

慶應義塾大学経済学部研究プロジェクト

最終成果論文（2012年度）

時間割引率に関する実証分析

～失業等の社会的・経済的属性との関係、
不安感と符号効果～

経済学部 4年

前田和馬

指導教員：大垣昌夫

目次

1.	本稿の位置づけ	1
2.	時間割引率の決定要因	3
2.1.	はじめに	3
2.2.	先行研究と本分析の位置づけ	4
2.3.	データ	5
2.4.	分析手法	6
2.5.	分析結果	8
2.6.	おわりに	12
2.7.	参考文献	12
3.	失業と内生的時間割引率	14
3.1.	はじめに	14
3.2.	分析手法	16
3.3.	分析結果	18
3.4.	おわりに	20
3.5.	参考文献	21
4.	不安感と符号効果	23
4.1.	はじめに	23
4.2.	データ	24
4.3.	分析結果	27
4.4.	おわりに	28
4.5.	参考文献	29
5.	結びにかえて	30
	付録 A：質問票	31

1. 本稿の位置づけ¹

時間割引率とは、将来における消費や余暇からの効用を、現在の効用と足し合わせるように割り引くために想定されるものであり、各経済主体が異時点間の選択を行う際に重要な意味を持つ選好パラメータである。

時間割引率の高い人は「せっかちな」人、逆に割引率の低い人は「忍耐強い」人と考えられている。前者は将来のことよりも現在の満足感を重視する傾向が強く、後者は現在のことを将来の満足感のために我慢する傾向が強い人である。時間割引率の高低は、経済学において主に、家計の消費と貯蓄に対する最適化を行う際に重要な意味を担ってきた。時間割引率の高いせっかちな人は、そうでない忍耐強い人よりも、消費に対する性向が強く貯蓄をあまりしないと捉えられている。そのほかにも、最近では飲酒、肥満、喫煙、ギャンブルなどの研究に対しても時間割引率が利用されることが多い。

時間割引率は家計の消費貯蓄行動のみならず、様々な日常行動に関わりがある選好パラメータであり、個人の時間割引率がどのように異なっており、またそれらの違いがどのような行動に違いをもたらすのかを解明することは、多くの経済分析を行う上での重要な課題の一つである。本稿では、時間割引率への理解を深めるという目的の下、日本家計パネル調査（以下 JHPS: Japan Household Panel Survey）によるアンケートデータを用い、時間割引率に関する三つの実証分析を行った。

まず一つ目として第2章では、時間割引率が学歴や年齢、家族構成といった社会的・経済的属性によって異なるのかを、Harrison et al.(2002)に倣って分析を行った。その結果、

¹本稿の分析に際して、慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点による「日本家計パネル調査（JHPS）」の個票データの提供を受けた。

時間割引率に関する実証分析（前田和馬）

時間割引率はこれらの属性によって異なっており、特に①若年層や高齢層は中高年と比較して忍耐強いこと、②大都市居住者はせっかちであること、③失業している人はそうでない人よりも忍耐強いことがわかった。

次に第3章では、前述の分析結果から先行研究と整合的であった失業に関して、因果関係を確かめるために操作変数法を用いた分析を行った。その結果、時間割引率が高いほど失業しやすいが、失業した場合には時間割引率が有意に低下することが確認された。

最後に第4章では、時間割引率における符号効果を持つ人々が不安感を抱きやすいか否かについて分析した。符号効果とは、損失に対する時間割引率が利得に対するそれよりも低くなることであり、多くの先行研究で観察されているものである。分析の結果から、符号効果を持つ人はそれを持たない人よりも不安感を抱きやすいことがわかった。また、危険回避度、年齢、世帯年収、金融資産、持家の有無、大卒、失業といった要素も不安感に影響を及ぼしていることがわかった。

本稿は前述したように別々の三つの分析より構成されており、第2章から第4章は独立した論文としてそれぞれの章で完結しているため、読者は自分の興味のある章以外を読み飛ばしてもらっても構わない。

2. 時間割引率の決定要因

本分析では、日本家計パネル調査（JHPS）の 2011 年のデータを用いて、時間割引率が学歴や所得といった社会的属性によってどのように異なるかを測定した。その結果、①高齢者（65-75 歳）、若年（20-34 歳）、中年（35-49 歳）、中高年（50-64 歳）の順に時間割引率が低いこと、②大都市居住者の割引率は高いこと、③失業者の割引率が低いことが観察され、同時に社会的属性による時間割引率の異質性が観察された。

2.1. はじめに

時間割引率（もしくは時間選好率）は、将来における利得や効用を現在価値に置き換える際に想定されるものであり、各経済主体が異時点間の最適化を行う際に重要な意味を持つ選好パラメータの一つである。例えば貯蓄と消費行動、利子率と資産価格に関わる分析において、時間割引率は重要な意味を担っている。一般に時間割引率の高い人は impatient（せっかち）とされ、それが低い patient な人よりも衝動的で短絡的な行動に出やすいと考えられている。

Becker and Mulligan(1997)が主張するようにかつての経済分析においては、時間割引率は外生的かつ時間を通じて一定であると仮定するのが一般的であった。しかしながら近年の研究において、時間割引率の異質性や内生性に関していくつかの実証的な分析がなされている。例えば、Harrison et al.(2002)ではデンマークのデータを用いて、教育水準や

所得水準ごとにグループを分けると、グループ間で時間割引率が異なっていることを報告している。

本分析では、Harrison et al.(2002)を参考に学歴や所得、年齢などの社会的属性が時間割引率にどのように影響を与えているのか分析した。その結果、①高齢者（65-75歳）、若年（20-34歳）、中年（35-49歳）、中高年（50-64歳）の順に時間割引率が低く patient であること、②大都市居住者の割引率は高いこと、③失業者の割引率が低いことが観察された。失業者の割引率が低くなることは、先行研究と整合的であった。

2.2. 先行研究と本分析の位置づけ

時間割引率と社会的・経済的属性の関係性に関しては、例えば Lawrence(1991)は PSID データから消費のオイラー方程式を用いて割引率の異質性を検証し、低所得グループは高所得グループよりも割引率が高く、人種や教育水準を考慮するとその割引率の差は拡大することが報告されている。Tanaka et al.(2010)では、ベトナムの実験データを用いて所得水準の高さと時間割引率に負の相関を見出している。他にも Samwick(1998)はアメリカにおける家計資産のデータから、年齢が上昇するにつれて時間割引率が低下することを示している。

