注 2 : P 値が 0.1 以上の場合は表示していない.

表 15 推定結果

	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 1	モデル 2	モデル 3
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	時間割引率	時間割引率	時間割引率	CES-D	CES-D	CES-D
CES-D	-	-0.029 (0.056)	-0.047 (0.060)	-	-	-
L1.CES-D	0.017 (0.062)	-	0.069 (0.071)	0.527*** (0.042)	0.466*** (0.037)	0.474*** (0.043)
時間割引率	-	-	-	-	-0.007 (0.014)	-0.013 (0.017)
L1.時間割引率	0.291*** (0.045)	0.264*** (0.046)	0.265*** (0.047)	-0.007 (0.014)	-	-0.003 (0.017)
定数項	11.339 (28.052)	7.161 (27.695)	-6.836 (28.331)	47.821*** (14.168)	39.305*** (14.197)	48.051*** (16.687)
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
決定係数	0.140	0.128	0.133	0.286	0.237	0.239
標本サイズ	892	835	758	984	998	758

注 1 : それぞれ, ***は 1% 水準, **は 5% 水準, *は 10% 水準で有意であることを表す.

注 2 : () 内は個人をクラスターとする標準誤差である.

注 3 : モデル 1 は因果効果モデル, モデル 2 は同時効果モデルを表している.

注 4 : (1)式と(6)式の残差, (3)式と(4)式の残差の相関係数と有意性も計算した. その際, 帰無仮説を残差間の相関は 0 と設定した. その結果, 帰無仮説が棄却されず, 統計的に相関関係が認められなかった. したがって, それぞれの残差に相関はないので, (3)式と(6)式はそれぞれ 4 節の仮説を満たし推定できていることが示された.

7. まとめ

本研究では、時間選好と抑うつ傾向の関係性について、2種類のアンケートデータによる時系列的な実証分析を行った。本研究では、JHPSデータにおいて、抑うつ傾向から時間割引率という方向のグレンジャーの意味での因果関係があるという結果を得られた。また、年代別に分けた推定では、50代以上に関してのみこの因果関係が確認された。

JSTARデータの実証分析が同様の結果を得られなかったことについて以下の2点が可能性として挙げられる。第一に、JSTARデータは比較的に欠損値を多く抱えている点である。このことは関沢・吉武・後藤（2013）でも言及されており、関沢・吉武・後藤（2013）は多重代入法による欠損値の補填という対処を行っている。第二に、時間割引率の測定法の違いが結果に現れた可能性がある。花岡・池田・大竹（2012）では、質問手法の違いによる時間割引率の計測の違いについて示されており、選択肢の中で報酬量を変化させるよりも時間的な遅さを変化させる方について、時間割引率が高くなる傾向などを観察した。JSTARの分析では時間割引に関する質問を一つ利用したのに対し、JHPSの分析では5つの質問を基準化した指標を用いたため、JSTARの分析で用いた時間割引率よりもJHPSで用いたものの方が時間割引率をより捉えたのではないかということが考えられる。

最後に、政策的な含意について考察する。この結果は抑うつ傾向が時間選好に影響を与えていくことを示唆している。したがって、抑うつ傾向への対処が、時間選好の変化を可能にするということになる。近年では、抑うつ傾向へのアプローチが進んできてきて、特に、マインドフルネスといわれる療法は、一般企業などにも取り入れられている¹⁸。つまり、そのような対策は時間選好への変化、すなはち、時間割引率の減少へとつながると実証結果は示したと解釈できる。

伝統的経済学では、功利主義としてのパレート効率性が政策評価の基準として広く用いられてきたが、功利主義だけではなく、義務論や徳倫理理論に基づいた政策評価も検討していく必要があり、したがって、上記のように時間選好を変化させることに関しては、Bhatt et al.(2015)のように徳倫理の観点を用いれば望ましいといえる。政策評価の尺度に関する考えは人によって異なるかもしれないが、望ましい社会に対する考え方やそのような社会をどう実現するかに対する考え方の一つとして、本研究は位置づけられるであろう。

