The relationship between anhedonia and delay discounting task:

a replication of Lempert and Pizzagalli (2010) study

Keita Somatori¹, Yoshihiko Kunisato²

¹ Graduate School of Senshu University

² Senshu University

アンヘドニア(anhedonia)と遅延割引: Lempert & Pizzagalli (2010)の追

試¹

Anhedonia is a core symptom of major depressive disorder, and it has been pointed out that anhedonia is related to decreased motivation to reward and increased several behavioral problems such as suicide. Lempert & Pizzagalli (2010) showed that anhedonia negatively correlated to the discounting rate in the delay discounting task. Result of Lempert & Pizzagalli (2010) is important at a point of revealing the relationship between anhedonia and reward sensitivity. However, recently, reproducibility of psychological research has been criticized. In the present study, we conducted a replication study about Lempert & Pizzagalli (2010). One hundred sixty-five participants from Japanese crowdsourcing service completed the questionnaire about anhedonia and delay discounting task. We found that anhedonia did not significantly correlate with delay discounting rate. We could not replicate the results of Lempert & Pizzagalli (2010). We seemed because individual difference studies of delay discounting hard to replicate, integration of results by meta-analysis will be needed. Lastly, we discussed the signification of “pre-review” and “pre-registration” for the reproducibility crisis.

1. 問題

うつ病は、抑うつ気分を始めとした様々な症状を呈するが、その1つにアンヘドニアが挙げられる。アンヘドニアは、快感情の消失や報酬に対する反応性の低下を示す症状である。うつ病と報酬に対する意思決定については、遅延割引課題を用いた検討がなされている。遅延割引課題では、即時に得られる小さな報酬と、遅延して得られる大きな報酬を比較する。遅延割引課題によって、遅延する報酬の価値をどの程度割引くかを検討することができる。うつ病は将来に対する悲観的態度や衝動性の高さを示し、将来の報酬を割り引くことが示されている(Takahashi et al., 2008)。一方で、アンヘドニアが高い場合、即時に得られる報酬に対する反応性の低下から、遅延する大きな報酬を選択する可能性も考えられる。そこで、Lempert & Pizzagalli (2010)は、遅延割引課題を用いてアンヘドニアが遅延する報酬の価値に対してどのような影響を持つのかを検討した。

Lempert & Pizzagalli (2010)は、アンヘドニアと遅延割引の関連を検討するため、大学生 39 名を対象に実験を行った。アンヘドニアの測定には Snaith-Hamilton Pleasure Scale (以下 SHAPS; Snaith et al., 1995)が用いられた。SHAPS は、快体験となりうる日常的な出来事について、どの程度当てはまるかを回答する自己記入式の尺度であ

る。なお, SHAPS は 14 項目で構成されており, 参加者に 2 件法(0: あてはまる, 1: あてはまらない)で回答を求め, 合計得点が 0 - 14 点の得点範囲となる尺度である。しかし, Lempert & Pizzagalli (2010)では, Franken, Rassin, Muris (2007)の議論に基づき, 各項目について参加者に 4 件法(1: とてもあてはまる, 2: あてはまる, 3: あてはまらない, 4: 全くあてはまらない)で回答を求めた。したがって, 得点範囲は 14 - 56 点となり, 尺度得点が高いほどアンヘドニアが高いことを示している。遅延割引課題としては, Richards et al. (1999)が作成した金銭報酬に対する遅延割引課題が用いられた。遅延割引課題では, 参加者は, 「即時に得られる報酬 2 ドル」と「遅延して得られる報酬 10 ドル」のような即時と遅延の 2 つの選択肢が呈示され, いずれか一方を選択するように求められる。Lempert & Pizzagalli (2010)では, このような参加者の選択によって, 各遅延報酬に対する主観的等価値(Indifference Value: 以下 IV)を求めた。IV は, 遅延する報酬に対し, 参加者が主観的に等価であると判断する即時報酬額, と定義される。IVを求めるために, Lempert & Pizzagalli (2010)では, 参加者が行った選択に基づいて, 即時報酬選択肢の報酬額を 0.5 ドル刻みで調整して呈示し, 参加者に繰り返し選択を行わせている。このように, 同一の遅延時間に対し, 繰り返し選択と調整を行うことで, 参加者が当該の遅延報酬に対し等価であるとする即時

報酬額を求めることができる。なお、遅延時間には、0, 2, 30, 180, 365 日後が設定された。

Lempert & Pizzagalli (2010)の研究では、IV に対し、双曲割引関数 (hyperbolic discount function), 指数関数(exponential function), q-指数関数(q-exponential function)の3種類のモデルを当てはめている。双曲割引関数(Mazur, 1987)では、各参加者の IV に対し、

$$IV = \frac{A}{1 + kD}$$

を当てはめることによって割引率を求める。なお、A は遅延報酬額、D は遅延時間を表している。そして、k は割引率を表しており、k の値が大きいほど、遅延時間が増加するにつれて遅延報酬の価値が割り引かれる。一方で、指数関数(Samuelson, 1937)では、各参加者の IV に対して、

$$IV = A \exp(-kD)$$

を当てはめることによって割引率を求める。指数関数においても、k の値が大きいほど、遅延する報酬の価値が大きく割り引かれる。しかし、双曲割引関数では、遅延時間の増加に伴い、価値割引の程度

が減衰するのに対し、指数関数では、遅延に伴って常に一定の割合で価値割引が生じる。最後に、 q -指数関数(Takahashi et al., 2008)モデルでは、各参加者の IV に対して、

$$IV = \frac{A}{(1 + (1 - q)k_q D)^{1/(1-q)}}$$

を当てはめることによって、割引率と選択の非一貫性 (inconsistency) を求める。なお、 q は参加者の選択の非一貫性を表している。 q の値が 0 に近いほど、参加者の意思決定は双曲割引関数に近いものになり、 q の値が 1 に近いほど、指数関数に近いものになる。

Lempert & Pizzagalli (2010) は、赤池情報量規準(Akaike Information Criteria: AIC)を用いてモデル比較を行っている。その結果、3 つのモデルのうち、双曲割引関数が最も予測力の高いモデルであることが示された。そのため、双曲割引モデルで推定された k を各参加者の割引率として扱い、SHAPS との相関係数を算出した。その結果、 $r = -0.42$ であり、5%水準で有意であった($p < 0.015$)。したがって、アンヘドニアが高い参加者ほど、遅延する大きな報酬額をより好むことが示された。

