

危険回避的な人ほど早く結婚するのか、それとも遅く結婚するのか*

佐藤 一磨**

<要旨>

本稿の目的は、『慶應義塾家計パネル調査』を用い、危険回避度が結婚のタイミングに及ぼす影響を検証することである。危険回避度が喫煙、飲酒等の行動に及ぼす影響については国内、海外で実証分析の蓄積が進んでいるが、結婚の意思決定に及ぼす影響については国内ではまだ研究例が少ない。結婚相手を探すメイトサーチモデルを理論的背景とした Schmidt(2008)と Spivey(2010)の海外の分析の結果、危険回避的であるほど結婚のタイミングが早くなることが明らかになっているが、我が国ではどのような結果になるのだろうか。この点を明らかにするために、本稿では危険回避度が結婚のタイミングに及ぼす影響を分析した。分析の結果、次の2点が明らかになった。

1 点目は、観察できない個人間の異質性を考慮しても、男女とも危険回避的であるほど結婚のタイミングが早くなることがわかった。2 点目は、Cox's Proportional Hazard モデルを用いたシミュレーションや 40 歳、50 歳時点での婚姻状態に関する分析の結果、男女とも危険回避度が結婚のタイミングだけでなく、最終的な有配偶割合にも影響を及ぼしていることがわかった。

JEL Classification Number : J11, J12, J13

Key Words : 危険回避度、結婚、Cox's Proportional Hazard モデル

* 本稿の作成にあたり慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによる『慶應義塾家計パネル調査』の個票データの提供を受けた。また、本研究は大阪大学 21 世紀 COE プロジェクト「アンケートと実験によるマクロ動学」及びグローバル COE プロジェクト「人間行動と社会経済のダイナミクス」によって実施された『くらしの好みと満足度についてのアンケート』の結果を利用している。本アンケート調査の作成に寄与された、筒井義郎、大竹文雄、池田新介の各氏に感謝する。また、2 名の本誌レフェリーからは本稿を改善する上で非常に有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝する次第である。

**明海大学経済学部 専任講師 連絡先：〒279-8550 千葉県浦安市明海 1 丁目 明海大学
Tel: 090-7016-2801

Does a Risk-Averse Person Get Married Sooner or Later?

By Kazuma SATO

Abstract

This study employs the Keio Household Panel Survey (KHPS) to examine the effect of risk preferences on the timing of marriage. While many empirical studies in Japan and other countries have analyzed the effect of risk preferences on smoking and drinking, few studies have explored the effect of risk preferences on the timing of marriage in Japan. Schmidt (2008) and Spivey (2010) use the mate-search model and reveal that a risk-averse person gets married sooner. This study clarifies two results. First, even considering the individual fixed effect, it was found that risk-averse men and women get married sooner. Second, the simulation of Cox's proportional hazard model and the analysis of marriage conditions at ages 40 and 50 reveal that risk preferences affect not only the timing of marriage but also the marriage rate later in life.

JEL Classification Number: J11, J12, J13

Key Words: Risk Preferences, Marriage, Cox's Proportional Hazard Model

1. 問題意識

少子化との関連から、我が国では晩婚化・非婚化が社会的な関心を集めてきた。これを受け、経済学の視点から結婚の意思決定に関する研究が数多く蓄積されてきた。例えば、樋口・阿部 (1999) は学歴や賃金が高い女性ほど、結婚のタイミングが遅れることを明らかにした。滋野・松浦 (2003) は女性の就業と結婚がトレードオフの関係にあることを示し、酒井・樋口 (2005) は学卒後のフリーター経験が男女両方の結婚を遅らせることを明らかにした。また、戸田 (2012) は、育児休業制度の存在が女性の結婚を促進することを明らかにしている。

これらの研究では Becker (1991) の結婚の比較優位モデルをその理論的背景としており、多くの研究で各個人のリスクに対する選好(危険回避度)が一定だと仮定し、分析を行っている。しかし、各個人の危険回避度は異なっている可能性があり、Holt and Laury (2002) や Dohmen et al. (2011) の計測結果からも個人間の違いが存在することが指摘されている。この各個人の危険回避度の違いによって、結婚を含むさまざまな行動をより説明できると考えられるため、実証分析の変数の1つとして危険回避度を使用する重要性は高い。実際、近年では危険回避度が喫煙、飲酒、生命保険の購入、株等の資産の保有 (Barsky et al. 1997; Gusio and Pauella 2001; 上村・野田 2011) といったさまざまな行動に及ぼす影響が徐々に分析されるようになってきている。また、海外を中心に結婚の意思決定に危険回避度が及ぼす影響 (Schmidt 2008; Spivey 2010) が分析されており、危険回避的であるほど結婚のタイミングが早くなることが明らかにされている。この点に関して国内では Sekita (2012) しかなく、研究の蓄積が十分ではない。

そこで、本稿では危険回避度が結婚のタイミングに及ぼす影響を検証する。この点を明らかにすることは、結婚の意思決定のメカニズムに対する理解を深めるだけでなく、危険回避度の及ぼす影響に関する実証分析の蓄積に貢献することができるため、研究意義が大きい。使用データは『慶應義塾家計パネル調査 (以下、KHPS)』である。KHPS を使用する利点は2つある。1つ目は、危険回避度に関する質問を行っている貴重なパネルデータであるという点である。海外では Panel Study of Income Dynamics (PSID) や National Longitudinal Survey of Youth 1979 (NLSY79)、German Socio-Economic Panel (GSOEP) といったパネルデータで危険回避度に関する質問を行っている。国内では KHPS 以外だと大阪大学社会経済研究所の『くらしの好みと満足度についてのアンケート』があるが、その数は少ない。2つ目は、パネル調査期間以前に結婚したサンプルの結婚年齢が識別できるため、パネル期間中に結婚したサンプルだけでなく、それ以前に結婚したサンプルも分析対象にできる点である。KHPS は、調査初年度に15歳から現時点までの就業履歴に関する質問があるため、労働者の長期にわたる回顧パネルデータを作成できる。今回は回顧パネルデータに各サンプルの結婚の有無を変数の1つとして追加し、分析する。

先行研究と比較した際の本稿の特徴は、次の2点である。1点目は、就業履歴から作成

した回顧パネルデータの活用である。回顧パネルデータを使用することによって、パネル調査開始前に結婚したサンプルも分析可能となるため、より適切に危険回避度が結婚に及ぼす影響を検証できると期待される。2点目は、観察できない個人間の異質性の考慮である。本稿では結婚のタイミングを分析するため、主に Cox's Proportional Hazard (CPH) モデルを使用するが、この推計方法の場合、観察できない個人間の異質性を考慮できない。この点に対処するために、観察できない個人間の異質性を明示的に推計モデルに取り入れた Random Effect (RE) Probit モデルも併せて使用する。

本稿の分析によって得られた結果をあらかじめ要約すると、次の2点となる。1点目は、男女とも観察できない個人間の異質性を考慮しても、危険回避的であるほど結婚のタイミングが早くなる傾向にあることがわかった。2点目は、CPH モデルを用いたシミュレーションや 40 歳、50 歳時点での婚姻状態に関する分析の結果、男女とも危険回避度が結婚のタイミングだけでなく、最終的な有配偶割合にも影響を及ぼしていることがわかった。

本稿の構成は次のとおりである。第2節では先行研究を概観し、本稿の位置づけを確認する。第3節ではデータについて説明し、第4節では推計手法について述べる。第5節では推計結果について説明し、最後の第6節では本稿の結論を述べる。

2. 先行研究

危険回避度は結婚のタイミングにどのような影響を及ぼすだろうか。この点に関して、Schmidt (2008) と Spivey (2010) は危険回避的であるほど結婚が早くなる理論的背景と遅くなる理論的背景を説明している。危険回避度が結婚を早める理由は2つある。

1つ目は、結婚に関するサーチモデル（メイトサーチモデル）(Ermisch 2003; 橋木・木村 2008) から導出される。このメイトサーチモデルは、ジョブサーチモデルを結婚に応用したものである。危険回避度が結婚のタイミングに及ぼす影響を検討する場合、重要になってくる要因は結婚相手に求める最低限の資質である結婚の留保水準と結婚市場において結婚相手を探す際に発生する直接、間接的なサーチコストである。橋木・木村 (2008) の理論モデルから、結婚相手を探すのに多くのサーチコストがかかる場合、結婚相手を長期にわたって探すことが困難となり、結婚の留保水準が低下するため、結婚のタイミングが早くなると考えられる。Spivey (2010) で指摘されているように、危険回避度はこのサーチコストと関連がある。危険回避度が高い場合、追加的に結婚相手のサーチを行う機会費用が高くなると考えられるため、独身を続けることの期待効用が低くなる。この結果、危険回避度が高いほど、サーチコストが上昇し、結婚の留保水準が低下するため、早く結婚することになると考えられる。この点に関してジョブサーチモデルに危険回避度を導入した Pissarides (1974) や Lippman and McCall (1976) を見ると、危険回避的な労働者ほど追加的にジョブサーチすることを重視せず、より早期に就職することがわかっている。