さらに、時間割引率の減少は、異時点間の選択を、現在を重視したものから将来まで考慮したものへと変化させることを意味する。いくつかの実証研究では、経済的的意思決定だけでなく、その他の健康状態にも時間選好が関連することが指摘されている。たとえば、Ikeda et al.(2010)では時間割引率が高くせっかちである場合、負債者である確率や肥満者である確率が高くなることを、また、Kang and Ikeda(2014)では、時間割引率が高いとたばこの喫煙率や喫煙本数が多くなることをそれぞれ示している¹⁹。

本論文の実証結果をみると、中高齢者において、抑うつ傾向から時間割引率への正の関係が観察されている。つまり、抑うつ傾向への対策が中高齢者の時間割引率を低下させることになる。したがって、時間割引率の低下は、異時点間の意思決定や喫煙・肥満などの健康面、ギャンブルなどのアディクション問題に影響を与えていき、最終的には忍耐力だけでなく、健康面の改善による医療費の抑制やアディクションに対する予防・改善へとつながることが期待できるといえる。

¹⁸ マインドフルネスとは瞑想をベースとしたもので、情報量の多い現代の中でペースを落とし、心を空にする方法である（マーフィ重松（2016））。うつ病だけでなく抑うつ傾向への予防の意味でも実施されている。

¹⁹ 飲酒やギャンブルなどの他のアディクション（嗜癖）との関連も指摘されている。アディクションに関しては、嗜癖が複数に及んでしまうクロスアディクション（cross addiction）という問題もある。この問題は、自力での改善は非常に困難であり、社会的な対策が必要であると考えられている。

8. 付録

付録では、それぞれの推定でコントロール変数を用いていない結果を掲載している。

表 16 被説明変数：時間割引率 (JHPS)

	モデル1		モデル2		モデル3	
	(1) 時間割引率	(2) 時間割引率	(3) 時間割引率	(4) 時間割引率	(5) 時間割引率	(6) 時間割引率
抑うつ傾向	-	-	0.005*** (0.001)	0.002 (0.001)	0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)
L1.抑うつ傾向	0.005*** (0.001)	-0.002 (0.002)	-	-	0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)
L2.抑うつ傾向	-	0.005** (0.002)	-	-	-	0.005** (0.002)
L1.時間割引率	0.470*** (0.013)	0.376*** (0.017)	0.470*** (0.013)	0.384*** (0.016)	0.473*** (0.014)	0.381*** (0.017)
L2.時間割引率	-	0.268*** (0.016)	-	0.265*** (0.015)	-	0.272*** (0.016)
定数項	-0.083*** (0.016)	-0.082*** (0.020)	-0.087*** (0.017)	-0.069*** (0.020)	-0.091*** (0.018)	-0.079*** (0.022)
コントロール変数	No	No	No	No	No	No
決定係数	0.231	0.329	0.232	0.329	0.234	0.335
標本サイズ	7550	4427	7553	4691	7101	4190

注 1：それぞれ、***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを表す。

注 2：() 内は個人をクラスターとする標準誤差である。

注 3：モデル1は因果効果モデル、モデル2は同時効果モデルを表している。

注 4：L1.時間割引率と L2.時間割引率が同時に0であるかどうかを検証するF検定を行った。その結果、(2)式は5%有意水準で、(6)式は10%有意水準でそれぞれ棄却された。

注 5：(5)式・(6)式は4節で言及したように、誤差項間の相関がないことを仮定しているため、帰無仮説を残差間の相関は0と設定した検証を行った。その結果、帰無仮説が棄却されず、統計的に相関関係が認められなかった。したがって、それぞれの残差に相関はないので、(5)式・(6)式はそれぞれ4節の仮定を満たし推定できていることが示された。

表 17 被説明変数：抑うつ傾向 (JHPS)