遅延割引課題を用いた多くの研究は、衝動性と関連する精神疾患や問題行動との関連に焦点を当ててきた (MacKillop, Amlung, Few, Ray, Sweet, & Munafò, 2011)。一方で、近年では、うつ病と遅延割引の関連は、活動性の低下や自殺の問題と結びつく重要な視座であると議論されている (Treadway, Bossaller, Shelton, & Zald, 2012; Winer, Drapeau, Veilleux, & Nadorff, 2016)。特に、うつ病の中核症状であるアンヘドニアは、報酬の予期や報酬に対する動機づけの低下を引き起こし、様々な行動的問題につながっているとされる (Treadway et al., 2012)。一方で、これらの議論に関する実証的根拠は十分に蓄積されていないのが現状である。したがって、Lempert & Pizzagalli (2010)の研究結果は、アンヘドニアと遅延割引の関連に関する貴重な知見であるといえる。

アンヘドニアと遅延割引課題に関する研究は、うつ病における意志決定のメカニズムを明らかにする上で重要な研究領域の 1 つである (Pulcu et al., 2014; Shankman, Katz, DeLizza, Sarapas, Gorka, & Campbell, 2014)。その一方で、うつ病と遅延割引課題に関する研究結果は一貫していないのが現状である。例えば、Pulcu et al. (2014)はうつ病患者を対象に遅延割引課題を実施し、うつ病群は健常対照群と比較して遅延する報酬をより大きく割り引くことを明らかにした。このことから、アンヘドニアはうつ病を構成するその他の症状とは意思決

定に対して異なる作用をもつ可能性も指摘されている(Must et al., 2013)。

アンヘドニアと遅延割引課題の関連についても、研究知見が一致していない(Cai et al., 2018)。Cai et al. (2018)はアンヘドニアを統合失調症における陰性症状の高さであると位置づけ、健常群を対象に遅延割引課題における意志決定との関連を検討している。その結果、Lempert & Pizzagalli (2010)とは逆に、アンヘドニアが高い参加者ほど、遅延する報酬の価値を割り引くことが示された。Cai et al. (2018)は、陰性症状の高い参加者はネガティブな情動が高い状態にあり、そのような参加者は遅延する報酬の価値を割り引く傾向にあるとしている。

Cai et al. (2018)がアンヘドニアの測定に用いている尺度は、社会的アンヘドニアを測定する Chapman Social Anhedonia Scale (CSAS: Eckblad et al., 1982; Chan et al., 2015)である。社会的アンヘドニアは統合失調症の陰性症状に位置付けられるため、Lempert & Pizzagalli (2010)とは、研究文脈においても、使用した尺度についても異なっている。しかし、アンヘドニアを快感情の喪失や低下と定義する点は共通しており、2つの尺度には似通った項目も多い。したがって、手続きの違いのみでこれらの相反する結果を説明することはできないと考えられる。

心理学研究の多くの分野において、その再現性に疑問が呈されるようになってきている (Open Science Collaboration, 2015)。Lempert & Pizzagalli (2010)の研究知見は、うつ病やアンヘドニアと遅延割引課題における意思決定を検討した他の研究とは、必ずしも一致しない (Cai et al., 2018; Pulcu et al., 2014)。したがって、再現可能性の観点から、Lempert & Pizzagalli (2010)の知見を再検討する必要があると考えられる。そこで本研究では、Lempert & Pizzagalli (2010)の追試を行い、結果の再現可能性について検討する。

本研究では、Lempert & Pizzagalli (2010)の研究を直接追試し、アンヘドニアと遅延割引課題で測定される割引率との間に負の相関関係が認められるか検証する。また、追試にあたり、研究参加対象者の範囲を広げ、可能な限り一般化可能性を高めることを試みる (Landers & Behrend, 2015)。そこで、クラウドソーシングサービスに登録している参加者に対し Web 上で実験を行う。VanderBroek, Acker, Palmer, de Wit, & MacKillop (2016)では、本研究で用いるものと同様のクラウドソーシングサービスである Amazon Mechanical Turk 上で遅延割引課題を実施している。したがって、Lempert & Pizzagalli (2010)の追試も Web 実験によって可能と考えられる。

本研究では、Web 実験を行うため、Lempert & Pizzagalli (2010)とは次の3点において異なる手続きを用いる。まず1つ目は、遅延割引

課題において、参加者の意欲を向上させる手続きを用いないことである。Lempert & Pizzagalli (2010)では、参加者に対し、「ランダムに選ばれたある試行において、遅延報酬選択肢を選んでいればその遅延時間後に、即時報酬選択肢を選んでいれば実験終了後に、選択した報酬額を受け取ることができる」と教示して実験を行っていた。これは、参加者により現実感をもって課題に取り組んでもらうための操作である。しかし、Bickel, Pitcock, & Angtuaco (2009)は 仮想的な報酬を用いた場合と現実の通貨を用いた場合とで、参加者の選択に差は生じないことを明らかにしている。したがって、仮想的な報酬を用いた遅延割引課題を行うことは再現性の検討に支障をきたさないと考えられる。

2 つ目の相違点は、Lempert & Pizzagalli (2010)で実施されている他の統制変数について測定を行わないことである。Lempert & Pizzagalli (2010)では、アンヘドニアと遅延割引課題における意志決定の関連を検討するに際して、ワーキングメモリ (Automated Operation Span Task; Unsworth et al., 2005)、抑うつ症状(Beck Depression Inventory-II; Beck et al., 1996)、衝動性(Barratt Impulsiveness Scale Version 11; Patton et al., 1995)を測定している。しかし、アンヘドニアと割引率の関連については、統制変数の有無に関わらず確認されていることから、これらの統制変数は両者の関連の再現性を検

討する上で必要ないものと考えられる。また、必ずしも必要ではない変数を測定することによる参加者の負担が Web 実験におけるデータの質を低下させる可能性を勘案し、上記の変数については測定せず、SHAPS と遅延割引課題の実施のみを行うこととした。

3 つ目の相違点は、参加者の除外基準の測定方法である。Lempert & Pizzagalli (2010) では、遅延割引課題における割引率に影響する要因として、薬物の使用や喫煙を挙げている。これらの要因を統制するため、精神疾患簡易構造化面接法(Mini International Neuropsychiatric Interview: MINI; Sheehan et al., 1998)を使用し、除外基準に該当する参加者を特定している。その結果、Lempert & Pizzagalli (2010) では、喫煙をしている者 2 名、マリファナ使用者 1 名が除外基準に該当したため、データの分析から除外されている。本研究では、データの取得を Web 上で行うため、面接法を用いる MINI を実施することができない。しかし、喫煙の有無や薬物使用の有無、精神疾患の既往歴等は、MINI を使用せずとも特定可能である。例えば、Schluter, Kim, & Hodgins (2018) では、Amazon Mechanical Turk を用いた Web 実験において、ギャンブル障害を対象に遅延割引課題を実施している。Schluter et al. (2018) の研究においても MINI を用いることなく、事前のスクリーニングによって臨床症状を特定し、研究に組み入れることができていた。そこで本研究では、Web