危険回避度が結婚を早める2つ目の理由は、結婚の保険機能である。結婚し、配偶者と

生活することで予想できなかった病気や失業といったショックに対処できる資源が増える。このため、危険回避的であるほど結婚の保険機能が重視されるため、早く結婚すると考えられる¹。なお、この保険機能は結婚後に離職しやすい女性ほどその影響が大きいと考えられる。

次の危険回避度が結婚を遅くする理由については、危険回避度が結婚相手の資質に及ぼす影響がある。危険回避的であるほど、不確実性が大きい結婚後の離婚を避けるために十分なサーチ期間をとって結婚相手を探す可能性がある。この場合、結婚相手に求める条件が高くなるため、サーチ期間が伸び、結婚が遅くなると考えられる。なお、この仮説の場合、危険回避度が高いほど配偶者に求める学歴、所得、資産といった経済的な面や結婚相手としてのマッチングへの要求水準が高まると予想される。

これらの仮説に基づき、海外では Schmidt (2008) と Spivey (2010) が分析を行っている²。Schmidt (2008) は PSID を用い、危険回避度が女性の結婚と出産のタイミングに及ぼす影響を分析し、危険回避的であるほど早く結婚し、危険愛好的であるほど若年時に出産を経験することを明らかにした。この結果から、Schmidt (2008) は結婚に関するサーチモデルや結婚の保険機能仮説が結婚と危険回避度の関係を説明可能だと指摘している。Spivey (2010) は NLSY79 を用い、危険回避度が男性と女性の結婚のタイミングに及ぼす影響を分析し、危険回避的であるほど男女とも早く結婚すること、そして、男性の影響の方が大きいことを明らかにした。なお、Spivey (2010) は結婚が危険回避度に及ぼす逆の因果関係についても検証しており、その影響は推計上の深刻なバイアスをもたらさないと指摘している。

次に国内の研究を見ると、危険回避度と結婚の関係を分析した研究に Sekita (2012) がある。この論文は大阪大学社会経済研究所の『くらしの好みと満足度についてのアンケート』を使用して分析を行っており、危険回避的な女性ほど早く結婚するが、男性では危険回避度と結婚のタイミングに有意な関係が見られないことを明らかにした。なお、この論文では分析期間中に結婚したサンプルだけしか分析対象にできていないという課題が残っている。この Sekita (2012) 以外では危険回避度をモデル上で考慮したうえで結婚のタイミングを検証した研究に野崎 (2007) がある³。野崎 (2007) は結婚に関するサーチモデルを用い、学卒時の労働市場の需給状況が女性の結婚のタイミングに及ぼす影響を分析している。この分析の結果、学卒時の男性失業率が高いほど女性の結婚のタイミングが早期化し、逆に

¹ 結婚には保険機能だけでなく、配偶者がそれぞれ得意な分野に特化することでより高い生産性を得ることができる分業の便益や配偶者の存在による心理的なやすらぎもといった利点もある。これらの利点と危険回避度の関係を検討すると、危険回避的な人ほど安定的な生活を求めると考えられるため、分業による便益や心理的なやすらぎが大きいほど、結婚のタイミングが早くなると考えられる。

² Schmidt(2008)と Spivey(2010)が使用した危険回避度に関する質問は、Health and Retirement Study(HRS)を使用した Barsky et al. (1997)と同じ内容である。質問内容は、「今、現在のあなたの総収入と同じ金額を生涯にわたって保障してくれる仕事についていると仮定します。この仕事はあなたの家族にとっての唯一の収入源です。ここで、あなたの収入・消費を 50%の確率で 2 倍にしてくれる良い職につけるチャンスがあるとします。しかし、このチャンスは 50%の確率であなたの収入・消費を 3 分の 1 にすると仮定します。あなたはこの仕事につくことを選択しますか。」(筆者訳)とこれに付随する質問である。

³ 野崎(2007)は、危険回避度を示す直接的な変数を使用した実証分析は行っていない。

学卒時の女性失業率が高いほど女性の結婚タイミングが遅くなることを明らかにした。Sekita (2012) と野崎 (2007) 以外では直接的に結婚と危険回避度について分析した研究はないが、結婚の意思決定について分析した数多くの研究がある。これらの研究成果をまとめると、学歴や賃金が高い女性ほど結婚が遅れる傾向にあったが (樋口・阿部 1999)、近年では逆に賃金の高い女性ほど結婚する傾向にあること (福田 2012)、結婚と就業はトレードオフの関係にあること (滋野・松浦 2003)、そして、近年の未婚化の背景には若年層の非正規雇用化が影響を及ぼしていることが明らかになっている (三好 2013)。また、近年では両立支援策の1つである育児休業制度が利用しやすいほど、女性の結婚が促進されることが指摘されている (戸田 2012)。

以上、簡単に先行研究を概観したが、危険回避度が結婚に及ぼす影響について実証分析した国内の研究は Sekita (2012) しかなく、研究蓄積が十分ではない。本稿では Sekita (2012) と違って KHPS の回顧パネルデータを利用し、観察できない個人間の異質性を考慮しつつ、危険回避度と結婚の関係を再度検証する。

3. データ

使用データは慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの KHPS である。この調査は第1回目の2004年1月31日時点において満20歳～69歳の男女4005名を調査対象としている。現時点では2013年調査が最新年度であり、本稿では2013年までのデータを分析に利用する。以下では2004年から2013年までのデータを KHPS2004-KHPS2013 と呼ぶ。なお、KHPS2007 及び KHPS2012 では同一の調査方法及び年齢層で新規サンプルが追加されており、本稿ではこれらのサンプルも分析に使用する。また、以下では KHPS2004 からの調査対象をコーホート A、KHPS2007 からの新規調査対象をコーホート B、そして、KHPS2012 からの新規調査対象をコーホート C と呼ぶ。

今回の分析では、KHPS の就業履歴に関する質問項目と結婚経験に関する質問項目を活用し、回顧パネルデータを構築する。KHPS の各コーホートの初年度調査 (KHPS2004、KHPS2007、KHPS2012) では15歳以降から調査時点までの対象者の就学・就業履歴を過去の各年にわたって質問している。さらに、パネル調査開始時点で既に結婚している場合、何歳で結婚したのかも質問している。これらの質問項目を使用し、回顧パネルデータを構築するが、以下で具体的なデータ作成方法について説明する⁴。なお、回顧パネルデータの構築方法は、前田ほか (2010) と佐藤 (2013) を参考にしている。

表 3-1 は KHPS の就業履歴表である。KHPS の就業履歴表には「通学」、「求職活動」、「臨時雇用」、「正規雇用」、「自営業・自由業」、「内職」、「家族従業者」、「転職・転籍」といった選択肢がある。

⁴ KHPS では2004年から2013年までのパネル調査期間中だと所得、金融資産、家族状況等の様々な変数を使用可能となるが、今回使用する就業履歴にはそれらの変数についての質問はない。このため、就業履歴から作成した回顧パネルデータを用いる場合、使用可能となる変数が制限されるといった限界がある。

表3-1 KHPS における就業履歴表

主な活動項目 満年齢	通学	求職活動	臨時雇用	正規雇用	自営業 自由業	内職	家族 従業者	転職 転籍	満年齢
15									15
16									16
17									17
18									18
.									
.									
.									
66									66
67									67
68									68

注 1) : KHPS2007 の追加サンプルに対する質問票を筆者が簡略化して作成。

これらの選択肢のうち、調査対象者が「臨時雇用」、「正規雇用」、「自営業・自由業」、「内職」、「家族従業者」を選択した場合、就業状態にあると定義した。次に調査対象者が「求職活動」、「通学」を選択した場合、無業状態にあると定義した。なお、KHPS では非労働力を示す選択肢がないため、いずれの選択肢も選んでいない場合も無業の状態にあると定義した⁵。次に、パネル調査期間以前の結婚経験に関して、KHPS では「あなたには、配偶者（内縁の場合も含む）はいますか。何歳のときに配偶者と結婚しましたか。」という質問がある。既婚で有配偶である場合、現在の配偶者と結婚した年齢を回答し、既婚だが離別・死別していた場合、前の配偶者と結婚した年齢を回答する。これらの質問に関する回答から、パネル調査期間以前の結婚年齢を算出する。なお、パネル調査期間中に結婚したサンプルについては、その結婚年での年齢を変数として使用する。