所得階層や世代間の異質性に焦点が当たることが多い時間割引率の分析に対して、Harrison et al.(2002)ではデンマークの無作為サンプルを用いて実験を行い、広範な社会的属性を用いてグループ分けを行った結果、様々な社会的属性によって割引率が異なっていることが観察されている。

本分析の貢献は、Harrison et al.(2002)と同様の分析手法で、社会的属性による時間割引率の違いを、日本のデータを用いて分析していることである²。日本のデータを用いた時間割引率の異質性に関する論文は、例えば年齢層別の時間割引率を測定した平田(2008)など一部のものに限られており、包括的な社会・経済属性を分析したものは非常に少ない。また、池田・大竹・筒井(2005)では学歴や性別といった要素と時間割引率の関係性を分析しているが、サンプル数は JHPS に比べると少なくなっている。大規模無作為サンプルである JHPS データを用いて Harrison et al.(2002)と同様の分析をしている研究は、日本においていまだ存在せず、その点は本分析の大きな貢献である。

2.3. データ

本分析で用いるデータは、日本家計パネル調査（JHPS）の 2011 年データであり、分析対象は 21 歳から 75 歳の男女である。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 年から第一回の調査を開始した³。分析に使用する 2011 年データにおいては 3490 人の対象者から 3160 人分のサンプルを回収している。JHPS2011 では従来のパネル調査と同様に家計の所得や家族構成のデータに加えて、時間割引率に関するアンケートが存在する。時間割引率の実験による測定は学生を対象としているものが多いのに対し（例えば Benzion et al.(1989)や Collier and Williams(1999)）、このデータは全国の成人が対象でありサンプル数も大きいことに利点がある。

² Harrison et al.(2002)では、将来における選択金額を実際に一部の被験者に支払っており、これは本稿で用いる JHPS データには無い特質である。Kirby and Marakovic(1995)は選択肢の金額が実際に支給される時は、それが存在しない時よりも時間割引率が高くなることを報告している。一方、Collier and Williams(1999)ではこの現象が必ずしも支持されず、Harrison et al.(2002)でも報酬を実際に受け取れる確率が低いほど、時間割引率は高くなっている。Fredrick et al.(2002)は、実験における金額支給の有無が時間割引率の違いを生むという仮説に対して、その検証手法の難しさを指摘しながら、それを支持する明確な分析結果はいまだ存在しないと結論付けている。

³ JHPS は毎年 1 月最終日に調査を実施している。

時間割引率に関する実証分析（前田和馬）

時間割引率に関するアンケート質問は以下のようなものである。

問1 あなたは今日1万円もらうかわりに、7日（1週間）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%

この質問を期間、金額、支払と受取を変更して、合計5つ行っている。全ての質問項目については、付録Aの通りである。

2.4. 分析手法

Harrison et al.(2002)にならい、時間割引率の区間データを被説明変数として回帰分析を行う。上述のように、時間割引率の質問に対する回答は離散データであるので、時間割引率は隣接する選択肢との中央の値を境界とし、その間に含まれると仮定する。例えば上述の問1に対する回答結果が「2」である場合、時間割引率は-5%から5%の区間に収まる。また回答結果が「1」や「8」の場合は、それぞれ時間割引率が-5%以下、250%以上と仮定する。また、時間割引率の質問は一人につき5つ行われているが、これらをプールしたものを被背説明変数として扱う。

説明変数としては、質問項目、性別、年齢層、世帯所得、学歴、居住地、持家の有無、失業の有無、定年退職、婚姻関係の有無、子供の有無といった社会的属性を全てダミー変数として用いる。社会的属性の説明変数を全てダミー変数として用いるのは、後の分析でこれらの要素によるグループ分けを行い、グループ間の時間割引率の違いを比較するためである。各説明変数の定義に関しては表2-1の通りである。

時間割引率に関する実証分析（前田和馬）

表 2-1 説明変数の定義

変数名	定義
問 1 ダミー	問 1（付録参照）の回答に 1 をとるダミー変数
問 2 ダミー	問 2（付録参照）の回答に 1 をとるダミー変数
問 4 ダミー	問 4（付録参照）の回答に 1 をとるダミー変数
問 5 ダミー	問 5（付録参照）の回答に 1 をとるダミー変数
女性ダミー	女性の場合に 1 をとるダミー変数
若年ダミー	2011 年において満 20 歳から 34 歳
中年ダミー	2011 年において満 35 歳から 49 歳
高齢ダミー	2011 年において満 65 歳以上
中所得ダミー	2010 年度の手取り世帯所得が 200-449 万円
中上位所得ダミー	2010 年度の手取りの世帯所得が 450-699 万円
高所得ダミー	2010 年度の手取りの世帯所得が 700 万円以上
学生ダミー	2011 年 1 月時点で通学している
高卒ダミー	最終学歴が高校卒業以上
大卒ダミー	最終学歴が大学卒業または大学院卒業
大都市ダミー	18 大都市 ⁴ に在住している
町村ダミー	町村に在住している
持家ダミー	マンションを含む持家に住んでいる
失業ダミー	2011 年 1 月時点、求職中である
定年退職ダミー	①定年に準ずる理由で仕事を辞めている ②50 歳以上の世帯主で、無職かつ求職活動をしていない、 加えて前年度に失業手当を受給していない。
独身ダミー	結婚をしていない
子供ダミー	18 歳（高校生）以下の子供がいる

推定に当たっては Harrison et al.(2002)と同様に、トービットを用いた区間回帰モデルを用いる⁵。

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon} \quad \boldsymbol{\epsilon} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2\mathbf{I})$$