を用いたデータ取得を行う利点を考慮し, MINI を使用せずに除外基準を測定することとした。

2. 方法

2.1. 参加者

クラウドソーシングサービスのクラウドワークス

(<https://crowdworks.co.jp/>)に登録している右利きの日本語話者 165 名 (男性 78 名, 女性 87 名; 平均年齢(SD) = 40.0(9.36))を対象に研究を行った。クラウドワークスは, アンケートへの回答や, アプリケーションの作成等, 多様な業務を個人に発注するためのプラットフォームである。また, クラウドワークスは, 日本語話者の登録者数が多いため, 日本語を用いた心理学研究を行いやすいという特徴がある(伊藤, 2018)。本研究では, データ取得前に, Lempert & Pizzagalli (2010)において示されている効果量($r = -0.42$)と有意水準($\alpha = 0.05$)に対して, 高い検定力($1 - \beta = 0.99$)を用いて, 片側検定を行う場合における例数設計を行い, 必要サンプルサイズを 94 名と算出した。その上で, ウェブ実験による 40%の脱落率を考慮して, 最終的な必要サンプルサイズは 157 名に決定した。脱落率の設定にあたり, (1)WEB 調査では約 13% - 23%の脱落率が生じるとの報告があること(Miura & Kobayashi, 2016), (2)除外基準に該当する参加者も一定

数いる可能性があることを考慮して、上記のような保守的な脱落率を設定した。

Lempert & Pizzagalli (2010)と同様に、現在の喫煙習慣や薬物乱用の有無、身体または精神的な疾患に罹患しているかどうかを尋ね、これらの除外基準に該当した参加者は分析から除外した。また、三浦・小林 (2018)では、オンライン調査において最小限の努力で研究に参加する参加者(satisficers)の存在がデータの質を低下させる可能性を指摘している。本研究では,satisficers を検出する手続きとして、後述する Instructional Manipulation Check (IMC; 三浦・小林, 2018)を使用し、該当した参加者を分析から除外した。なお、データ収集前に、(1)必要サンプルサイズ(94 名)の完全データが得られるまで参加者の追加募集を継続すること、(2)参加者の募集が終了するまで統計解析を行わないことを定めていた。しかし、最初の参加者募集で必要サンプルサイズを満たしたため、追加募集は行わなかった。

2.2 Instructional Manipulation Check (IMC)

IMC は参加者が教示文を精読していないために生じる誤った反応を検出するための手続きである。本研究では、三浦・小林 (2016)および三浦・小林 (2018)を参考に、長文の教示文および質問項目を提示した。質問項目は、「私は電子メールを使ったことがない」という項目に、「はい」、「いいえ」、「わからない」の3択式で回

答するものであった。教示文の末尾には、「はい」に回答せよとの指示が書かれていた。本研究では、教示文末尾に付されている指示に従わなかった参加者、すなわち、「はい」以外の選択肢に回答した参加者を *satisficers* と定義し、該当した参加者を分析から除外した²。

2.3. Snaith-Hamilton Pleasure Scale

Snaith et al. (1985)が作成したアンヘドニアを測定する尺度である。Nagayama et al. (2012)が日本語版を作成している。本尺度では、「家族と過ごすことを楽しむ」や「小さなことに喜びを見つける」といった日常で体験しうる様々な出来事について、どの程度当てはまるかについて回答を求めた。Nagayama et al. (2012)では、パーキンソン病群と健常対照群を対象に信頼性および妥当性を検討している。その結果、全ての質問項目において再検査信頼性が示されている($\kappa = 0.34 - 0.76$)。また、アンヘドニアとの関連が指摘されているパーキンソン病の症状評価尺度との間に中程度の相関($\rho = 0.49$)が示されているため、収束的妥当性も満たされている。本研究では、Lempert & Pizzagalli (2010)に従い、4件法で回答を求めた。なお、「非常にあてはまる」を1、「全くあてはまらない」を4としてコーディングし、得点が高いほどアンヘドニアが高いことを示すものとした。

2.4. 遅延割引課題

Richards et al. (1999)の遅延割引課題には、遅延割引試行だけでなく、確率割引試行も含まれるが、Lempert & Pizzagalli (2010)では遅延割引試行のデータのみを解析している³。本研究も同様に、Richards et al. (1999)の遅延割引課題を用いるが、遅延割引試行のみを解析対象とした。遅延割引試行では、即時報酬選択肢と遅延報酬選択肢を対にして呈示した。参加者は「今すぐにもらえる X ドル」と「一定期間後にもらえる 10 ドル」のいずれか望ましい方を選択するよう求められた。一方、確率割引試行では、「確実にもらえる X ドル」と「一定の確率でもらえる 10 ドル」のいずれか望ましい方を選択するよう求められた。遅延報酬選択肢には、Lempert & Pizzagalli (2010)と同様に 0, 2, 30, 180, 365 日後の 5 種類が存在し、確率的報酬選択肢には 1.0, 0.9, 0.75, 0.5, 0.25 の 5 種類が存在した。即時報酬選択肢もしくは確実に報酬選択肢の金額は、ランダム金額調整手続き (random adjusting-amount procedure)を用いて決定された。ランダム金額調整手続きは、設定された上限と下限(課題の開始時点では上限が 10 ドルと下限が 0 ドル)からランダムに選んだ金額を呈示し、それに対する参加者の反応に応じて、その幅を調整し、その上限と下限の差が十分に縮まった点を主観的等価値とするアルゴリズムである(Richards et al., 1999)。遅延割引試行に確率割引試行を混ぜて実

施すること、ランダム金額調整手続きを用いることで、参加者に金額操作のアルゴリズムを悟られぬように主観的等価値を求めることができる。同様の理由で、70 試行目以降では、50%の試行を妨害試行とした。妨害試行では、遅延報酬選択肢における遅延時間 5 種類および確率的報酬選択肢における確率 5 種類の合計 10 種類と 0 ドルから 10 ドルの間でランダムに生成された報酬額の組み合わせが呈示された。なお、Lempert & Pizzagalli (2010)では、遅延報酬および確率的報酬には 10 ドルを設定していた。本研究では、参加者が金額を想起しやすくするため、1 ドル = 100 円換算で設定した。参加者は選択を行なったのち、今の選択で間違いないか尋ねられた。もし、参加者がいいえと回答した場合、参加者は前の画面に戻り、選択をやり直すことが可能であった。もし参加者がはいと回答した場合は、次の試行に移った。最終的に、ランダム金額調整手続きによって全ての遅延と確率において主観的等価値が求まった時点で課題を終了した。