以上の定義で回顧パネルデータを作成するが、今回は分析対象となる男女を 50 歳以下に限定した。50 歳以下に限定したのは、生涯未婚率の定義で指摘されるように、50 歳時点での婚姻状況がその後も変化がないと考えられるためである。

4. 推計手法

本稿の目的は、危険回避度が結婚のタイミングに及ぼす影響を定量的に検証することである。今回の推計では海外と国内の分析結果の比較を行いやすくするために、Schmidt (2008) や Spivey (2010) といった先行研究を参考に推計モデルや説明変数の選択を行っている。実際に推計を行う場合、主に Cox's Proportional Hazard (CPH) モデルを使用する。分析期間は学卒時点を開始時点とし、結婚するまでか、未婚の場合では調査の終了時点までである。以下、簡単に CPH モデルについて説明する⁶。

⁵ この場合、非労働力の中に無回答も含まれてしまう恐れがある。しかし、今回の分析対象である結婚前のサンプルの場合、男女とも就業している割合が高いため、推計結果に及ぼすバイアスは小さいと考えられる。

⁶ 本節のサバイバル分析に関する説明は、酒井・樋口(2005)と北村(2009)を参考にしている。

まず、学卒後から結婚せず、未婚状態のまま t 時点経過後、次の期に結婚する確率を $\lambda(t; x_i)$ とし、次のように定義する。

$$\lambda(t|x_i) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + h | T \geq t, x_i)}{h} = \frac{f(t|x_i)}{1 - F(t|x_i)} = \frac{f(t|x_i)}{S(t|x_i)} \quad (1)$$

(1)式の $\lambda(t; x_i)$ をハザード関数と言い、 $S(t|x_i)$ をサバイバル関数と言う。ここで $f(t|x_i)$ と $F(t|x_i)$ は、それぞれ T の条件付分布関数と条件付累積分布関数である。なお、(1)式の x_i は危険回避度とする。

CPH モデルでは $\lambda(t; x_i)$ を次のように定義する。

$$\lambda(t|x_i) = \lambda_0 \exp(x_i \beta) \quad (2)$$

ただし、 λ_0 はベースライン・ハザードを示す。上式の対数をとると、次式のとおりになる。

$$\log \lambda(t|x_i) = \log \lambda_0 + x_i \beta \quad (3)$$

上式の推計を行い、 β の推定値を得る。ここで β が正の符号を示せば、危険回避的であるほど結婚が早くなることを示し、逆に負の符号を示せば、危険回避的であるほど結婚が遅くなることを示す。実際の推計では危険回避度以外の説明変数として、学歴ダミー（中高卒（レファレンス）、専門・短大卒、大卒・大学院卒）、年齢ダミー（24歳以下（レファレンス）、25-29歳、30-34歳、35-39歳、40-44歳、45-50歳）、就業形態ダミー（無業（レファレンス）、正規雇用、非正規雇用、自営業）、年次失業率、コーホートダミー（コーホート $B=1$ 、それ以外 $=0$ ）を使用する⁷。

CPH モデルは期間に関する分析を行う際の標準的な手法であり、ベースライン・ハザードの関数形を事前に特定化する必要がないという利点があるものの、観察不可能な個人間の異質性を考慮できないという問題点がある。観察不可能な個人間の異質性が存在する場合、変数 x_i だけでは説明できないハザードが発生する可能性がある。そこで、この点に対処するためにも、CPH モデルと同一のサンプルを用い、観察不可能な個人間の異質性を考慮した Random Effect (RE) Probit モデルでの推計も行う⁸。なお、使用する説明変数 x_i は CPH モデルと同じ変数であり、推計式は次のとおりである。

⁷ 国内において結婚の意思決定の分析を行う場合、初職の就業形態(酒井・樋口 2005; 水落 2006)や学卒時失業率(野崎 2007; 三好 2013)を説明変数に使用している場合があるが、本稿では Schmidt(2008)や Spivey(2010)といった先行研究との比較を行うためにこれらの変数を使用しなかった。これらの変数を用いた分析は今後改めて検討していきたい。

⁸ RE Probit モデルを使用する場合、結婚の発生確率を分析しており、結婚のタイミングを直接的には分析できていない。しかし、観察できない個人間の異質性を考慮した際に、危険回避度が結婚に及ぼす影響を検証する次善の策として、今回は RE Probit モデルを使用する。ここで危険回避度が正の符号を示した場合、危険回避的であるほど結婚しやすいと考えられ、負の符号を示した場合、危険回避的であるほど結婚しにくいと考えられる。

$$y_{it}^* = x_{it}'\alpha + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\Pr(y_{it} = 1) = \Pr(y_{it}^* > 0) = \Pr(\varepsilon_{it} > -x_{it}'\alpha - \mu_i) \quad (5)$$

$$= F(x_{it}'\alpha + \mu_i) \quad (6)$$

ただし、 i は個人、 t は時点、 y_{it} は結婚した場合に 1、未婚継続のままの場合に 0 となるダミー変数である。 μ_i は観察不可能な個人間の異質性を示し、 ε_{it} は誤差項を示す。

以上、今回の推計では CPH モデル、RE Probit モデルを使用するが、これらの推計で最も注目する変数は危険回避度である⁹⁻¹⁰。危険回避度は KHPS の「あなたが普段お出かけになるとき、降水確率が何%以上ならば傘を持って出かけますか」といった質問から計測される¹¹⁻¹²。本稿では上村・野田 (2011) と同様に、100 からこの質問の回答値を引き、危険回避的であるほど値が大きくなるよう修正し、説明変数として使用する。

この KHPS の危険回避度を使用する際、次の 3 点に注意する必要がある。1 点目は、今回使用した危険回避度の妥当性についてである。今回使用した危険回避度は、大竹 (2004) で指摘されるように、日常的でわかりやすいリスク評価状況を想定しているといった利点がある。この場合、先行研究の仮想的な所得や宝くじに対する質問から危険回避度を計測するよりも回答が容易であるだけでなく、結婚という日常生活でのイベントともより関連が深いと考えられる。本稿と同じデータを使用した上村・野田 (2011)、瀬古 (2014) でも危険回避度が喫煙、飲酒行動、住居の耐震補強実施の有無に影響を及ぼすことを明らかにしており、今回使用した危険回避度がさまざまな日常行動と関連が深いと考えられる。これに対して、仮想的な所得や宝くじに対する質問から危険回避度を計測する場合、危険回避度が回答者の所得や資産水準から影響を受ける可能性があるとして大竹 (2004) で指摘されているため、今回の分析のように所得や資産水準をコントロールできない場合では推計結果にバイアスをもたらす恐れがある。以上の点から本稿では今回使用する危険回避度に利

⁹ 危険回避度に関する理論的説明については大垣・田中(2014)を参照されたい。

¹⁰ 国内において危険回避度を計測した重要な研究に池田・筒井(2006)がある。

¹¹ 危険回避度の計測方法は、①実際のデータからの推計によるアプローチ、②調査の質問の 1 つとするサーベイアプローチ、③実験アプローチがある。①の推計アプローチが初めに使用されており、消費や資産の変数を含む個票データを用いて危険回避度が推計されている(Friend and Blume 1975; Hansen and Singleton 1985)。これらの研究では代表的個人の危険回避度を計測しているため、各個人間の危険回避度の違いまでは計測することができないという課題があった。これに対して、②、③の方法だと個人間の危険回避度の違いも計測することができるという利点がある。②では仮想的な質問をすることで個人の危険回避度を計測する。この場合、多くのサンプルを確保できるという利点があるものの、回答者が質問内容を理解せずに回答してしまうという問題点や仮想的な質問に対する回答と実際の行動が異なっている可能性があるといった問題点がある(Spivey 2010)。③では実際に実験を行い、その結果から危険回避度を計測する。この場合、実験を行うため、高い精度で危険回避度が計測できるものの、金銭的なコストが大きくなるため被験者の数が限られたり、被験者が学生に限定されることが多く、サンプルとしての代表性を確保できないといった問題点がある(Dohmen et al. 2011)。本稿では②の方法で計測した危険回避度を使用する。この際、仮想質問への回答と実際の行動に差が存在する可能性はあるものの、Binswanger(1981)や Dohmen et al.(2011)で深刻なものではないと指摘されている。