	モデル1		モデル2		モデル3	
	(1) 抑うつ傾向	(2) 抑うつ傾向	(3) 抑うつ傾向	(4) 抑うつ傾向	(5) 抑うつ傾向	(6) 抑うつ傾向
時間割引率	-	-	0.145** (0.065)	0.063 (0.085)	0.119 (0.083)	-0.036 (0.113)
L1.時間割引率	0.127** (0.063)	-0.006 (0.095)	-	-	0.059 (0.080)	-0.000 (0.106)
L2.時間割引率	-	0.171* (0.094)	-	-	-	0.176* (0.100)
L1.抑うつ傾向	0.711*** (0.009)	0.489*** (0.016)	0.712*** (0.009)	0.489*** (0.016)	0.711*** (0.009)	0.486*** (0.016)
L2.抑うつ傾向	-	0.314*** (0.015)	-	0.319*** (0.015)	-	0.318*** (0.015)
定数項	3.586*** (0.113)	2.579*** (0.146)	3.563*** (0.112)	2.513*** (0.144)	3.590*** (0.114)	2.559*** (0.147)
コントロール変数	No	No	No	No	No	No
決定係数	0.509	0.554	0.511	0.558	0.510	0.556
標本サイズ	7200	4232	7251	4329	7101	4190

注 1：それぞれ、***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを表す。

注 2：() 内は個人をクラスターとする標準誤差である。

注 3：モデル 1 は因果効果モデル、モデル 2 は同時効果モデルを表している。

注 4：L1.時間割引率と L2.時間割引率が同時に 0 であるかどうかを検証する F 検定を行った。その結果、(2)式・(6)式では 10%有意水準では棄却されなかった。

注 5：(5)式・(6)式は 4 節で言及したように、誤差項間の相関がないことを仮定しているため、帰無仮説を残差間の相関は 0 と設定した検証を行った。その結果、帰無仮説が棄却されず、統計的に相関関係が認められなかった。したがって、それぞれの残差に相関はないので、(5)式・(6)式はそれぞれ 4 節の仮定を満たし推定できていることが示された。

表 18 被説明変数：時間割引率 (JSTAR)

	モデル1		モデル2		モデル3	
	(1) 時間割引率	(2) 時間割引率	(3) 時間割引率	(4) 時間割引率	(5) 時間割引率	(6) 時間割引率
CES-D	-	-	0.052 (0.045)	0.036 (0.099)	-0.003 (0.050)	-0.026 (0.156)
L1.CES-D	0.069 (0.045)	0.190 (0.138)	-	-	0.076 (0.054)	0.159 (0.157)
L2.CES-D	-	-0.136 (0.129)	-	-	-	-0.105 (0.149)
L1.時間割引率	0.356*** (0.036)	0.291*** (0.071)	0.367*** (0.036)	0.346*** (0.069)	0.374*** (0.039)	0.309*** (0.076)
L2.時間割引率	-	0.285*** (0.073)	-	0.267*** (0.066)	-	0.276*** (0.074)
定数項	4.217*** (0.582)	5.138*** (1.519)	4.267*** (0.595)	5.045*** (1.232)	3.941*** (0.710)	5.067*** (1.662)
コントロール変数	No	No	No	No	No	No
決定係数	0.109	0.155	0.118	0.171	0.123	0.167
標本サイズ	1828	380	1758	418	1541	329

注 1：それぞれ、***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを表す。

注 2：() 内は個人をクラスターとする標準誤差である。

注 3：L1.CES-D と L2.CES-D のある推定では、両係数が同時に 0 であるという帰無仮説を設定し F 検定を行った。その結果、帰無仮説は棄却されなかった。

表 19 被説明変数 : CES-D (JSTAR)