2.5. 手続き

全ての手続きは、クラウドソーシングサービスのクラウドワークス上で行われた。まず、参加募集ページから研究内容および倫理的配慮に関する説明を記載したページへのリンクを用意した。研究に関する記載事項に同意をした参加者のみが WEB 実験に参加した。

同意取得にあたり、研究参加前および研究参加中において、あらゆる理由で研究への参加を辞退・中断した場合でも、参加者へ不利益が生じる可能性がないことを説明した。研究参加に同意した参加者に対して、まず IMC と SHAPS への回答を求め、その後遅延割引課題への取り組みを求めた。なお、質問紙および実験は Inquisit Web(Millisecond Software, LLC, Seattle, WA)を用いて行った。全ての手続きの所要時間として、15 分を要した。実験終了後、参加者は 340 円の謝金を得た。なおこの金額は、東京都の最低賃金を元に算出された。なお、本研究は、第二著者の所属機関における「ヒトを対象とした研究倫理委員会」において承認を得て行われた(倫理承認番号: 18-S003-6)。

2.6. データ解析

まず、Lempert & Pizzagalli (2010)で示された結果の再現性を検討するため、双曲割引関数を当てはめて各参加者の割引率 $\underline{k}$ を最尤推定法によって推定した。対数変換された割引率 $\underline{k}$ と、SHAPS の合計得点について、Pearson の積率相関係数を算出し、両者の関連を検討した。その後、3つのモデル(双曲割引関数、指数関数、 q -指数関数)について同様に推定を行い、AIC を用いてモデル比較し、最も予測力の高いモデルで得られた推定値を各参加者の割引率とした。そして、SHAPS の合計得点と対数変換した割引率 $\underline{k}$ について、Pearson の積

率相関係数を算出し、両者の関連を検討した。なお、各モデルの妥当性を検証するため、実データに対する当てはまりを決定係数 R^2 値によって評価した。 R^2 値の算出方法は、Kvålseth (1985) に従い、

$$R^2 = 1 - \frac{\sum (IV - \widehat{IV})^2}{\sum IV^2}$$

によって求めた。すなわち、 IV の全変動における、 IV の実測値と予測値の差の比率を 1 から差し引いたものである。また、Lempert & Pizzagalli (2010) の研究結果は、割引率 k に依存したものである可能性も考えられた。そこで本研究では、各参加者の遅延割引の程度を異なる指標で評価し、アンヘドニアとの関連を検討した。遅延割引課題では、モデルに依存しない割引率の指標として、曲線下面積 (Area Under the Curve: AUC) が用いられている (Myerson, Green, & Warusawitharana, 2001)。遅延割引課題における AUC は、各遅延時間に対する参加者の主観的等価値をプロットした際の曲線下面積として定義される。AUC は値が小さいほど遅延する報酬の価値を大きく割り引くことを表している。本研究では、AUC と SHAPS の合計得点についても、Pearson の積率相関係数を算出し、両者の関連を検討した。

2.7. 事前登録(pre-registration)

本研究の手続きおよび研究概要については、2019 年 4 月 18 日に PsyArXiv において事前登録を行った (<https://psyarxiv.com/4zbc5>)。な

お、最初の事前登録以降, PsyArXiv 上で 2 度(2019 年 4 月 25 日, 2019 年 5 月 21 日)事前登録内容のアップデートを行った。まず, 事前審査の過程で手続きの変更を行ったため, 再度倫理審査を受け, 承認を得た。2019 年 4 月 25 日時点におけるアップデートでは倫理承認番号の修正を行った。また, 方法に記載の脚注および Appendix に記載したように, Lempert & Pizzagalli (2010)に記載されている内容と実際に行われた実験手続きが異なることが明らかになった。そのため, 2019 年 5 月 21 日時点におけるアップデートで方法に記載されている遅延割引課題の手続きについて修正を行った。その後, 2019 年 5 月 27 日にデータを収集した。なお, 本研究の Appendix については Open Science Framework(<https://osf.io/acqb7/>), 実験プログラムおよび統計解析用のスクリプト, 公開用データについては Github(https://github.com/ykunisato/somatori_kunisato_2019_replication_study)にアップロードした。

3. 結果

165 名の参加者のうち, 左利きの参加者 3 名, 身体的・精神的疾患を有している参加者 18 名, 現在喫煙習慣がある参加者 22 名, IMC により *satisficers* に該当した 20 名を分析から除外した。分析

対象となった 110 名(男性 49 名, 女性 61 名)の平均年齢は 39.2 歳であった($SD = 8.27$)。⁴

分析対象となった 110 名のデータにおいて, SHAPS, 各モデルで推定された遅延割引率, AUC について記述統計量を算出した。その結果, SHAPS($\underline{M} = 26.37$, $\underline{SD} = 5.93$), 双曲割引関数を当てはめた場合の遅延割引率($\underline{M} = 0.07$, $\underline{SD} = 0.19$), 指数関数を当てはめた場合の遅延割引率($\underline{M} = 0.06$, $\underline{SD} = 0.19$), q-指数関数を当てはめた場合の遅延割引率($\underline{M} = 0.12$, $\underline{SD} = 0.25$), AUC($\underline{M} = 0.70$, $\underline{SD} = 0.28$)であった。また, SHAPS における Cronbach の α 係数を算出したところ, $\alpha = 0.87$ であった。⁵

Lempert & Pizzagalli (2010)で示された結果が再現されるかを検討するため, 双曲割引関数を当てはめて推定した各参加者の割引率と SHAPS との相関係数を算出した。その結果, 対数変換した割引率と SHAPS との間に有意な相関は示されなかった($r = 0.12$, $p = 0.25$, 95%CI [-0.08, 0.31])。対数変換した割引率と SHAPS の散布図を Figure 1A に示した。

続いて, Lempert & Pizzagalli (2010) で用いられた 3 つのモデルについて, AIC に基づいてモデル比較を行った。その結果, 指数関数 (AIC = -1.157208e+16) が双曲割引関数 (AIC = -5.560328e+15) および q-指数関数 (AIC = -6.380362e+14) と比較して最も予測に適したモデルであることが示された。指数関数を当てはめることによって推定された各参加者の割引率とアンヘドニアとの相関係数を算出した。その結果, 対数変換した割引率と SHAPS との間に有意な相関は示されなかった ($r = 0.17$, $p = 0.09$, 95% CI [-0.03, 0.35])。対数変換した割引率と SHAPS の散布図を Figure 1B に示した。