¹² KHPS2012 でも危険回避度について質問しているが、KHPS2009 と質問文章及び回答方法に若干の違いがあった。推計結果の頑健性を確認するために、この KHPS2012 の危険回避度を用いた推計も行った。推計結果の詳細については、脚注 17 を参照されたい。

点が多いと考え、分析に使用していく。

2点目は、危険回避度と結婚の間の逆の因果関係についてである。Spivey (2010) で指摘されているように、結婚後に家庭を守るために、より危険回避的になる可能性がある。この場合、危険回避度は内生変数となるため、推計結果にバイアスをもたらす恐れがある。今回使用する KHPS では KHPS2009 で危険回避度について質問しているが、KHPS2009 時点でサンプルの約7割が既に結婚しているため、この逆の因果関係がバイアスをもたらす可能性がある。この点に対処する方法として操作変数法があるが、今回は適切な操作変数を見つけることができず、使用を断念した。このため、今回の分析では内生性によるバイアスの恐れがあるものの、危険回避度を変数として使用していく。この点は本稿の研究課題である。しかし、Spivey (2010) の危険回避度の内生性について検証の結果、結婚は危険回避度に変化をもたらさず、内生変数となっていないことが指摘された。

表4-1 基本統計量

変数	男性		女性		
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
新規結婚ダミー	0.075	0.264	0.081	0.273	
危険回避度	49.846	20.622	53.558	18.387	
学歴ダミー	中高卒	0.636	0.481	0.690	0.463
	専門・短大卒	0.055	0.229	0.199	0.399
	大学・大学院卒	0.308	0.462	0.111	0.315
年齢ダミー	24歳以下	0.409	0.492	0.469	0.499
	25-29歳	0.296	0.456	0.225	0.418
	30-34歳	0.128	0.335	0.109	0.311
	35-39歳	0.073	0.261	0.075	0.264
	40-44歳	0.050	0.217	0.061	0.239
	45-50歳	0.044	0.206	0.062	0.240
就業形態ダミー	正規雇用	0.717	0.451	0.546	0.498
	非正規雇用	0.055	0.229	0.126	0.332
	自営業	0.142	0.349	0.123	0.328
	無業	0.086	0.280	0.205	0.404
失業率	2.690	1.234	2.667	1.224	
コーホートダミー	コーホートA	0.710	0.454	0.737	0.440
	コーホートB	0.290	0.454	0.263	0.440
サンプルサイズ	16,293		15,772		

注1) : 分析対象は50歳以下の男女である。

注2) : KHPS2004-2013の回顧パネルデータから筆者作成。

また、大阪大学社会経済研究所の『くらしの好みと満足度についてのアンケート』を用いて新規結婚の発生と危険回避度の変化の関係を検証した結果、男性、女性のいずれの場合でも新規結婚の発生が危険回避度の変化に有意な影響を及ぼしていなかった。この結果から、結婚による危険回避度への逆の因果関係が存在していない可能性が考えられる。なお、この点に関する検証内容の詳細は補論を参照されたい。

3点目は、危険回避度の時系列的変化についてである。本稿では危険回避度が分析期間中で一定だと仮定し、推計を行っていく。しかし、この仮定が妥当であるかどうかを検証しておく必要がある。危険回避度の時系列的変化について検証した先行研究を見ると、国内、海外ともおおむね時系列的に危険回避度が一定であると指摘している (Carmer et al.

2002; Harrison et al. 2005; Sahm 2007; Andersen et al. 2008; Kimball et al. 2008; 西田ほか 2012; 弁屋ほか 2012)。また、本稿と同じく KHPS の危険回避度を使用した上村・野田 (2011) もやはり分析期間中に危険回避度が一定と仮定している。これらの結果から、危険回避度が時系列的に大きく変化しないという仮定は妥当だと考えられる。

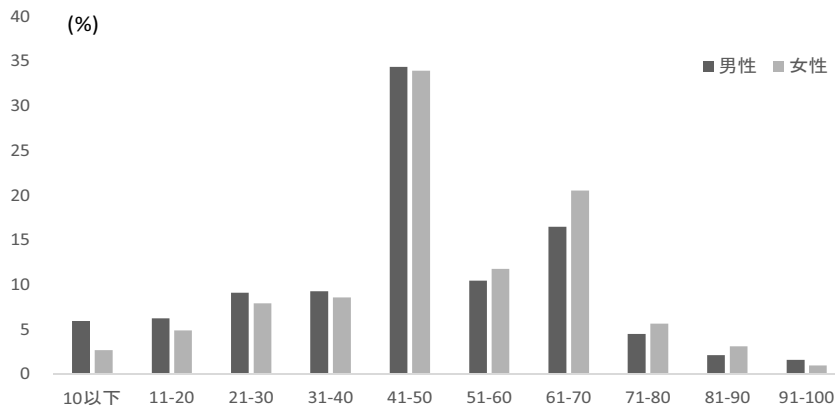
以上の3点の検討結果を踏まえたうえで、危険回避度が結婚に及ぼす影響を検証していく。推計に使用した変数の基本統計量は表 4-1 に掲載してある。なお、今回の分析では男性と女性で各説明変数に違いが見られるかどうかを検証するために男女別にサンプルを分割し、推計を行っていく。このため、基本統計量も男女別に掲載してある。

5. 推計結果

5.1 危険回避度の分布と危険回避度と結婚年齢の関係

本節では推計に移る前に危険回避度の分布と危険回避度と結婚年齢の関係を確認する。まず、図 5-1 の男女別の危険回避度の分布を見ると、男女とも 41-50 の値が最も大きく、性別によって危険回避度の分布状況に大きな違いは見られないことがわかる。

図5-1 危険回避度の分布



注1): 分析対象は50歳以下の男女である。

注2): KHPS2004-KHPS2013の回顧パネルデータから筆者作成。

次に危険回避度と結婚年齢の関係を表 5-1 から見ていく。表 5-1 から男女とも、危険回避度が平均値未満と比較して、危険回避度が平均値より高い場合、35歳以上で結婚する割合が低くなる傾向にあった。これは危険回避度が高い男女ほど、結婚のタイミングが早い可能性があることを示している。

表5-1 危険回避度と結婚年齢の関係

結婚年齢	(%)			
	男性		女性	
	危険回避度が		危険回避度が	
	平均値以上	平均値未満	平均値以上	平均値未満
19歳以下	0.13	0.00	0.44	0.69
20-24歳	10.18	9.06	30.31	25.02
25-29歳	44.79	42.09	41.22	43.29
30-34歳	25.97	23.54	16.38	16.69
35-39歳	9.03	14.58	4.71	6.02
40歳以上	9.90	10.73	6.94	8.30
合計	100	100	100	100

注1): 分析対象は50歳以下の男女である。

注2): 男性の危険回避度の平均値は50、女性の危険回避度の平均値は54であった。

注3): KHPS2004-KHPS2013の回顧パネルデータから筆者作成。

5.2 CPH モデル、RE Probit モデルによる推計結果

表 5-2 は男性と女性の CPH モデル、RE Probit モデルによる推計結果を示している。表 5-2 の推計結果のうち、(A1)、(A2)は男性の推計結果を示し、(A3)、(A4)は女性の推計結果を示している。表 5-2 の危険回避度の推計結果を見ると、(A1)及び(A3)の CPH モデルの場合において危険回避度が正に有意な値を示していた。この結果は、男女とも危険回避度が高いほど、早く結婚することを意味し、Schmidt (2008) や Spivey (2010) と整合的である。危険回避的であるほど追加的に結婚相手のサーチを行う機会費用が高くなり、結婚の留保水準が低下するため、結婚のタイミングが早まったと考えられる。また、危険回避的であるほど結婚の保険機能を重視するため、結婚のタイミングが早まった可能性がある。なお、観察できない個人間の異質性を考慮した(A2)、(A4)でも危険回避度の係数が正に有意であったため、危険回避的であるほど結婚しやすくなるという推計結果は、頑健だと言える。