⁴ 札幌市、仙台市、さいたま市、千葉市、東京都区部、川崎市、横浜市、新潟市、静岡市、浜松市、名古屋市、京都市、大阪市、堺市、神戸市、広島市、北九州市、福岡市。

⁵ STATA の *intreg* command を使用している。詳しくは、StataCorp(2011、Reference Manual p780)。

以上の式を推定するモデルとした場合、以下の対数尤度関数を最大化するように推定を行う。

$$\ln L = \sum_{j \in L} \log \Phi \left(\frac{y_{Lj} - x\beta}{\sigma} \right) + \sum_{j \in R} \log \left\{ 1 - \Phi \left(\frac{y_{Rj} - x\beta}{\sigma} \right) \right\} \\ + \sum_{j \in I} \log \left\{ \Phi \left(\frac{y_{2j} - x\beta}{\sigma} \right) - \Phi \left(\frac{y_{1j} - x\beta}{\sigma} \right) \right\}$$

ここで観測値 y_j に対して、 $j \in L$ は潜在変数 $Y_j \in (-\infty, y_{Lj}]$ 、 $j \in R$ は $Y_j \in [y_{Rj}, \infty)$ 、 $j \in I$ は $Y_j \in [y_{1j}, y_{2j}]$ をそれぞれ満たすデータであり、 $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布の累積分布関数である。

上記のモデルを用いる利点として、順序プロビットモデルなどと異なり、限界効果の直観的理解が可能ながある。順序選択モデルでは回帰係数は序数的な意味しか持たないが、このモデルでは基数的な解釈が出来るため、それぞれの要素がどの程度のインパクトをもたらすかの理解が容易であるのに加えて、時間割引率を社会的属性によるグループごとに測定することが可能になる。

2.5. 分析結果

回帰分析の結果は表 2-2 の通りである。有意となった説明変数は、問 5 を除く質問項目ダミー、若年ダミー、中年ダミー、高齢ダミー、大都市ダミー、失業ダミーである。年齢別に考えた場合、高齢者（65-75 歳）が最も我慢強く、次に若年（20-34 歳）、中年（35-49 歳）、中高年（50-64 歳）の順に時間割引率が高く **patient** になっている。高齢者や若年が **patient** であった可能性として、高度経済成長やバブル経済を謳歌した中年・中高年と比べて、戦中・戦後の物資に乏しい生活経験や失われた 10 年といった厳しい経済環境が、我慢強さに結びついていることが考えられる。大都市居住者がそれ以外の地域

時間割引率に関する実証分析（前田和馬）

の居住者と比べて impatient である理由として、娯楽の多さや比較的時間に余裕がない生活を送っている傾向が強いことが想定される。

表 2-2 時間割引率の決定要因における分析結果

変数名	係数	t 値	
間 1 ダミー	48.37	[27.43]	***
間 2 ダミー	55.11	[30.69]	***
間 4 ダミー	15.88	[14.01]	***
間 5 ダミー	-1.58	[-1.22]	
女性ダミー	-1.73	[-0.66]	
若年ダミー	-11.72	[-2.48]	**
中年ダミー	-8.26	[-2.08]	**
高齢ダミー	-12.84	[-3.41]	***
中所得ダミー	-3.78	[-0.73]	
中上位所得ダミー	-6.03	[-1.11]	
高所得ダミー	-4.69	[-0.82]	
学生ダミー	6.64	[0.56]	
高卒ダミー	-5.19	[-1.09]	
大卒ダミー	-1.60	[-0.30]	
大都市ダミー	5.39	[1.75]	*
町村ダミー	5.00	[1.04]	
持家ダミー	-5.61	[-1.54]	
失業ダミー	-14.91	[-2.09]	**
定年退職ダミー	-0.99	[-0.19]	
独身ダミー	4.34	[1.06]	
子供ダミー	5.90	[1.46]	
定数項	49.36	[6.67]	***
サンプル数	12295		
対数尤度	-35490.491		

出所：JHPS2011 より筆者作成

注 1) *、**、***はそれぞれ 10%、5%、1%で係数が有意であることを示す。

注 2) t 値は各個人をクラスターとするクラスター・ロバスト標準誤差。

時間割引率に関する実証分析（前田和馬）

失業の係数はマイナスで有意であり、これは先行研究である Harrison et al.(2002)の結果と整合的である。失業者が patient である理由として、失業によって失業リスクや所得低下のリスクを本人が認識し、貯蓄の必要性を感じることで我慢強くなった可能性がある。この点に関しては、操作変数法を用いて第3章で分析を行っている。

表 2-3 は推計された上記のモデルから導かれた、社会的属性グループ別の時間割引率である。全体の割引率は 57% であり、女性、失業者、持家所有者、定年退職者、既婚者は時間割引率が低く、反対に学生、大都市や町村居住者、子供のいる人は割引率が高い。

高齢、若年、中年、中高年の順に割引率は低くなっており、これは表 2 の結果と整合的である。しかしながら、若年、中年、中高年の割引率の差は係数の値よりも小さくなっており、所得等の要因を考慮した場合には高齢以外の差はそれほど大きくないといえる。

所得階層では中上位所得までは時間割引率が低下するが、高所得では再び割引率が上昇している。また学歴で見ても、高卒者の割引率が最も低く、中卒や大卒には大きな差は見られない。

これらのことから考察できることは以下の二点である。一つは、伝統的経済学の中で一定と仮定されることが多い時間割引率であるが、異質性の存在が確認されるため、分析においてはそれらのことに留意する必要がある。もう一つは、数あるグループ分けの中で失業者の時間割引率は最も低く、その他の属性を考慮した上でも、失業が割引率に対して大きなインパクトを持っていることである。既存の研究では、失業と時間割引率の関連性に焦点が当たることはほとんどなく、この点に関しては詳しい分析を次章で行う。

