

時間割引率の内生性と失業

要旨

本稿では、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。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。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¹。

キーワード：時間割引率，内生的時間割引率，失業

JEL Classification Numbers: D12, D91, E24

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、Harrison et al.(2002)が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

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。

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。

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²。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。

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

$E(\text{DR}_i)$ と $\sigma(\text{DR}_i)$ 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。

² JHPS は毎年 1 月最終日に調査を実施している。

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³、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。

³ 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。

被説明変数，外生変数，内生変数の基本統計量は表 1 の通りである。

3. 分析結果

OLS，二段階最小二乗法の分析結果は表 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。

表 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) Z 値は White(1980)の頑健な標準誤差に基づいている。

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も捉えられる。

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。

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 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 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。

4. おわりに

本稿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。

本稿の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。

引用文献

- 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. *The 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.
- 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.
- Lawrence, E., 1991. Poverty and the rate of time preference: Evidence from panel data. *Journal of Political Economy* 99.1, 54-77.
- 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.