危険回避度以外の変数を見ると、男性の場合、学歴が高いほど、25-29 歳であるほど、正規雇用や自営業で働く場合ほど早く結婚し、非正規雇用で働く場合や失業率が高い場合ほど遅く結婚する傾向にあった。また、女性の場合、年齢が高いほど、いずれの就業形態で働いている場合でも遅く結婚する傾向にあった。これら男女間の結果を比較すると、年齢、就業形態、そして失業率が及ぼす影響に特に顕著な違いがあった。年齢の影響を見ると、特に女性の場合、年齢が高くなるほど結婚のタイミングが遅れることを示していた。この結果は、高齢になるほど潜在的な結婚相手と出会う確率が低下し、結婚のタイミングが遅れる傾向にあることを示すと考えられる。また、就業形態の影響を見ると、男性では非正規雇用のみで負の影響を示していたが、女性ではいずれの就業形態でも負の影響を示していた。男性の結果は、非正規雇用といった不安定な就業形態で働く場合、結婚のタイミングが遅くなることを意味している。これに対して女性の場合、就業しているいずれの場合でも結婚のタイミングが遅れることを意味している。最後の失業率を見ると、男性の場合のみ失業率が高いと結婚のタイミングが遅れることを示していた。おそらく、この背

景には景気後退時に男性の所得水準が低下し、女性の求める結婚の留保水準を満たせなくなる場合が増えるためだと考えられる。

表5-2 CPHモデル、RE Probitモデルによる推計結果

説明変数	男性		女性	
	(A1) 係数	(A2) 係数	(A3) 係数	(A4) 係数
危険回避度	0.003** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.003* (0.002)	0.002* (0.001)
学歴ダミー ref: 中高卒				
専門・短大卒	0.257* (0.133)	0.066 (0.070)	0.118 (0.080)	0.010 (0.039)
大学・大学院卒	0.321*** (0.100)	0.003 (0.044)	0.154 (0.122)	-0.047 (0.055)
年齢ダミー ref: 24歳以下				
25-29歳	0.614*** (0.118)	0.700*** (0.066)	0.067 (0.101)	0.395*** (0.059)
30-34歳	0.259 (0.198)	0.639*** (0.128)	-0.229 (0.201)	-0.036 (0.094)
35-39歳	-0.165 (0.306)	0.269 (0.164)	-0.865** (0.388)	-0.559*** (0.121)
40-44歳	-0.643 (0.501)	-0.195 (0.197)	-1.339** (0.583)	-0.837*** (0.149)
45-50歳	0.250 (0.707)	-0.193 (0.214)	-1.190 (1.066)	-1.131*** (0.182)
就業形態ダミー ref: 無業				
正規雇用	0.493*** (0.154)	0.359*** (0.072)	-0.424*** (0.071)	-0.239*** (0.064)
非正規雇用	-0.684*** (0.264)	-0.223* (0.121)	-0.650*** (0.112)	-0.355*** (0.072)
自営業	0.334* (0.172)	0.287*** (0.086)	-0.381*** (0.115)	-0.191*** (0.068)
失業率	-0.060** (0.026)	-0.030** (0.014)	0.006 (0.027)	0.013 (0.015)
コーホートダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項		-2.160*** (0.100)		-1.426*** (0.075)
推計手法	CPH	RE Probit	CPH	RE Probit
対数尤度	-8071.524	-4036.288	-8607.326	-4149.783
サンプルサイズ	16,293	16,293	15,772	15,772

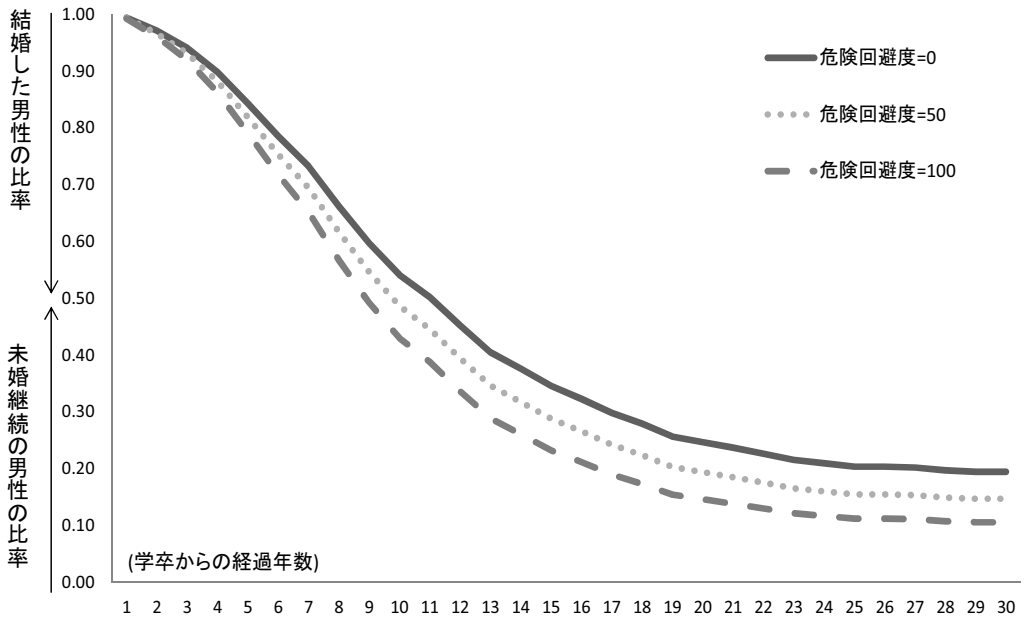
注1): ***, **, *はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注2): ()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注3): CPHはCox's Proportional Hazard Modelを示し、RE ProbitはRandom Effect Probit Modelを示す。

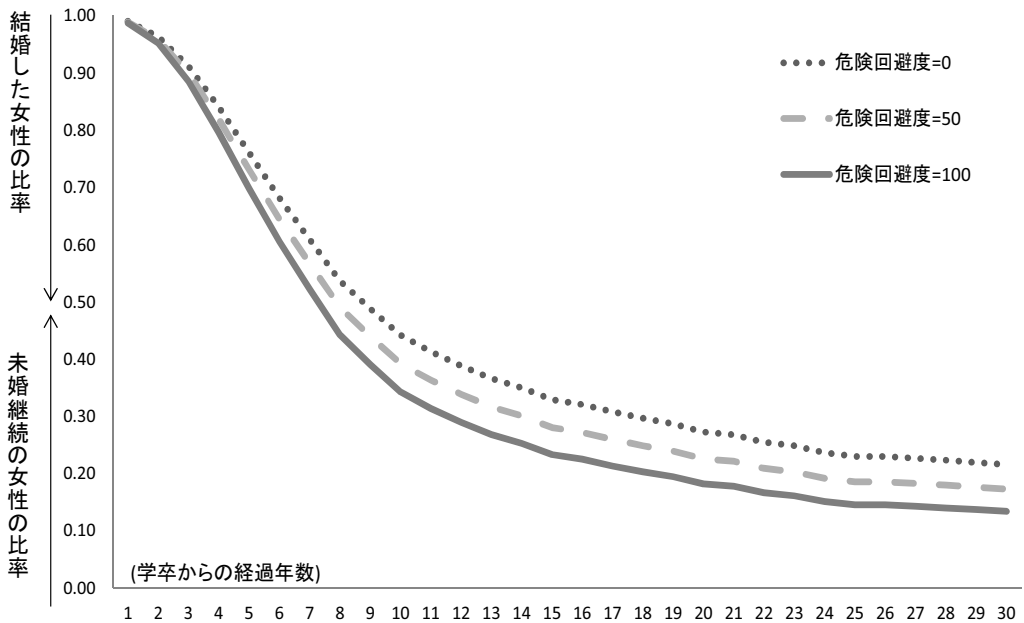
注4): KHPS2004-2013の回顧パネルデータから筆者推計。

図5-2 危険回避度別の未婚残存率(男性)



注1): 図中の値は表5-2の(A1)の推計結果を用い、算出しており、危険回避度以外は平均値で評価している。
 注2): KHPS2004-KHPS2013の回顧パネルデータから筆者推計。

図5-3 危険回避度別の未婚残存率(女性)



注1): 図中の値は表5-2の(A3)の推計結果を用い、算出しており、危険回避度以外は平均値で評価している。
 注2): KHPS2004-KHPS2013の回顧パネルデータから筆者推計。

以上の結果から明らかなおとおり、危険回避的であるほど結婚のタイミングが早くなると言える。この点をより視覚的に確認できるようにするために、表 5-2 の CPH モデルの推計結果を用いてシミュレーションを行った。シミュレーション結果は図 5-2 と図 5-3 に掲載しており、いずれの場合も危険回避度が 0、50、100 の場合の未婚残存率を算出している。なお、危険回避度以外の変数については平均値を用いて評価している。