時間割引率に関する実証分析（前田和馬）

表 2-3 社会的属性による時間割引率予測値の違い

社会的属性	予測値	標準偏差	90%信頼区間		サンプル数
全て	57.29	25.02	28.15	90.80	12295
男性	58.27	25.09	28.78	91.74	6287
女性	56.26	24.92	26.87	89.36	6008
若年(20-34)	55.60	24.64	26.94	87.95	1994
中年(35-49)	58.15	24.52	29.95	90.21	3849
中高年(50-64)	62.63	24.59	33.87	94.36	3841
高齢(65-75)	49.45	24.55	20.36	80.71	2611
低所得	61.80	24.89	33.32	94.90	1095
中所得	57.16	25.12	26.94	91.12	4797
中上位所得	55.52	24.93	26.87	88.87	3800
高所得	58.22	24.75	29.93	90.84	2603
非学生	57.26	25.02	27.90	90.68	12125
学生	59.61	24.97	30.21	91.89	170
中卒	59.40	25.26	28.10	93.35	1248
高卒	55.63	24.92	26.35	88.94	7795
大卒	60.46	24.83	32.01	93.13	3252
大都市	61.32	24.91	32.25	94.26	3256
その他の市	55.24	24.87	25.65	88.16	7989
町村	60.36	24.77	31.86	92.64	1050
持家無し	62.54	24.83	33.93	95.23	2472
持家有り	55.97	24.90	26.76	88.98	9823
労働者	57.56	24.95	28.37	90.89	12009
失業者	45.72	25.26	16.29	78.75	286
現役	57.68	24.97	28.45	91.12	11511
定年退職者	51.54	25.05	21.07	84.92	784
既婚	57.02	25.00	27.87	90.39	9273
独身	58.10	25.07	28.33	91.58	3022
子供無し	55.99	25.11	25.43	89.63	8423
子供有り	60.12	24.61	30.84	92.32	3872

出所：JHPS2011 より筆者作成

2.6. おわりに

本章では JHPS の 2011 年のデータを用いて、時間割引率が学歴や所得といった社会的属性によってどのように異なるかを測定した。その結果、①高齢者.(65-75 歳)、若年.(20-34 歳)、中年.(35-49 歳)、中高年 (50-64 歳) の順に時間割引率が低いこと、②大都市居住者の割引率は高いこと、③失業者の割引率が低いことが観察され、同時に社会的属性による時間割引率の異質性が観察された。

しかしながら、これらの分析は時間割引率と社会的・経済的属性の純粋な相関関係を表しているだけであり、因果関係の解釈には限界が存在する。この点に関して、第 3 章で詳しく分析を行う。

2.7. 参考文献

- 池田伸介, 大竹文雄, 筒井義郎. 2005. 時間割引率 : アンケートによる分析. 大阪大学社会経済研究所 Discussion Paper No. 638.
- 平田憲司郎. 2008. 時間選好率の年齢別不均一性. 行動経済学, Vo.1, P58-60.
- Becker, Gary S. and Casey B. Mulligan. 1997. The Endogenous Determination of Time Preference. The Quarterly Journal of Economics, 729-758.
- Benzion, Uri, Ammon Rapoport and Joseph Yagil. 1989. Discount Rates Inferred From Decisions: An Experimental Study. Management Science, 35, 270-284.
- Coller, Maribeth and Melonie B. Williams. 1999. Eliciting Individual Discount Rates. Experimental Economics, 2, 107-127.
- Frederick S., Loewenstein G. and O'Donoghue T. 2002. Time Discounting and Time Preference: A Critical Review. Journal of Economic Literature, 40, 351-401.

- Harrison, Glenn W., Morten I. Lau and Melonie B. Williams. 2002. Estimating Individual Discount Rates in Denmark: A Field Experiment. *American Economic Review*, 92, 1606-1617.
- Ida, T., R. Goto, Y. Takahashi and S. Nishimura. 2011. Can Economic-Psychological Parameters Predict Successful Smoking Cessation ? *Journal of Socio-Economics*, Vol.40.3 285-295.
- Ikeda, Shinsuke, Myong-II Kang and Fumio Ohtake. 2010. Hyperbolic discounting, the sign effect, and the body mass index. *Journal of Health Economics*, 29:2, 268-284.
- Kirby, Kris N. and Nino N. Marakovic. 1995. Modeling Myopic Decisions: Evidence for Hyperbolic Delay-Discounting with Subjects and Amounts. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 64, 22-30.
- Lawrence, Emily. 1991. Poverty and the Rate of Time Preference: Evidence from Panel Data *Journal of Political Economy*, 99.1, 54-77.
- Samwick, A. A. 1998. Discount Rate Heterogeneity and Social Security Reform. *Journal of Development Economics*, 57m 117-146.
- StataCorp. 2011. Reference Manual: Release12. College Station, TX: StataCorp LP.
- Tanaka, Tomomi, Colin F. Camerer and Quang Nguyen. 2010. Risk and Time Preferences: Linking Experimental and Household Survey Data from Vietnam. *American Economic Review*100:1, 557-571.
- 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).

3. 失業と内生的時間割引率

本分析では、約 2500 人の大規模かつ無作為サンプルによるアンケート実験の結果を用いて、失業が及ぼす時間割引率への影響に関して分析した。分析結果から時間割引率の高い人ほど失業しやすい傾向にあるが、失業をした場合には有意に時間割引率が低下することが観察された。また、大都市に住んでいることは時間割引率にプラス、女性、高所得、持家の所有は割引率にマイナスの働きをすることがわかった。

3.1. はじめに

時間割引率（もしくは時間選好率）は、将来における利得や効用を現在価値に置き換える際に想定されるものであり、各経済主体が異時点間の最適化を行う際に重要な意味を持つ選好パラメータの一つである。

時間割引率は家計の消費・貯蓄行動の決定に影響を及ぼすが、世帯所得や所有資産がどのように割引率に影響を与えるかも重要な議論になっている。Becker and Mulligan(1997)は所得の高い人ほど時間割引率が低く *patient* になると主張しており、実証分析では Lawrence(1991)や Tanaka et al.(2010)がこれを支持している。これに対して Uzawa(1968)では消費水準の上昇に伴って時間割引率が低下するモデルを定式化している。

時間割引率と失業の関係性については、Meier and Sprenger(2010)が失業経験によって時間割引率が変化しやすくなることを観察しているが、どちらの方向に変化させるのか

時間割引率に関する実証分析（前田和馬）

ははっきりとはわかっていない。また、Harrison et al.(2002)ではデンマークのアンケート実験から失業者の割引率が有意に低くなることを報告している。これに対して池田・大竹・筒井(2005)では日本の実験結果から、高齢の失業者が **impatient** であることを観察している。