各モデルが実データに対して示す当てはまりを検討するため, 参加者ごとに R^2 値を算出し, モデルごとに平均した。その結果, 指数関数 ($R^2 = 0.684$) が双曲割引関数 ($R^2 = 0.675$) および q-指数関数 ($R^2 = 0.611$) に対して高い説明率を示した。なお, モデルごとに各参加者の R^2 の度数分布を Figure 2 に示した。また, 実データとモデルの適合を可視化するために, R^2 値が最大および最小の参加者の IV に対する各モデルの予測値を Figure 3 に示した。

モデルに依存しない遅延割引の指標も検討するため、AUC と SHAPS との相関を検討した。その結果、有意な相関は示されなかった($r = -0.12$, $p = 0.23$, 95%CI[-0.30, 0.07])。AUC と SHAPS の散布図を Figure 4 に示した。

4. 考察

5.1. Lempert & Pizzagalli (2010)の研究結果の再現性

本研究では、Lempert & Pizzagalli (2010)の研究結果の再現性を検証するため、双曲割引関数を用いて各参加者の割引率を推定し、アンヘドニアとの相関を検討した。その結果、対数変換した割引率とアンヘドニアとの間に有意な相関は示されず、Lempert & Pizzagalli (2010)の研究結果は再現されなかったといえる。その理由として、本研究では各参加者の割引率が非常に低い値に分布していることが挙げられる。Lempert & Pizzagalli (2010)において、双曲割引関数を用いて推定された割引率の対数変換後の値は-1 ~ -4 付近に分布しており、これは対数変換する前の割引率に戻すと 0.02 ~ 0.37 である。一方で本研究では、双曲割引関数を用いて推定した場合に 0.00005 - 0.007、指数関数を用いて推定した場合に 0.0001 - 0.05 付近に対数変

換前の割引率が分布している。すなわち、本研究における参加者の多くは遅延する報酬の価値をほとんど割り引かない参加者であり、床効果が生じたためにアンヘドニアとの関連が示されなかった可能性がある。なお、遅延割引研究における割引率の分布は、研究によって大きく異なっている。例えば、Takahashi et al. (2008)では、参加者の割引率は、 q -指数関数を用いて推定した場合に 0.0004 - 0.0006 付近に分布していることが報告されている。一方で、Richards et al. (1999)では、参加者の割引率は双曲割引関数を用いた場合に 0.001 - 0.700、指数関数を用いた場合に 0.001 - 0.490 に分布している。

遅延割引課題は、研究に組み入れた参加者集団の影響が大きく、個々の研究結果は一致しにくい傾向がある。例えば、MacKillop et al. (2011)は、遅延割引と依存についてメタアナリシスを行っている。その結果、メタアナリシスの結果としては、アルコール依存やニコチン依存は割引率を高めるという結果を示したが、個別の研究結果は大きくばらついていて、特に、割引率について、アルコールやニコチンなどの依存症群と健常対照群との間に統計的に有意な差を示した研究もあれば、そうではない研究も挙げられていた。同様のこ

とは、割引率と注意欠陥・多動性障害の関連について行われたメタアナリシスでも確認されている(Jacksona & MacKillop, 2016)。

割引率に影響を与える参加者の要因としては、年齢が挙げられる(Green, Fry, & Myerson, 1994; Reimers, Maylor, Stewart, & Chater, 2009)。Green et al. (1994)は小学生、大学生、高齢者を対象に遅延割引課題を実施し、割引率に対する年齢の影響を検討している。その結果、年齢が上がるほど、割引率が低下することを示した。例えば、本研究や Takahashi et al. (2008)における参加者の平均年齢は 39.2 – 47.6 であるが、Lempert & Pizzagalli (2010)では 26.3 である。また、Richards et al. (1999)は 21 - 35 歳の参加者を対象に研究を行っている。参加者集団における異質性の高さも、個々の研究結果の再現性に影響を与えている可能性がある。

5.2. モデル比較に基づく再現性の検討

AIC に基づいてモデル比較を行った結果、指数関数が最も将来のデータを予測するモデルであることが示された。しかし、指数関数を用いた場合でも、対数変換した割引率とアンヘドニアの間に有意な相関は見られず、Lempert & Pizzagalli (2010)の結果は再現されなか

った。したがって、本研究で Lempert & Pizzagalli (2010)の結果が再現されなかったことは、当てはめたモデルの違いによるものではないと考えられる。

個々の一次研究において、割引率を推定するために用いられる関数が異なることは、遅延割引研究における異質性の高さを示している。多くの遅延割引研究では、割引率を推定するために複数の関数を当てはめ、モデル比較を行った上で最適なモデルを選択し、仮説を検証している(Lempert & Pizzagalli, 2010; Palcu et al., 2013; MacKillop et al., 2011)。それぞれの遅延割引モデルの違いは、主観的等価値が減衰していく過程にある(Sozou et al., 1998; Takahashi et al., 2008; Rachlin, Raineri, & Cross, 1991)。すなわち、各研究で用いられる割引モデルが異なることは、それぞれの研究で組み入れられた参加者集団において主観的等価値の減衰過程が異なることを意味している。遅延割引という現象におけるこのような異質性の高さは、研究結果の再現性を脅かす要因であると言える。

5.3. R^2 値によるモデルの当てはまりの評価

R^2 値による評価では、指数関数が最も高い当てはまりを示した ($R^2 = 0.684$)。しかし、それぞれのモデルにおける R^2 値の分布をみると、多くの参加者の R^2 値はいずれのモデルでも 1 に近く、十分な当てはまりを示している。一部の参加者において極端に当てはまりが悪く、その数によって各モデルの差異が生じていると言える。したがって、 R^2 値の結果に基づいて指数関数がデータに対する当てはまりの良いモデルであると結論づけることはできない。

各モデルの当てはまりを R^2 値で評価することには、2 つの問題があると考えられる。1 つ目は、 R^2 値の算出方法に複数の定義が存在しており (Kvålseth, 1985)、遅延割引研究において R^2 値の算出方法まで明記している論文は少ない点である。そのため、異なる研究間でモデルの当てはまりを比較することが難しくなっている。Richards et al. (1999) でも、双曲割引関数と指数割引関数を当てはめた結果の R^2 値が報告されており、本研究と同程度の値である。しかし、Richards et al. (1999) の R^2 がどのようにして算出されたのか不明なため、本研究のモデルの当てはまり度合いを先行研究と比較することはできない。