まず、男性の図 5-2 を見ると、危険回避度が高いほど、結婚のタイミングが早くなっていた。また、学卒後 30 年時点の有配偶割合を見ると、危険回避度が 0 と 100 で約 7% の差があった。この結果は、危険回避度が結婚のタイミングだけでなく、最終的な有配偶割合にも影響を及ぼす可能性があることを示唆している。次に女性の図 5-3 を見ると、図 5-2 の場合と同様に危険回避度が高いほど結婚のタイミングが早くなっていた。また、学卒後 30 年時点の有配偶割合を見ると、危険回避度が 0 と 100 で約 9% の差があった。この結果からも、危険回避度が最終的な有配偶割合にも影響を及ぼす可能性があると考えられる。

以上の分析結果から、危険回避度が高いほど結婚のタイミングが早くなるだけでなく、その効果が持続し、最終的な婚姻状態にも影響を及ぼす可能性がある。この点を詳細に検討するために、40 歳時点、50 歳時点での婚姻状態に危険回避度が及ぼす影響を分析した。

表 5-3 40歳、50歳時点での婚姻状態に危険回避度が及ぼす影響

被説明変数	説明変数	男性		女性	
		40歳時点	50歳時点	40歳時点	50歳時点
		有配偶=1、無配偶=0 (B1)	有配偶=0 (B2)	有配偶=1、無配偶=0 (B3)	有配偶=0 (B4)
		限界効果	限界効果	限界効果	限界効果
危険回避度		0.001** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001** (0.001)	0.002** (0.001)
学歴ダミー ref: 中高卒	専門・短大卒	0.002 (0.042)	-0.030 (0.044)	-0.004 (0.025)	0.015 (0.032)
	大学・大学院卒	0.005 (0.021)	0.017 (0.023)	-0.029 (0.033)	-0.068* (0.041)
就業形態ダミー ref: 無業	正規雇用	0.228*** (0.047)	0.114*** (0.041)	-0.114*** (0.026)	-0.071** (0.032)
	非正規雇用	0.121 (0.080)	-0.050 (0.059)	-0.037 (0.028)	0.025 (0.032)
	自営業	0.145*** (0.049)	0.076* (0.044)	-0.056** (0.027)	-0.003 (0.032)
失業率		-0.023*** (0.008)	-0.008 (0.010)	0.029*** (0.010)	0.026** (0.011)
コーホートダミー		Yes	Yes	Yes	Yes
推計手法		Pooled Probit	Pooled Probit	Pooled Probit	Pooled Probit
対数尤度		-483.603	-301.751	-509.501	-364.150
サンプルサイズ		1,246	912	1,299	932

注1): ***, **, *はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注2): ()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注3): KHPS2004-2013の回顧パネルデータから筆者推計。

もし危険回避度が持続的な影響を及ぼす場合、危険回避的であるほど、40歳、50歳時点で結婚している確率が高いと考えられる。この点を Probit モデルを用いて検証する。使用する被説明変数は、40歳時点で有配偶である場合に1、40歳時点で無配偶である場合に0となるダミー変数と50歳時点で有配偶である場合に1、50歳時点で無配偶である場合に0となるダミー変数の2つである。なお、使用する説明変数は、学歴ダミー、就業形態ダミー、年次失業率、コーホートダミーであり、分析期間中に離婚を経験したサンプルを分析対象から除外した¹³。推計結果は表5-3に掲載してある。

40歳時点での男性と女性の婚姻状態の結果を示す(B1)、(B3)の結果を見ると、危険回避度は正に有意な値を示していた。この結果は、危険回避的であるほど、男女とも40歳時点で結婚している確率が高いことを意味する。次に(B2)、(B4)の50歳時点での結果を見ると、危険回避度は同じく正に有意な値を示していた。この結果は、危険回避的であるほど、男女とも50歳時点で結婚している確率が高いことを意味する。これらの結果から、危険回避度は40歳、50歳時点での婚姻状態にも影響を及ぼしていると考えられ、その影響は持続的だと言える。

5.3 追加検討事項：危険回避的であるほど結婚のタイミングが早くなる原因について

これまでの分析結果から、危険回避的であるほど結婚のタイミングが早くなることが明らかになったが、この背景にはサーチコストの上昇による結婚の留保水準の低下と結婚の保険機能の2つの要因がある。どちらがより妥当なのかを検証するために、Spivey (2010) と同じく危険回避度の大きさによって配偶者の個人属性が異なるかどうかを検証した。ここでは配偶者の個人属性として結婚前年の大卒・大学院卒割合と正規雇用割合を使用する。結婚前年の値を使用したのは、結婚による変化をコントロールするためである。もし結婚の留保水準の低下が主な原因であった場合、危険回避度が高いほど配偶者の大卒割合や正規雇用割合が低くなると考えられる。これに対して結婚の保険機能が主な原因であった場合、危険回避度が高いほど大卒割合や正規雇用割合が高くなると考えられる。この点を検証するために、危険回避度が上位10%の場合と下位10%の場合で配偶者の大卒割合と正規雇用割合がどの程度異なっているのかを検証した。検証結果は表5-4に掲載してある。

まず、男性の配偶者の正規雇用割合を見ると、危険回避度が上位10%の方が下位10%よりも正規雇用割合が高かったが、統計的に有意な差ではなかった。これに対して女性の場合、危険回避度が上位10%の方が下位10%よりも配偶者の正規雇用割合が高く、5%水準で統計的に有意な差が見られた。次に男性の配偶者の大卒割合を見ると、危険回避度が上位10%の方が下位10%よりも高かったが、統計的に有意な差はなかった。また、女性の配偶者の大卒割合を見ると、男性と同様に危険回避度が上位10%の方が下位10%よりも高かったが、統計的に有意な差はなかった。

以上の結果から、女性の場合、危険回避度が高いほど配偶者の正規雇用割合が有意に高

¹³ 分析期間中に離婚を経験したサンプルを入れた場合でも、推計結果にほとんど違いは見られなかった。

いため、結婚の留保水準の低下ではなく、結婚の保険機能が結婚のタイミングに影響を及ぼしている可能性がある。これに対して男性の場合、危険回避度が高いほど配偶者の正規雇用割合や大卒割合が高かったが、有意な差ではなかった。このため、男性ではどちらの仮説が妥当なのかを判断することは難しい。この点に関して、本来であれば配偶者の所得、金融資産等も含めて比較すべきであるが、KHPSの就業履歴には所得や金融資産に関する質問がないため、検証を断念した。この点についてはさらなる検証が必要不可欠であり、本稿の研究課題だと言える。

表5-4 危険回避度別、男女別、結婚前年の配偶者の正規雇用者割合と大卒・大学院卒割合

	男性					
	結婚前年の配偶者の正規雇用者割合			配偶者の大卒・大学院卒割合		
	サンプル サイズ	平均値	標準偏差	サンプル サイズ	平均値	標準偏差
危険回避度上位10%	116	0.707	0.042	116	0.129	0.031
危険回避度下位10%	200	0.640	0.034	200	0.120	0.023
危険回避度 上位10%と下位10%の差		0.067	0.055		0.009	0.039
	女性					
	結婚前年の配偶者の正規雇用者割合			配偶者の大卒・大学院卒割合		
	サンプル サイズ	平均値	標準偏差	サンプル サイズ	平均値	標準偏差
危険回避度上位10%	117	0.761	0.040	117	0.299	0.043
危険回避度下位10%	141	0.645	0.040	141	0.291	0.038
危険回避度 上位10%と下位10%の差		0.115**	0.057		0.008	0.057

注1): **、*、*はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注2): KHPS2004-2013の回顧パネルデータから筆者推計。

6. 結論

本稿の目的は、KHPSを用い、危険回避度が結婚のタイミングに及ぼす影響を検証することであった。危険回避度が喫煙、飲酒等の行動に及ぼす影響については国内、海外で実証分析の蓄積が進んでいるが、結婚の意思決定に及ぼす影響については国内ではまだ研究例が少ない。結婚相手を探すメイトサーチモデルを理論的背景とした Schmidt (2008) と Spivey (2010) の海外の分析の結果、危険回避的であるほど結婚のタイミングが早くなることが明らかになっているが、我が国ではどのような結果になるのだろうか。この点を明らかにするために、本稿では危険回避度が結婚のタイミングに及ぼす影響を分析した。分析の結果、次の2点が明らかになった。

1 点目は、観察できない個人間の異質性を考慮しても、男女とも危険回避的であるほど結婚のタイミングが早くなる傾向にあることがわかった^{14・15・16・17}。この背景には、危険回