しかしながら、これらの研究は時間割引率との相関関係を検証しているのみであり、その因果関係に踏み込んではいない。例えば割引率の低い人は貯金が多いため、本人にとって望ましい条件の仕事が見つかるまで、その蓄えによって失業を耐えることが可能であるかもしれない。これは結果的に失業している確率が高くなることを意味する。また反対に、**impatient** な人は仕事を辞めやすく、忍耐力がないので失業しやすい可能性も考えられる。

本稿では、大規模な無作為サンプルを用いて時間割引率の内生性に関して実証分析を行っており、これはアンケート調査を用いた多くの先行研究等には見られない特徴の一つである。学生や特定の年齢層に偏っていないサンプルを用いることは、個人や家計といったミクロ主体の割引率の変化が、マクロ経済に及ぼす影響を考察する上で重要な要素といえる。加えて、失業という要因に焦点を当てた内生性の研究はほとんど存在しない中で、操作変数法を用いて分析を行っており、その点において本稿の貢献は大きい。

操作変数法を用いた分析の結果、時間割引率の高さは失業に繋がりやすいが、失業した場合には割引率が有意に低下することが示された。また、大都市に住んでいることは時間割引率にプラス、女性、高所得、持家の所有は割引率にマイナスの働きをすることがわかった。

3.2. 分析手法

本稿で用いるデータは、日本家計パネル調査（JHPS）の 2011 年データであり、分析対象は 21 歳から 75 歳の男女である。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 年から第一回の調査を開始した⁶。分析に使用する 2011 年データにおいては 3490 人の対象者から 3160 人分のサンプルを回収している。JHPS2011 では従来のパネル調査と同様の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アンケートが存在する。時間割引率の実験による測定は学生を対象としているものが多いのに対し、このデータは全国の成人が対象でありサンプル数も大きいことに利点がある。

時間割引率に関するアンケート質問は以下のようなものである。

問 1 あなたは今日 1 万円もらうかわりに、7 日（1 週間）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%

この質問を期間、金額、支払と受取を変更して、合計 5 つ行っている。ここで Ikeda et al.(2010)と同様に、以下のように各個人の時間割引率（patient である度合い）を定義する。

$$\text{時間割引率} = \left(\frac{1}{5}\right) \sum_{i=1}^5 \frac{(DR_i - E(DR_i))}{\sigma(DR_i)}$$

$E(DR_i)$ 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 impatient となる。これを時間割引率の被説明変数として用いる。

⁶ JHPS は毎年 1 月最終日に調査を実施している。

時間割引率に関する実証分析（前田和馬）

説明変数は経済・社会属性に関する要素として、女性ダミー、年齢、年齢の二乗、手取り世帯所得の自然対数値、学生ダミー、大卒ダミー、持家ダミー、大都市ダミー⁷、町村ダミー、独身ダミー、子供ダミー、失業ダミーを用いる。

表 3-1 被説明変数と説明変数の基本統計量

変数名	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
時間割引	2894	0.0090	0.7518	-1.4701	1.6034
女性ダミー	2971	0.5103	0.5000	0	1
年齢	2971	50.7119	14.6729	22	75
年齢の二乗	2971	2786.9150	1471.926	484	5625
Ln (世帯所得)	2573	6.0381	0.6665	2.0794	8.4118
学生ダミー	2943	0.0136	0.1158	0	1
大卒ダミー	2971	0.2417	0.4282	0	1
持家ダミー	2935	0.8058	0.3957	0	1
大都市 ダミー	2971	0.2656	0.4417	0	1
町村ダミー	2971	0.0909	0.2875	0	1
独身ダミー	2971	0.2588	0.4381	0	1
子供ダミー	2971	0.3026	0.4595	0	1
失業ダミー	2964	0.0256	0.1581	0	1
平日と休日の 睡眠時間差	2886	-0.8425	1.1186	-9	2.5

出所：JHPS2011 より筆者作成

また、今回の分析では時間割引率が失業に及ぼす影響も考慮し、失業ダミーを内生変数として扱う。そのため、前述したように操作変数を用いた二段階最小二乗法を使って分析を行う。操作変数として用いるのは、平日一日の平均睡眠時間から土曜・日曜・休日の一日平均睡眠時間を引いたものを用いる。仕事や家事をしている場合ほど平日と休日の差が大きくなりこの値がマイナスになると考えられ、失業者はこの値がゼロに近くなると予想される。このことより、平日と休日の睡眠時間差は失業ダミーと相関がある

⁷ 札幌市、仙台市、さいたま市、千葉市、東京都区部、川崎市、横浜市、新潟市、静岡市、浜松市、名古屋市、京都市、大阪市、堺市、神戸市、広島市、北九州市、福岡市に在住している人を指す。

と考えられるが、時間割引率（もしくはその測定誤差）と関連性があるとは考えにくい⁸ので、これを操作変数として用いる。また、失業ダミー以外の説明変数は外生変数として扱う。

被説明変数、外生変数、内生変数の基本統計量は表 3-1 の通りである。

3.3. 分析結果

OLS、二段階最小二乗法の分析結果は表 3-2 の通りである。失業ダミーは OLS、二段階最小二乗法ともにマイナスで有意であるが、後者では有意性が高まっているのに加えて、マイナスの係数も大きくなっている。このことから考察できるのは、以下の二点である。

一つに、時間割引率の高い人は失業しやすい傾向にある。OLS 分析における失業ダミーの係数がプラスに振れている理由として、時間割引率が失業ダミーに影響を及ぼしている逆の因果が考えられる。つまり、時間割引率の低い人ほど失業に陥りにくい傾向にあるといえる。これは、時間割引率の低さによる我慢強さや忍耐強さが、本人の能力や働きにプラスの影響を与えていると解釈できる。また同じようなつらさの仕事でも、時間割引率の高い人の方が辞める傾向が強いと捉えられる。

もう一つは、二段階最小二乗法における失業ダミーの係数はマイナスに有意であり、失業が時間割引率を明らかに低下させていることがわかる。この影響は全ての係数の中で最も大きく、時間割引率に大きなインパクトを与えているといえる。係数の大きさは -3 であり、失業がほとんど時間割引を行わせない状況に導くことがわかる。この結果はまた、先行研究である Harrison et al.(2002)の結果と整合的である。