2 つ目の問題点として、 R^2 値はもともと線形関数の当てはまりを評価するために開発されたものであり、非線形関数の当てはまりを評価するのに適切ではないことである(Hu, Shao, & Palta, 2006)。本研究においても、 R^2 値が最大あるいは最小の参加者のモデルの当てはまりが、 R^2 値が示すほど良い、あるいは悪いとは言えない(Figure 3)。Hu et al. (2006)はロジスティック回帰などの非線形回帰を行う場合の R^2 値に相当するものとして、pseud- R^2 の使用を提案している。しかし、pseud- R^2 にも複数の定義があり、1 つ目の問題点が解消されていない。現状では、モデル比較については AIC などの適合度指標を使用し、 R^2 値はモデルの全般的な当てはまりを評価するにとどめるのが適切であると考えられる。

5.4. AUC を用いた再現性の検討

AUC を各参加者の割引率の指標としてアンヘドニアとの関連を検討した結果、両者に有意な相関は示されなかった。AUC は値が大きいほど遅延する報酬の価値を割り引かないことを示す指標であるが(Borges, Kuang, & Milhorn, 2016)、本研究では、有意ではないものの SHAPS と負の相関を示している。したがって、データの傾向

としては、アンヘドニアが高いほど、遅延する報酬の価値をより割り引く可能性が示唆された。これは、Lempert & Pizzagalli (2010)の研究結果とは対立する結果であるが、うつ病と遅延割引の関連についての研究結果(Pulcu et al., 2014; Takahashi et al., 2008)とは一致している。すなわち、Pulcu et al. (2014)はうつ病と遅延割引の関連について、抑うつ気分の高まりや将来に対する悲観的態度から、目先の報酬の価値を高く評価する、と指摘している。AUCの結果に基づけば、アンヘドニアもそれらの抑うつ症状と同様に、将来の報酬に対する感受性の低下に寄与している可能性も考えられる。

しかし、5.1 節でも述べた通り、遅延割引に関する知見は、単一の研究結果から導くべきではないと考えられる。また、Borges, Kuang, Milhorn, & Yi (2016)は、AUC は遅延割引課題に使用した場合、参加者の割引率を正確に評価できないことを指摘している。Borges et al. (2016)は、その理由として、用いられる遅延時間の間隔が一定ではないため、主観的等価値が AUC に与える影響は、遅延時間によって異なることを挙げている。すなわち、Borges et al. (2016)は、短い遅延時間における主観的等価値の減少は AUC にほとんど影響を持た

ないが、長い遅延時間における主観的等価値の減少は AUC を過剰に小さくすることを指摘している。したがって、本研究における AUC の結果は、統計的に有意ではないことも踏まえると、今後のメタアナリシスによって評価されるべきであると考えられる。

5.5. Lempert & Pizzagalli (2010)の追試のまとめ

本研究では、Lempert & Pizzagalli (2010)の追試を行い、アンヘドニアと遅延割引課題における割引率の関連を検討した。その結果、Lempert & Pizzagalli (2010)の研究結果は再現されず、アンヘドニアと遅延割引の間に統計的に有意な関連は示されなかった。しかしこの結果は、Lempert & Pizzagalli (2010)の研究手続きが再現性の低い方法であることを示すものではない。本研究で用いた割引関数は各参加者の IV に良く適合しており、割引率の推定自体は適切に行うことができたものと思われる。また、AUC を用いた分析でも、Lempert & Pizzagalli (2010)の研究結果は再現できなかったため、割引率を定量化する手法の問題ではないと考えられる。むしろ、MacKillop et al. (2011)や Jacksona & MacKillop (2016)の事例に従えば、遅延割引に関する研究結果は一次研究レベルでは再現しにくいものと考えられ

る。本研究は、アンヘドニアと遅延割引の関連についてもそのような傾向を示すことができたという点で意義があると考えられる。したがって、アンヘドニアと遅延割引の関連についても、単一の研究知見から結論づけるのではなく、多くの研究を蓄積し、メタアナリシスによってその関連性を評価していく必要がある。また、その際には、参加者の社会経済的地位や収入、家族構成等のデモグラフィックデータについて報告する必要があるだろう。本研究では、Lempert & Pizzagalli (2010)の研究手続きを可能な限り再現することを意識したため、Lempert & Pizzagalli (2010)で測定されていない変数を測定することを避けた。しかし、結果として遅延割引研究における異質性の高さが問題となり、かつ、本研究で用いた Web 実験という手法が特殊な参加者集団を対象としてしまった可能性もあったことから、その確認のためにも種々のデモグラフィックデータを測定する必要があったと言える。

5.6. 事前審査(pre-review)つき事前登録制(pre-registration)の意義と問題点

本論文は、事前審査(pre-review)つき事前登録制(pre-registration)に則って執筆されている。事前審査を行うにあたり、サンプルサイズやデータの取得方法、詳細な実験手続き、仮説の検証方法を予め定める必要があった。また、事前登録を行うことによって、本論文で実施されている手続きや統計解析が、事前登録されたものと同一であるかどうかは、読者によって検証可能である。この一連の手続きによって本研究では、データ取得後に新たに仮説を設定し直すことも、それに合うような統計解析を行うことも、そして、統計的に有意な結果が得られるように統計手法や変数を選択することもできなくなっている。これらのことから、事前審査付き事前登録制を採用することは、研究の再現可能性の問題や、それに関連する研究不正防止に対して、一定の寄与を示すと考えられる。

一方で、事前審査を実施することは、論文採択に関わる研究の審美的基準を、研究結果ではなく研究計画に求めることを意味する。しかし、ある研究が実施に値する研究かどうかを決める統一的基準は存在せず、比較的頑健な現象や手法のみを用いた「手堅い」研究ばかりが事前審査を通過し、心理学研究が画一化に向かう懸念もあ

るのではないか。もちろん、事前審査付き事前登録制が、研究手続きのブラックボックス化を防ぎ、結果として再現性の高まりに寄与するかもしれない。しかし、その運用方法については、慎重に検討していく必要があると思われる。

最後に、本研究を実施することで得た、事前審査つき事前登録制の利点について述べる。本節の冒頭で述べた通り、事前審査付き事前登録制では、質問紙の構成や実験課題の詳細などの手続きと、仮説検証のための統計解析手法をあらかじめ定めておく必要がある。