¹⁴ KHPS2009では危険回避度以外に時間割引率についても質問している。時間割引率はさまざまな理論モデルの中で使用されているものの、その値を実際に計測し、説明変数として使用した研究は国内ではあまり多くない。近年では上村・野田(2011)によって時間割引率が喫煙に及ぼす影響については検証されたものの、結婚のタイミングに及ぼす影響については分析されていない。橘木・木村(2008)の理論モデルから、

避的であるほど追加的に結婚相手のサーチを行う機会費用が高くなるため、結婚の留保水準が低下するといった要因や危険回避的であるほど結婚の保険機能を重視するといった要因が影響を及ぼしていると考えられる。この点に関する検証の結果、女性では結婚の保険機能が妥当である可能性があったが、男性ではどちらの仮説が妥当かは明確に決定することができなかった。2点目は、CPHモデルを用いたシミュレーションや40歳、50歳時点での婚姻状態に関する分析の結果、危険回避度が結婚のタイミングだけでなく、最終的な有配偶割合にも影響を及ぼしていることがわかった。

以上は本稿の分析から得られた結果である。この結果とこれまでの先行研究を比較すると、先行研究と同じ傾向が見られた点と新たに明らかになった点に分けることができる。まず、前者については、Schmidt (2008) や Spivey (2010) と同様に危険回避的であるほど結婚のタイミングが早くなるという点である。ただし、本稿では先行研究と違い、RE Probitモデルを用いることで観察できない個人属性を考慮し、より頑健な結果を得ているという利点がある。次の後者については、危険回避度が結婚のタイミングだけでなく、最終的な有配偶割合にも影響を及ぼしているという点である。Schmidt (2008) や Spivey (2010) では結婚のタイミングに危険回避度が及ぼす影響を主に検証していたが、本稿ではより長期的な影響も検証しており、新たな知見が得られたと言える。また、Sekita (2012) と比較すると、本稿の結果と違って、男性の危険回避度が結婚に影響を及ぼしていなかった。この結果の違いの背景として、さまざまな理由が考えられるが、その1つに、Sekita (2012) では

時間割引率が高いほど結婚の留保水準が低下するため、結婚のタイミングが早くなると考えられるが、実際に検証した研究はまだない。そこで、時間割引率が結婚のタイミングに及ぼす影響をCPHモデル、RE Probitモデルを用いて検証した。なお、時間割引率の定義は上村・野田(2011)と同様のものを使用している。分析の結果、男女ともいずれの推計手法でも時間割引率は有意な値を示さなかった。

¹⁵ 危険回避的であるほど結婚のタイミングが早くなることが明らかになったが、この影響は労働者の個人属性によって異なる可能性もある。この点を確認するためにも、年齢ダミーと危険回避度の交差項、就業形態ダミーと危険回避度の交差項を説明変数に追加した分析も行った。年齢ダミーと危険回避度の交差項を使用するのは、調査対象者の年齢に応じて結婚相手の候補者に出会える確率が異なる可能性があるためである。具体的には若年であるほど結婚相手の候補者に出会える確率が高く、高齢であるほど結婚相手の候補者に出会える確率が低くなると考えられる。このため、年齢によってサーチコストも異なる可能性がある。これが危険回避度を通じて結婚のタイミングに影響を及ぼす可能性があり、この点を交差項を用いて検証した。また、就業形態ダミーと危険回避度の交差項を使用するのは、就業状態によって今後出会える結婚相手の候補者の数に違いが出ると考えられ、サーチコストも異なる可能性があるためである。これが危険回避度を通じて結婚のタイミングに影響を及ぼす可能性があると考えられ、この点を交差項を用いて検証した。分析の結果、男女ともいずれの交差項も有意ではなかった。この結果は、男女とも年齢や就業形態といった個人属性の違いによって、危険回避度を通じた結婚のタイミングに異なった影響を及ぼしていないことを示すと考えられる。

¹⁶ 推計結果の頑健性を確認するために、分析対象の年齢層を変更した場合の推計も実施した。具体的には①40歳以下といったより若年層に限定した場合、②59歳以下といったより高齢層も含む場合、そして、③男性を18歳から、女性を16歳から分析対象とした場合といった3種類の推計を実施した。これら①、②、③の分析の結果、ほとんどの場合において男女ともに危険回避度が正に有意な値を示していた。これらの結果は、危険回避度が高いほど、結婚のタイミングが早くなることを示しており、50歳以下に限定した場合と同一の傾向となっている。

¹⁷ 推計結果のさらなる頑健性を確認するために、KHPS2012の危険回避度を用いた場合の推計も行った。この分析の結果、男性の危険回避度はいずれの場合も正の符号を示していたが、女性の場合は有意となっていなかった。しかし、女性の危険回避度の係数はいずれも正であり、危険回避的であるほど結婚のタイミングが早まるといった可能性があると考えられる。

調査期間中に結婚したサンプルのみを分析対象としていたため、サンプルサイズが小さく、データに統計的に有意となる十分な情報がなかった可能性が考えられる。

本稿では危険回避度と結婚の関係について分析したが、危険回避度は出産や離婚にも影響を及ぼしている可能性がある。実際に出産については Schmidt (2008) で、離婚については Light and Ahn (2010) で分析されており、危険回避度が家族形成やその崩壊と関連があると考えられる。この点を検討することは、危険回避度の及ぼす影響に関する実証分析の蓄積に貢献することができるため、今後さらに分析を進めていく必要があるだろう。

最後に本稿に残された課題について述べておきたい。本稿では就業履歴から構築した回顧パネルデータを用いることで全サンプルの結婚行動について分析することができたが、使用できる説明変数が制限されてしまった。本来であれば Spivey (2010) のように、本人の所得や家族との同居状況を考慮すべきであったが、今回は使用できなかった。この点は KHPS におけるデータ上の限界点だと言える。今後は他のデータを使用することも視野に入れ、再度分析を行っていきいたい¹⁸。

補論：危険回避度と結婚の間の逆の因果関係の検証について

本稿では、危険回避度と結婚の間の逆の因果関係について、大阪大学社会経済研究所の『くらしの好みと満足度についてのアンケート』を用いて検証した。このデータを使用する利点は、ほぼ毎年「あなたが普段お出かけになる時に、傘をもって出かけるのは降水確率が何%以上だと思う時ですか。」という質問が利用できるためである。なお、今回の分析では 2003 年～2010 年、2012 年、2013 年のデータを使用している。2011 年のデータを使用しなかったのは、降水確率に関する質問がなかったためである。

危険回避度と結婚の間の逆の因果関係を検証する方法として、 $t-1$ 期から t 期の危険回避度の変化に新規結婚ダミー（新規に結婚した場合に 1、継続未婚は 0）がどのような影響を及ぼすのかを検証した。もし逆の因果関係が存在していた場合、結婚したサンプルほど危険回避度が上昇すると考えられる。この結果、新規結婚ダミーが有意に正の値を示すはずである。実際にこの傾向が見られるかどうかを検証する。なお、分析では 2 種類の被説明変数を使用する。1 つ目は $t-1$ 期から t 期の危険回避度の差分である。この場合、OLS を使用する。2 つ目は $t-1$ 期から t 期の危険回避度の変化が 0 よりも大きい場合に 1、それ以外で 0 になるダミー変数である。この場合、Probit モデルを使用する。いずれの被説明変数でも危険回避度のみか、もしくは学歴ダミー、年齢ダミー、職種ダミー、コーホートダミー、地域ブロックダミー、市郡規模ダミー、年次ダミーを併せて使用する。

推計結果は次の補表のとおりである。これを見ると、新規結婚ダミーは男女いずれの場合も有意な影響を及ぼしていなかった。この結果は、新たに結婚することが危険回避度に影響を及ぼさないことを意味する。以上の結果から、結婚による危険回避度への逆の因果

¹⁸ これ以外の課題として、坂本(2006)で指摘されるように、結婚前後のサンプル脱落の可能性がある。しかし、今回使用した KHPS の場合、コーホート A、B、C とも初回調査時点で約 7 割が既に結婚しているため、パネル期間中の結婚によるサンプル脱落の問題の影響は小さいと考えられる。