⁸ 例えば、菅・有田(2012)では失業による睡眠時間への有意な影響を観察している一方、時間割引率と繋がりが強い喫煙習慣に関しては、固定効果モデルを用いた分析から失業の影響は観察されていない。

時間割引率に関する実証分析（前田和馬）

表 3-2 OLS と二段階最小二乗法の推計結果

変数名	OLS			二段階最小二乗法		
	係数	t 値		係数	t 値	
失業ダミー	-0.1664	[-1.77]	*	-3.0239	[-2.21]	**
女性ダミー	-0.1006	[-3.22]	***	-0.1304	[-3.44]	***
年齢	0.02361	[2.71]	***	0.0364	[3.02]	***
年齢の二乗	-0.0003	[-2.88]	***	-0.0004	[-3.22]	***
Ln(世帯所得)	-0.0317	[-1.25]		-0.1113	[-2.33]	**
学生ダミー	0.0907	[0.63]		0.1007	[0.64]	
大卒ダミー	0.0348	[0.96]		0.0028	[0.07]	
持家ダミー	-0.0826	[-1.95]	*	-0.0864	[-1.71]	*
大都市ダミー	0.0616	[1.71]	*	0.0999	[2.18]	**
町村ダミー	0.0418	[0.75]		0.0033	[0.05]	
独身ダミー	0.0068	[0.14]		0.0471	[0.81]	
子供ダミー	-0.0148	[-0.32]		-0.0765	[-1.31]	
定数項	-0.2082	[-0.82]		0.1261	[0.39]	
サンプル数	2440			2440		

注 1) *, **, ***はそれぞれ 10%、5%、1%で係数が有意であることを示す。

注 2) t 値は White(1980)の頑健な標準誤差に基づいている。

この現象は Bhatt and Ogaki(2012)の主張と同様に、Uzawa(1968)と Becker and Mulligan(1997)の仮説を合わせることで説明が可能である。すなわち、失業による経済的苦境が時間割引率を低下させると考えられることは Uzawa(1968)のモデルと整合的な結果になっている。一方でその原因を考えた場合、将来効用や将来の経済状態をいかに具現化出来るかで、時間割引率が決まってくるという Becker and Mulligan(1997)の主張を用いることが出来る。つまり、失業によってかつてはあまり感じなかった失業リスクを認識すること、また所得の落込みによる消費水準の低下などが、各個人が将来の状態をシミュレーションする時に大きな変化を与えることとなる。つまり、失業によって将来効用のイメージが増し、より patient になると考えられるのである。

また世帯所得は二段階最小二乗法のみマイナスに有意であり、これは失業が及ぼす時間割引率への影響が明確になり、失業との結びつきが強い所得に関してもノイズが除去されて有意になったと判断できる。また、この結果は Becker and Mulligan(1997)の主張と

時間割引率に関する実証分析（前田和馬）

整合的であり、前述の実証研究とも一致した結果となっているが、これは多くの先行研究と同様に、時間割引率の低さが所得の高さに繋がっているだけの可能性も存在する。

その他の係数としては女性ダミーがマイナスに、大都市ダミーはプラスに有意である。また、年齢と年齢の二乗の係数から年代別の時間割引率の分布は、45歳が最も時間割引率が高く *impatient* であるような逆 U 字型になる。

次に操作変数の妥当性について考察する。表 3-3 より操作変数は一段階目の推定における F 検定量が 10 を超えているので、弱相関の問題はないと考えられる (Stock and Yogo(2005))。失業ダミーの内生性に関しても、失業ダミーが外生変数であるという帰無仮説は 5%水準で棄却されている。これらのことより、失業ダミーにおける操作変数として平日と休日の睡眠時間差を用いることは適切であるといえる。

表 3-3 操作変数の弱相関と失業ダミーの内生性に関する検証

First-stage F-statistic	F(1, 2427)	19.1971	Prob > F = 0.00
Dubin-Wu-hausman chi2 Test	Chi2(1)	5.5608	P = 0.0183

出所：JHPS2011 より筆者作成。

3.4. おわりに

本分析では大規模無作為サンプルによる実験データを用いて、時間割引率の内生性と失業に関して操作変数法を用いて分析を行った。分析結果から、時間割引率の高い人ほど失業しやすい傾向にあるが、失業をした場合には有意に時間割引率が低下することが示された。その他の変数と比べてもこの影響は非常に大きく、時間割引率の内生性に関して失業が大きな影響を及ぼしているといえる。

本分析で用いたデータはクロスセクションであり、今後はパネルデータを用いた上で、所得等の内生性も考慮した更なる分析が必要であろう。

3.5. 参考文献

- 池田伸介, 大竹文雄, 筒井義郎. 2005. 時間割引率：アンケートによる分析. 大阪大学社会経済研究所 Discussion Paper No. 638.
- 菅万理, 有田伸. 2012. 失業が健康・生活習慣に及ぼす効果：固定効果モデルと一階差分モデルによるパネルデータ分析, 東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ No.55.
- Becker, G.S. and C.B. Mulligan. 1997. The endogenous determination of time preference. *The Quarterly Journal of Economics* 112, 729-758.
- Bhatt, V. and M. Ogaki. 2012. Tough love and intergenerational altruism. *International Economic Review* 53:3, 791-814.
- Harrison, G.W., M.I. Lau and M.B. Williams, 2002. Estimating individual discount rates in Denmark: A field experiment. *American Economic Review* 92, 1606-1617.
- Ikeda, S., Myong-II Kang and F. Ohtake, 2010. Hyperbolic discounting, the sign effect, and the body mass index. *Journal of Health Economics* 29:2, 268-284.
- Meier, S. and C. D. Sprenger. 2010. Stability of Time Preferences. IZA Discussion Paper No.4756.
- Stock, James H., and Motohiro Yogo. 2005. “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression,” in J.H. Stock and D.W.K. Andrews (eds), *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas J. Rothenberg*, Cambridge University Press. 80-108.
- Tanaka, T., C.F. Camerer and Q. Nguyen. 2010. Risk and time preferences: Linking experimental and household survey data from Vietnam. *American Economic Review* 100:1, 557-571.

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.

White, H., 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48:4, 817-838.