このことは、データ収集後に生じうる HARKing や p-hacking などの問題のある研究実践(QRPs)の減少に寄与すると言える(池田・平石, 2016; Wagenmakers, Wetzels, Borsboom, van der Maas, & Kievit, 2012; Wiseman, Watt, & Kornbrot, 2019)。しかしそれだけではなく、研究手続きや統計解析手法の問題点を事前に解消しておくことにも繋がると考えられる。本研究では、Lempert & Pizzagalli (2010)の追試を行うことを目的としたが、Lempert & Pizzagalli (2010)の論文における記載内容は、Lempert & Pizzagalli (2010)で引用されている Richards et al. (1999)の実験手続きと異なっていた。この点を解決すべく著者問い

合わせを行った結果, Lempert & Pizzagalli (2010)の論文での内容は実際に
行われた手続と一部異なることが明らかになった。正確な実験
手続きの把握に努めることは事前審査付き事前登録制を行ってなく
ともすべきであるが, あらかじめ実験手続きの公開を義務付けられ
ていたことは, 著者間い合わせの動機づけに寄与したと言える。ま
た, 今回の追試研究では義務付けられていなかったが, 統計解析手
法についても解析プログラムも含めたより詳細な手続きの事前登録
を行うべきかもしれない。本研究では, 遅延割引モデルの実データ
に対する当てはまりを評価するために R^2 値を用いることとしてい
た。ところが, データ収集後に統計解析を行ってみると, R^2 値を用
いることは, (1)複数の算出方法が存在すること, (2)非線形関数の当
てはまりの評価に R^2 値を用いるのは適切ではないことの2点にお
いて妥当性を欠くことが明らかになった。これらの点にデータ収集
前に気づくことができれば, より良い方法を事前に定めておくこと
もできたかもしれない。そこで例えば, データ収集前に事前にデモ
データや予備実験データを用意しておき, 解析のためのプログラム
もしくは詳細な手順書の作成も併せて行っておくべきではないだろ

うか。また、その際のプログラムまたは手順書を事前登録しておき、統計解析の手順までをオープンにしておくのも良いだろう。このようにしておけば、実際に解析を始めてから初めて気づくような問題の解消や、データ収集後に統計解析方針を変更せざるをえないような事態を避けることもできるといえる。

本邦において、事前審査付き事前登録制の意義や問題点、およびそれらを実施するための工夫については、今後さらなる蓄積が望まれる。本研究がそのための露払いとなれば幸いである。

5. 引用文献

- Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. K. (1996). Beck depression inventory-II. San Antonio, 78, 490-498.
- Bickel, W. K., Pitcock, J. A., Yi, R., & Angtuaco, E. J. (2009). Congruence of BOLD response across intertemporal choice conditions: fictive and real money gains and losses. Journal of Neuroscience, 29, 8839-8846.
- Borges, A. M., Kuang, J., Milhorn, H., & Yi, R. (2016). An alternative approach to calculating Area - Under - the - Curve (AUC) in delay discounting research. Journal of the experimental analysis of behavior, 106, 145-155.

Cai, X. L., Weigl, M., Liu, B. H., Cheung, E. F., Ding, J. H., & Chan, R. C.

(2018). Delay discounting and affective priming in individuals with negative schizotypy. Schizophrenia research. Advance online publication. doi: 10.1016/j.schres.2018.12.040

Chan, R. C., Shi, H. S., Geng, F. L., Liu, W. H., Yan, C., Wang, Y., &

Gooding, D. C. (2015). The Chapman psychosis-proneness scales: consistency across culture and time. Psychiatry research, 228, 143-149.

Eckblad, M. L., Chapman, L. J., Chapman, J. P., & Mishlove, M. (1982).

The revised social anhedonia scale. Unpublished test.

Green, L., Fry, A. F., & Myerson, J. (1994). Discounting of delayed

rewards: A life-span comparison. Psychological science, 5, 33-36.

Hu, B., Shao, J., & Palta, M. (2006). Pseudo-R² in logistic regression

model. Statistica Sinica, 16, 847.

池田功毅・平石界 (2016). 心理学における再現可能性危機: 問題の

構造と解決策. 心理学評論, 59, 3-14.

伊藤言 (2018). 日本の研究者がクラウドソーシングを使いこなすに

は 心理学ワールド, 82, 27-28.

Jackson, J. N., & MacKillop, J. (2016). Attention-deficit/hyperactivity

disorder and monetary delay discounting: a meta-analysis of case-

- control studies. *Biological Psychiatry: Cognitive Neuroscience and Neuroimaging*, 1, 316-325.
- Johnson, M. W., & Bickel, W. K. (2002). Within - subject comparison of real and hypothetical money rewards in delay discounting. *Journal of the experimental analysis of behavior*, 77, 129-146.
- Kvålseth, T. O. (1985). Cautionary note about R². *The American Statistician*, 39, 279-285.
- Landers, R. N., & Behrend, T. S. (2015). An inconvenient truth: Arbitrary distinctions between organizational, Mechanical Turk, and other convenience samples. *Industrial and Organizational Psychology*, 8, 142-164.
- Lempert, K. M., & Pizzagalli, D. A. (2010). Delay discounting and future-directed thinking in anhedonic individuals. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 41, 258-264.
- MacKillop, J., Amlung, M. T., Few, L. R., Ray, L. A., Sweet, L. H., & Munafò, M. R. (2011). Delayed reward discounting and addictive behavior: a meta-analysis. *Psychopharmacology*, 216, 305-321.
- Mazur, J. E. (1987). An adjusting procedure for studying delayed reinforcement. *Commons*, M.L.; Mazur, J.E.; Nevin, J.A., 55-73.

Miura, A., & Kobayashi, T. (2016). Survey satisficing inflates stereotypical responses in online experiment: The case of immigration study.

Frontiers in psychology, 7, 1-10.

三浦麻子, & 小林哲郎. (2018). オンライン調査における努力の最小限化が回答行動に及ぼす影響. 行動計量学, 45, 1-11.

Must, A., Horvath, S., Nemeth, V. L., & Janka, Z. (2013). The Iowa Gambling Task in depression—what have we learned about sub-optimal decision-making strategies? Frontiers in psychology, 4, 732.

Myerson, J., Green, L., & Warusawitharana, M. (2001). Area under the curve as a measure of discounting. Journal of the Experimental Analysis of Behavior, 76, 235-243.

Nagayama, H., Kubo, S. I., Hatano, T., Hamada, S., Maeda, T., Hasegawa, T., ... & Kano, O. (2012). Validity and reliability assessment of a Japanese version of the Snaith-Hamilton pleasure scale. Internal Medicine, 51, 865-869.

Open Science Collaboration. (2015). Estimating the reproducibility of psychological science. Science, 349.