	モデル1		モデル2		モデル3	
	(1) CES-D	(2) CES-D	(3) CES-D	(4) CES-D	(5) CES-D	(6) CES-D
時間割引率	-	-	0.007 (0.009)	0.017 (0.015)	-0.001 (0.011)	-0.004 (0.022)
L1.時間割引率	0.002 (0.009)	0.019 (0.019)	-	-	0.006 (0.013)	0.036 (0.031)
L2.時間割引率	-	0.015 (0.017)	-	-	-	0.026 (0.026)
L1.CES-D	0.496*** (0.027)	0.409*** (0.047)	0.470*** (0.029)	0.373*** (0.060)	0.488*** (0.033)	0.444*** (0.060)
L2.CES-D	-	0.285*** (0.045)	-	0.268*** (0.044)	-	0.247*** (0.049)
定数項	5.932*** (0.308)	3.062*** (0.595)	6.169*** (0.340)	3.801*** (0.654)	5.970*** (0.384)	2.775*** (0.683)
コントロール変数	No	No	No	No	No	No
決定係数	0.239	0.351	0.227	0.338	0.236	0.413
標本サイズ	2624	677	2096	545	1541	329

注 1 : それぞれ、 ***は 1% 水準、 **は 5% 水準、 *は 10% 水準で有意であることを表す。

注 2 : () 内は個人をクラスターとする標準誤差である。

注 3 : L1.時間割引率と L2.時間割引率のある推定では、両係数が同時に 0 であるという帰無仮説を設定し F 検定を行った。その結果、帰無仮説は棄却されなかった。

謝辞

本論文を作成するにあたり、大垣昌夫教授には、丁寧かつ熱心なご指導していただきました。深く感謝し申し上げます。また、慶應義塾大学、駒村康平教授、井深陽子准教授には、本論文に関して、大変有益なコメントをいただきました。さらに、慶應義塾大学大学院で開講されている社会政策論演習では、本研究についての発表をさせていただきました。その際、各先生方には大変貴重なご意見をいただきました。心より感謝し申し上げます。

引用文献

- 池田新介, 大竹文雄, 筒井義郎, 2005. 時間割引率 : 経済実験とアンケートによる分析. ISER Discussion Paper 638.
- 大垣昌夫, 田中沙織, 2014. 行動経済学. 有斐閣,
- 小野田慶一, 岡本泰昌, 国里愛彦, 岡田剛, 山脇成人, 2009. 遅延報酬選択における衝動性と抑うつ傾向. 脳と精神の医学, 第 20 卷, 第 3 号, pp.249-254.
- 島悟, 鹿野達男, 北村俊則, 浅井昌弘, 1985. 新しい抑うつ性自己評価尺度について. 精神医学, 27, pp.717-723.
- 関沢洋一, 吉武尚美, 後藤康雄, 2013. JSTAR を使った抑うつ度と他の指標との関係の検証. RIETI Discussion Paper Series 13-J-077.
- 日本経済新聞, 2015/2/12. 衝動的な「病的窃盗」治療で断つ カウンセリングや相談窓口, (閲覧日 : 2016 年 10 月 25 日)
- http://www.nikkei.com/article/DGXLASDG10HBJ_R10C15A2CC1000/
- 花岡智恵, 池田新介, 大竹文雄 (2012) 「質問手法の違いが時間割引率の計測に与える影響」 ISER Discussion Paper 638 『行動経済学』 第 5 卷 193-196
- 法務省, 2014. 犯罪白書 (2014) (閲覧日:2016 年 10 月 25 日)
- <http://hakusyo1.moj.go.jp/jp/61/nfm/mokujii.html>
- マーフィ重松 スティーブン, 2016. スタンフォード大学 マインドフルネス教室. 講談社, 坂井純子 訳.