4. 不安感と符号効果

本分析では、日本家計パネル調査（JHPS）のデータを用いて、時間割引率における符号効果を持つ人々が不安感を抱きやすいか否かについて分析した。その結果、符号効果を持つ人はそれを持たない人よりも不安感を抱きやすいことがわかった。また、危険回避度、年齢、世帯年収、金融資産、持家の有無、大卒、失業といった要素も不安感に影響を及ぼしていることがわかった。

4.1. はじめに

時間割引率は、将来における利得や効用を現在価値に置き換える際に想定されるものであり、各経済主体が異時点間の最適化を行う際に重要な意味を持つ選好パラメータの一つである。時間割引率の高い人は *impatient*（我慢弱い）とされ、それが低い *patient* な人よりも例えば貯蓄が少なくなると考えられている。

Thaler(1981)や Benzion et al.(1989)では損失に対する時間割引率が利得に対するそれよりも低くなることが観察されており、これは符号効果（Sign Effect）と呼ばれている。実際に Thaler(1981)では損失に対する時間割引率に対して、利得に対する時間割引率は3から10倍になることが観察されている。

符号効果を持つ人々は Loewenstein and Prelec(1992)が指摘しているように負債を嫌う傾向が強くなる (*borrowing aversion*)。これは符号効果を持つ人は、将来の支払い（損失）に対する現在価値のマイナスが受取（利得）の現在価値のプラスより大きくなるため、将来の消費を犠牲にして現在の消費を増加させても、符号効果を持たない人より生涯効

用を増加させられないためである。実際に Ikeda and Kang(2011)では、符号効果を持つ人はそうでない人よりも住宅ローン以外の負債を持ちにくいことを実証的に示している。その他にも、Khwaja et al.(2007)では符号効果を持つ人ほど喫煙が少ない傾向にあること、Ikeda et al.(2010)では符号効果を持つ人ほど肥満確率が低く、痩せ過ぎである確率が高くなることが示されている。

本分析では、これらの先行研究を踏まえて将来への不安感と符号効果の分析を行う。一般に不安感を抱きやすいほど、将来における所得の減少や健康状態の悪化を過大に評価することがあると考えられる。つまり、符号効果を持つ人々は不安感を抱きやすいため、将来の不安感の原因となりうる負債や喫煙、肥満を嫌う傾向にあると予想される。また、符号効果を持つ人が、本来健康的に望ましくない痩せ過ぎである傾向が強いことも、将来肥満になる可能性をなるべく低くすることで不安感をなくしていると解釈することが可能である。

分析の結果、符号効果を持つ人はそれを持たない人よりも不安感を抱きやすいことに加えて、危険回避度、年齢、世帯年収、金融資産、持家の有無、大卒、失業といった要素も不安感に影響を及ぼしていることがわかった。

4.2. データ

本稿で用いるデータは、日本家計パネル調査（JHPS）の2010年と2011年のデータをプールしたものであり、分析対象は21歳から75歳の男女である。JHPSでは従来のパネル調査と同様に家計の所得や家族構成のデータに加えて、時間割引率と不安感に関するアンケートが存在する。

被説明変数となる不安感の程度は以下の質問から成り立つ。

時間割引率に関する実証分析（前田和馬）

低くなるので、 $\rho > \delta$ となる。符号効果を考慮するために、符号効果ダミーとして $\rho > \delta$ の時に1、 $\rho \leq \delta$ の時に0となるダミー変数を説明変数に組み込む。

符号効果ダミーに加えて、危険回避度、女性ダミー、年齢、年齢の二乗、世帯年収、金融資産額、大卒ダミー、失業ダミーを説明変数として用いる。危険回避度は、「あなたは、ご家族やご友人などと初めて行く場所に外出するとき、降水確率が何%以上ならば傘を持って出かけますか。」という質問に対する、「1:~%以上（1から100までの数値を記入）、2:常に折り畳み傘を持って出かける」という回答結果から得られる。本稿では、上村他(2011)と同様に危険回避度を以下のように定義した。

$$\begin{aligned} \text{危険回避度} &= 100 - \text{降水確率}(\%) \quad (\text{if 回答}=1) \\ &= 100 \quad (\text{if 回答}=2) \end{aligned}$$

これより、この危険回避度の数値が高いほうが危険回避的であると考えられる。また、世帯年収は税・社会保険料を除いた後の手取り年収（単位:百万円）、金融資産額（単位:百万円）は外貨建てを含む預貯金額と有価証券額の和になっている。

被説明変数と説明変数の基本統計量に関しては表4-1の通りである。

表4-1 変数の定義と基本統計量

変数名	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
不安感	6205	2.522	0.940	1	4
符号効果ダミー	6077	0.456	0.498	0	1
危険回避度	6138	61.366	23.985	0	100
女性ダミー	6268	0.510	0.500	0	1
年齢	6268	50.375	14.868	21	75
年齢の二乗	6268	2758.709	1480.279	441	5625
世帯年収（百万円）	5376	5.029	3.251	0	50
金融資産額（百万円）	5717	10.154	20.491	0	560
持家ダミー	6224	0.804	0.397	0	1
大卒ダミー	6268	0.237	0.426	0	1
失業ダミー	6232	0.028	0.166	0	1

出所：JHPS(2011)より筆者作成

4.3. 分析結果

将来への不安感を被説明変数、符号効果ダミー、危険回避度、女性ダミー、年齢、年齢の二乗、世帯年収、金融資産額、大卒ダミー、失業ダミーを説明変数とした順序プロビット分析の推計結果は表2の通りである。このことより、符号効果ダミー、年齢、年齢の二乗、世帯年収、金融資産額、大卒ダミー、失業ダミーが不安感に有意な影響を及ぼしていることがわかる。

表 4-2 順序プロビット分析の推計結果

変数名	係数	Z 値	
符号効果ダミー	0.104	3.38	***
危険回避度	0.001	2.26	**
女性ダミー	0.048	1.52	
年齢	0.042	5.38	***
年齢の二乗	0.000	-5.56	***
世帯年収	-0.027	-5.19	***
金融資産額	-0.004	-5.29	***
持家ダミー	-0.124	-3.07	***
大卒ダミー	-0.101	-2.72	***
失業ダミー	0.486	4.83	***
閾値 1	-0.193		
閾値 2	0.646		
閾値 3	1.878		
対数尤度	-6304.016		
観測数	4925		
疑似決定係数	0.016		
Prob > chi2	0.000		