Patton, J. H., Stanford, M. S., & Barratt, E. S. (1995). Factor structure of the Barratt impulsiveness scale. Journal of clinical psychology, 51, 768-774.

- Pulcu, E., Trotter, P. D., Thomas, E. J., McFarquhar, M., Juhász, G., Sahakian, B. J., ... & Elliott, R. (2014). Temporal discounting in major depressive disorder. Psychological medicine, 44, 1825-1834.
- Rachlin, H., Raineri, A., & Cross, D. (1991). Subjective probability and delay. Journal of the experimental analysis of behavior, 55, 233-244.
- Reimers, S., Maylor, E. A., Stewart, N., & Chater, N. (2009). Associations between a one-shot delay discounting measure and age, income, education and real-world impulsive behavior. Personality and Individual Differences, 47, 973-978.
- Richards, J. B., Zhang, L., Mitchell, S. H., & De Wit, H. (1999). Delay or probability discounting in a model of impulsive behavior: effect of alcohol. Journal of the experimental analysis of behavior, 71, 121-143.
- Samuelson, P. A. (1937). A note on measurement of utility. The review of economic studies, 4, 155-161.
- Schluter, M. G., Kim, H. S., & Hodgins, D. C. (2018). Obtaining quality data using behavioral measures of impulsivity in gambling research with Amazon's Mechanical Turk. Journal of behavioral addictions, 7, 1122-1131.
- Shankman, S. A., Katz, A. C., DeLizza, A. A., Sarapas, C., Gorka, S. M., & Campbell, M. L. (2014). The different facets of anhedonia and their

- associations with different psychopathologies. In Anhedonia: A Comprehensive Handbook Volume I (pp. 3-22). Springer, Dordrecht.
- Sheehan, D. V., Lecrubier, Y., Sheehan, K. H., Amorim, P., Janavs, J., Weiller, E., ... & Dunbar, G. C. (1998). The Mini-International Neuropsychiatric Interview (MINI): the development and validation of a structured diagnostic psychiatric interview for DSM-IV and ICD-10. The Journal of clinical psychiatry, 57, 34-57.
- Snaith, R. P., Hamilton, M., Morley, S., Humayan, A., Hargreaves, D., & Trigwell, P. (1995). A scale for the assessment of hedonic tone the Snaith–Hamilton Pleasure Scale. The British Journal of Psychiatry, 167, 99-103.
- Takahashi, T., Oono, H., Inoue, T., Boku, S., Kako, Y., Kitaichi, Y., ... & Tanaka, T. (2011). Depressive patients are more impulsive and inconsistent in intertemporal choice behavior for monetary gain and loss than healthy subjects-An analysis based on Tsallis' statistics. arXiv preprint arXiv:1111.6493.
- Treadway, M. T., Bossaller, N. A., Shelton, R. C., & Zald, D. H. (2012). Effort-based decision-making in major depressive disorder: a translational model of motivational anhedonia. Journal of abnormal psychology, 121, 553-558.

Unsworth, N., Heitz, R. P., Schrock, J. C., & Engle, R. W. (2005). An

automated version of the operation span task. Behavior research

methods, 37, 498-505.

VanderBroek, L., Acker, J., Palmer, A. A., de Wit, H., & MacKillop, J.

(2016). Interrelationships among parental family history of substance

misuse, delay discounting, and personal substance use.

Psychopharmacology, 233, 39-48.

Winer, E. S., Drapeau, C. W., Veilleux, J. C., & Nadorff, M. R. (2016). The

association between anhedonia, suicidal ideation, and suicide attempts

in a large student sample. Archives of suicide research, 20, 265-272.

Wiseman, R., Watt, C., & Kornbrot, D. (2019). Registered reports: an early

example and analysis. PeerJ, 7, e6232.

¹ 本論文は、JSPS 科研費 JP16H05957 と専修大学特別研究員(特例)制度の支援を受けて執筆された。

² 事前審査で採択を受けた段階では、本研究における IMC の手続きを三浦・小林(2018)に従い、自由記述で「読んだ」と回答させるものであった。しかし、Web 実験のプログラムを作成した際、自由記述による回答方式ではデータに欠落が生じうる可能性があった。そこで三浦・小林(2016)においても用いられている選択式の手続きを用いることとした。

³ 第一著者に問い合わせを行ったところ、Lempert & Pizzagalli (2010)に記載されている内容と、実際に行われた遅延割引課題が異なっていた。本研究では、実際に行われた遅延割引課題と同様の手続きを用いた。経緯及び変更の詳細は Appendix に記載した。

⁴ 除外基準に該当した参加者群および統計解析に組み入れられた参加者群において、参加者属性等を比較するために t 検定を行った。なお、この t 検定は事前登録(第 1 段階論文)において計画していなかった解析であるが、本論文(第 2 段階論文)の査読過程で追加した

ものである。その結果、性別、年齢、SHAPS、遅延割引課題における割引率およびAUCについて、群間に有意な差は認められなかった(性別: $g = 0.16$, $t(107.24) = 0.99$, $p = 0.33$; 年齢: $g = 0.22$, $t(84.59) = 1.32$, $p = 0.19$; SHAPS: $g = -0.25$, $t(100.33) = 1.55$, $p = 0.12$; 双曲割引関数を当てはめた場合の遅延割引率: $g = -0.07$, $t(142.54) = -0.40$, $p = 0.69$; 指数関数を当てはめた場合の遅延割引率: $g = -0.05$, $t(131.87) = -0.30$, $p = 0.76$; q-指数関数を当てはめた場合の遅延割引率: $g = 0.09$, $t(94.40) = 0.55$, $p = 0.58$; AUC: $g = -0.08$, $t(96.55) = -0.46$, $p = 0.64$)。

⁵ なお、この解析は、事前登録(第1段階論文)において予定していたものではなかったが、本論文(第2段階論文)の査読過程で追加したものである。

Figure 1: 対数変換した割引率とアンヘドニアの散布図
直線は割引率からアンヘドニアへの回帰直線、網掛けは95%信頼区間を表す。

Figure 2: 各モデルにおける参加者ごとの R^2 値

Figure 3: 各遅延時間におけるIPとIPの予測値
 双曲割引関数、指数関数、 σ -指数関数における R^2 値の平均値が最大の参加者(ID: 38)、最小の参加者(ID: 72)の各遅延時間におけるIPとIPの予測値を示した。図中の点はIPを表し、実線は予測値を表す。

Figure 4: アンヘッドニアとAUCの散布図

直線はAUC(Area Under the Curve)からアンヘッドニアへの回帰直線、網掛けは95%信頼区間を表す。