- 山本勲, 2015. 中小企業におけるメンタルヘルスと公的支援サービスの効果測定-産業保健活動総合支援事業の政策評価分析-. 日本政策金融公庫論集, 第 29 号, pp.43-65.
- JSTAR データセット 独立行政法人経済産業研究所, 国立大学法人一橋大学, 国立大学法人東京大学.
- Bhatt, V., M. Ogaki, 2012. Tough Love and Intergenerational Altruism. *International Economic Review*, 53(3), pp 791-814.
- Bhatt, V. , M. Ogaki, Y. Yaguchi, 2015. Normative Behavior Economics based on Unconditional Love and Moral Virtue. *Japanese Economic Review* 66(2), pp.226-246.
- Baumgarten, H.G., Z. Grozdanovic, 1995. Psychopharmacology of central serotonergic systems. *Pharmacopsychiatry* ,28 Suppl 2, 73-79.
- Becker, G.S., C.B. Mulligan, 1997. The endogenous determination of time preference. *The Quarterly Journal of Economics* 112, 729-758.
- Finkel, S. 1995. Causal analysis with panel data. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Fisher, I. 1930. The Theory of Interest New York: Macmillan, p.72 for details
- Fruehwirth, J.C, S. Iyer , A. Zhang, 2016. Religion and Depression in Adolescence. IZA Discussion Papers from Institute for the Study of Labor (IZA).
- Heckman, J. J. and T. Kautz, 2012. Hard evidence on soft skills. *Labour Economics*, 19,4 : 451-464.
- Hirata, K, H. Iiboshi, K. Hayakawa, S. Ikeda, Y. Tsutsui , F. Ohtake, 2010. Genetic Inheritance of Time-discounting Behavior : A Bayesian Approach Using Markov Chain Monte Carlo Method. Paper presented at the 2010 Japanese Economic Association Spring Meeting, Chiba University ,Chiba ,Japan.
- Ikeda, S., Myong-Il Kang, F. Ohtake, 2010. Hyperbolic discounting, the sign effect, and the body mass index. *Journal of Health Economics*, 29:2, pp.268-284.
- Kang, Myong-Il., S. Ikeda, 2014. Time discounting and smoking behavior : Evidence from a panel survey. *Health Economics*, vol.23No.12, pp.1443-1464.
- Lawrence, E., 1991. Poverty and the rate of time preference: Evidence from panel data. *Journal of Political Economy*, 99.1, 54-77.
- Poulos, C.X., J.L. Parker, A.D. Le, 1996. Dexfenfluramine and 8-OH-DPAT Modulate Impulsivity in a Delay-of-reward Paradigm : Implications for a Correspondence with Alcohol Consumption. *Behavioral Pharmacology*, 7(4),pp.395-399.
- Radloff, L.S., 1997. The CES-D Scale: A Self-Report Depression Scale for Research in the General Population. *Applied Psychological Measurement* ,1 (3), 385-401.
- Sado,M. K. Yamauchi, N. Kawakami, Y. Ono, T. A. Furukawa, M. Tsuchiya, M. Tajima, H. Kashima, 2011. On behalf of the WMH-J2002-2006 Survey Group Cost of depression among adults in Japan in 2005. *Psychiatry and Clinical Neurosciences* ; 65:442-450
- Schweighofer, N., M. Bertin, K. Shishida, Y. Okamoto, S C. Tanaka, S. Yamawaki, K. Doya, 2008. Low-Serotonin Levels Increase Delayed Reward Discounting in Humans. *The Journal of Neuroscience*, 28 (17) :4528-4532
- Soubrié, P., 1986. [Serotonergic Neurons and Behavior]. *Journal of Pharmacology*,17(2), pp.107-112.
- Tanaka, S C., N. Schweighofer, S. Asahi, K. Shishida, Y. Okamoto, S. Yamawaki, K. Doya, 2007. Serotonin Differentially Regulates Short- and Long-Term Prediction of Rewards in the Ventral and Dorsal Striatum. *PLoS ONE* 2 : e1333
- Uzawa, H., 1968. Time preference, the consumption function, and optimum asset holdings. J. N. Wolfe, ed., *Value, Capital, and Growth: Papers in Honour of Sir John Hicks*. Edinburgh, Scotland: University of Edinburgh Press.
- Wogar, M.A., C.M. Bradshaw, E. Szabadi, 1993. Effect of Lesions of the Ascending 5-Hydroxytryptaminergic Pathways on Choice between Delayed Reinforcers. *Psychopharmacology*, 111(2), pp.239-243