出所：JHPS(2011)より筆者作成

注) *,**,***はそれぞれ 10%,5%,1%で係数が有意であることを示す

表 4-3 は年齢を 50 歳、危険回避度、世帯年収、金融資産額を平均値とした場合の限界効果である。この場合、符号効果を持つと「不安をよく感じる」確率が 2.7%上がり、「不安を時々感じる」確率が 1.2%上がることから、符号効果を持っている人ほど不安感を抱きやすいことがわかる。また、失業していると、「不安をよく感じる」確率が 15%上昇することから、失業は不安感に大きな影響を与えることがわかる。

時間割引率に関する実証分析（前田和馬）

表 4-3 順序プロビット分析における限界効果

	不安は全く感じない			不安をほとんど 感じない			不安をときどき 感じる			不安をよく感じる		
	dy/dx	Z 値		dy/dx	Z 値		dy/dx	Z 値		dy/dx	Z 値	
符号効果ダミー	-0.0211	-3.36	***	-0.0182	-3.33	***	0.0119	3.11	***	0.0274	3.32	***
危険回避度	-0.0003	-2.26	**	-0.0003	-2.11	**	0.0002	1.61		0.0004	2.24	**
女性ダミー	-0.0101	-1.51		-0.0083	-1.52		0.0060	1.48		0.0124	1.52	
年齢	-0.0091	-5.81	***	-0.0071	-9.22	***	0.0056	2.92	***	0.0106	15.84	***
年齢の二乗	0.0001	5.99	***	0.0001	8.16	***	-0.0001	-2.81	***	-0.0001	-13.51	***
世帯年収 (百万円)	0.0058	4.86	***	0.0045	3.07	***	-0.0036	-1.79	*	-0.0067	-3.81	***
金融資産額 (百万円)	0.0009	4.93	***	0.0007	3.05	***	-0.0006	-1.78	*	-0.0011	-3.79	***
持家ダミー	0.0285	3.18	***	0.0197	2.94	***	-0.0190	-3.25	***	-0.0292	-2.94	***
大卒ダミー	0.0231	2.68	***	0.0164	2.71	***	-0.0152	-2.59	**	-0.0242	-2.72	***
失業ダミー	-0.0783	-6.15	***	-0.0903	-4.76	***	0.0198	1.95	*	0.1489	4.18	***

注 1) *, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% で係数が有意であることを示す

注 2) (危険回避度、世帯年収、金融資産額) = 平均値、年齢 = 50、年齢の二乗 = 2500

(符号効果ダミー、女性ダミー、持家ダミー、大卒ダミー、失業ダミー) = 0、

4.4. おわりに

本分析では、将来への不安感と符号効果の関係性を分析し、符号効果を持つ人ほど不安感を抱きやすい傾向にあることがわかった。しかしながら、本稿では符号効果を外生変数として扱ったため、不安感を抱きやすい人が符号効果を持つという内生性がないのかについて、より詳しい分析が今後必要となってくる。また、これらの不安感が実際の経済活動にどのように影響を及ぼすのかに関しても更なる研究が必要である。

4.5. 参考文献

- Benzion, U., A. Rapoport and J. Yagil, 1989. Discount rates inferred from decisions: An experimental study. *Management Science*, 35, 270-284.
- Ikeda, S. and M. Kang. 2011. Generalized hyperbolic discounting, borrowing aversion, and debt holding. ISER Discussion Paper No. 817.
- Ikeda, S., M.-II Kang and F. Ohtake, 2010. Hyperbolic discounting, the sign effect, and the body mass index. *Journal of Health Economics*, 29:2, 268-284.
- Khwaja, A., D. Silverman and F. Sloan. 2007. Time preference, time discounting, and smoking decisions. *Journal of Health Economics*, 26, 927-949
- Loewenstein, G, and D Prelec. 1992. Anomalies in intertemporal choice: Evidence and an interpretation. *The Quarterly Journal of Economics*, 107, 573-597
- Thaler, Richard H. and Hersh M. Shefrin. 1981. An economic theory of self-control. *Journal of Political Economy*, 89:2, 293-315
- 上村和樹, 野田顕彦. 2011. 喫煙習慣のパネル分析:合理的依存症モデルの検証. 樋口美雄, 慶應義塾大学経商連携 21世紀 COE 編, 日本の家計行動のダイナミズム VII, 慶應義塾大学出版会, 東京.

5. 結びにかえて

本稿では、様々な経済問題に関連性が強い時間割引率に関して、日本家計パネル調査が行っているアンケートデータを用い、以下の三つの実証分析を行った。

まず一つ目に、時間割引率が学歴や年齢、家族構成といった社会的・経済的属性によって異なるのかを、Harrison et al.(2002)に倣って分析を行った。その結果、時間割引率はこれらの属性によって異なっており、特に①若年層や高齢層は中高年と比較して忍耐強いこと、②大都市居住者はせつからであること、③失業している人はそうでない人よりも忍耐強いことがわかった。

次に、前述の分析結果から先行研究と整合的であった失業に関して、因果関係を確かめるために操作変数法を用いた分析を行った。その結果、時間割引率が高いほど失業しやすいが、失業した場合には時間割引率が有意に低下することが確認された。

最後に、時間割引率における符号効果を持つ人々が不安感を抱きやすいか否かについて分析した。その結果、符号効果を持つ人はそれを持たない人よりも不安感を抱きやすいことがわかった。また、危険回避度、年齢、世帯年収、金融資産、持家の有無、大卒、失業といった要素も不安感に影響を及ぼしていることがわかった。

付録：質問票

将来のことや不確実な事柄に対するあなたのお考えをおうかがいします。

問1. あなたは今日1万円もらうかわりに、7日（1週間）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%

問2. 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%

問3. あなたは1ヵ月後に1万円もらうかわりに、13ヵ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%

問4. あなたは1ヵ月後に100万円もらうかわりに、13ヵ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	100万1千円	100万5千円	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%

問5. いま、あなたには1ヵ月後に100万円を支払う義務があるとします。これを待ってもらって13ヵ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	100万1千円	100万5千円	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%