関係を明確に確認できなかった。このため、危険回避度を使用しても、推計結果にバイアスは生じていないと考えられる。

補表 t-1期からt期の危険回避度の変化に新規結婚ダミーが及ぼす影響

被説明変数	男性				女性			
	t-1期からt期までの危険回避度の差分		t-1期からt期までの危険回避度の変化>0=1、それ以外=0		t-1期からt期までの危険回避度の差分		t-1期からt期までの危険回避度の変化>0=1、それ以外=0	
	(C1)	(C2)	(C3)	(C4)	(C5)	(C6)	(C7)	(C8)
説明変数	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果
新規結婚ダミー	0.361 (2.653)	0.443 (2.777)	-0.050 (0.165)	-0.020 (0.171)	1.126 (1.915)	0.455 (1.958)	0.165 (0.156)	0.156 (0.160)
学歴ダミー ref: 中高卒								
短大・高専卒		0.567 (2.159)		-0.197 (0.127)		-0.351 (1.173)		0.003 (0.090)
大学・大学院卒		-0.652 (1.259)		-0.066 (0.084)		-0.691 (1.162)		-0.103 (0.094)
年齢ダミー ref: 29歳以下								
30-39歳		-1.242 (1.337)		-0.116 (0.086)		-0.602 (1.067)		-0.163* (0.084)
40-50歳		-0.897 (1.500)		-0.052 (0.096)		0.137 (1.217)		-0.105 (0.096)
職種ダミー ref: 無業								
事務職		0.570 (2.023)		0.257* (0.147)		0.241 (1.396)		0.024 (0.110)
販売職		0.519 (2.371)		0.076 (0.165)		-0.647 (1.769)		-0.128 (0.145)
管理職		1.641 (4.097)		0.323 (0.221)		1.203 (4.010)		0.296 (0.257)
専門的・技術的職業		1.445 (1.907)		0.240* (0.136)		-0.101 (1.501)		-0.026 (0.121)
サービス職		1.536 (2.006)		0.326** (0.143)		-0.686 (1.734)		0.010 (0.132)
現業職・農林漁業・その他		0.556 (1.865)		0.167 (0.134)		0.623 (2.072)		0.035 (0.158)
コーホートダミー	No		No	Yes	No	Yes	No	Yes
地域ブロックダミー	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
市都規模ダミー	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
年次ダミー	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
定数項	1.002* (0.545)	0.570 (3.048)	-0.423*** (0.036)	-0.467** (0.204)	1.016** (0.444)	-4.594* (2.779)	-0.456*** (0.035)	-0.423** (0.200)
推計手法	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled Probit	Pooled Probit	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled Probit	Pooled Probit
対数尤度	—	—	-873.179	-858.202	—	—	-928.756	-903.772
R2	0.000	0.008	—	—	0.000	0.027	—	—
サンプルサイズ	1,369	1,369	1,369	1,369	1,470	1,470	1,470	1,470

注1) **、*はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

注2) ()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注3) 分析対象は50歳以下の男女である。

注4) 2003年～2010年、2012年、2013年の大阪大学社会経済研究所「くらしの好みと満足度についてのアンケート」から筆者作成。

参考文献

- Andersen, S., G. W. Harrison, I. Lau and E. E. Rutström. “Lost in State Space: Are Preferences Stable?” *International Economic Review*, 2008, 49(3), pp. 1091-1112.
- Barsky, R. B., F. T. Juster, M. S. Kimball, and M. D. Shapiro. “Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Study.” *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112, pp. 537-579.
- Becker, G. S. *A Treatise on The Family*, Enlarged Edition, Cambridge: Harvard Univ. Press, 1991.
- Binswanger, H. “Attitudes Toward Risk: Theoretical Implications of an Experiment in Rural India.” *Economic Journal*, 1981, 91, pp. 867-890.
- Cramer, J. S., J. Hatog, N. Jonker, C. M. Van Praag. “Low Risk Aversion Encourages the Choice for Entrepreneurship: An Empirical Test of Truism.” *Journal of Economic Behavior and Organization*, 48, pp. 29-36.

- Dohmen, T., A. Falk, D. Huffman, U. Sunde, J. Schupp, and G. G. Wagner. “Individual Risk Attitudes: New Evidence from a Large, Representative, Experimentally-Validated Survey.” *Journal of the European Economic Association*, 2011, 9(3), pp. 522-550.
- Ermish, J. F. *An Economic Analysis of the Family*, Princeton University Press, 2003.
- Friend, I and M. Blume “The Demand for Risky Assets.” *American Economic Review*, 1975, 65, pp. 900-922.
- Guiso, L., and M. Paiella. “Risk Aversion, Wealth, and Background Risk.” CEPR Discussion Paper No.2728, 2001.
- Hansen, L. P. and K. Singleton “Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations.” *Econometrica*, 1982, 50(5), pp. 1269-1286.
- Harrison, G. W., E. Johnsonb, M. M. Melayne, and E. E. Rutströma. “Temporal Stability of Estimates of Risk Aversion.” *Applied Financial Economics Letters*, 2005, 1(1), pp. 31-35.
- Holt, C A., and Susan K. Laury. “Risk Aversion and Incentive Effects.” *American Economic Review*, 2002, 92, pp. 1644-1655.
- Kimball, M. S., C. R. Sahm, and M. D. Shapiro. “Imputing Risk Tolerance from Survey Responses.” *Journal of the American Statistical Association*, 2008, 103(483), pp. 1028-1038.
- Light, A., and T. Ahn. “Divorce as Risky Behavior.” *Demography*, 2010, 47, pp. 895-921.
- Lippman, S. A., and J. J. McCall. “The Economics of Job Search: A Survey.” *Economic Inquiry*, 1976, 14, pp. 155-189.
- Pissarides, C. A. “Risk, Job Search, and Income Distribution.” *Journal of Political Economy*, 1974, 82, pp. 1255-1267.
- Sahm, C. “How Much Does Risk Tolerance Change?” Finance and Economics Discussion Series, 2007-66, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2008.
- Schmidt, L. “Risk Preferences and the Timing of Marriage and Childbearing.” *Demography*, 2008, 45, pp. 439-460.
- Sekita, S. “Risk Aversion and the Timing of Marriage: Evidence from Japan.” Population Association of America, 2012, San Francisco.
- Spivey, C. “Desperation or Desire? The Role of Risk Aversion in Marriage.” *Economic Inquiry*, 2010, 48(2), pp. 499-516.
- 池田新介・筒井義郎「アンケート調査と経済実験による危険回避度と時間割引率の解明」『証券アナリストジャーナル』 2006, 44(2), pp.70-81.
- 大垣昌夫・田中沙織『行動経済学-伝統的経済学との統合による新しい経済学を目指して』有斐閣, 2014.
- 大竹文雄「失業と幸福度」『日本労働研究雑誌』 2004, No.528, pp.59-68.
- 上村一樹・野田知彦「喫煙習慣のパネル分析－合理的依存症モデルの検証」瀬古美喜・山本勲・樋口美雄・照山博司・慶応 - 京大連携グローバル COE 編著『日本の家計行動の

- ダイナミズムⅦ 経済危機後の家計行動』慶應義塾出版会, 2011, pp.91-110.
- 北村行伸『ミクロ計量経済学入門』日本評論社, 2009.
- 酒井正・樋口美雄「フリーターのその後」『日本労働研究雑誌』2005, No.535, pp.29-41.
- 坂本和靖「サンプル脱落に関する分析—消費生活に関するパネル調査」を用いた脱落の規定要因と推計バイアスの検証」『日本労働研究雑誌』2006, No.551, pp.55-70.
- 佐藤一磨「夫の失業前後の妻の就業行動の変化について」内閣府経済社会研究所『経済分析』2013, 第186号, pp.118-138.
- 滋野由紀子・松浦克己「出産・育児と就業の両立を目指して—結婚・就業選択と既婚・就業女性に対する育児休業制度の効果を中心に—」『季刊社会保障研究』2003, No.39, pp.43-54.
- 瀬古美喜『日本の住宅市場と家計行動』東京大学出版会, 2014.
- 橘木俊詔・木村匡子『家族の経済学』NTT出版, 2008.
- 戸田淳仁「両立支援策の普及実態と両立支援策が出生行動に与える影響」国立社会保障・人口問題研究所 ディスカッションペーパーシリーズ No.2011-Jo6, 2012.
- 西田有輝・升屋優花子・竹村敏彦・上村雅俊「絶対手危険回避度の短期比較—国民年金に関する調査を用いて—」RISS Discussion Paper Series No. 19 March, 2012.
- 野崎祐子「雇用不安時代における女性の高学歴化と結婚タイミング—JGSS データによる検証—」JGSS で見た日本人の意識と行動：日本版 General Social Surveys 研究論文集 6, 2007, pp.131-146.
- 樋口美雄・阿部正浩「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング—固定要因と変動要因の分析」樋口美雄・岩本正美編『パネルデータから見た現代女性—結婚・出産・就業・消費・貯蓄』東洋経済新報社, 1999, pp.25-65.
- 福田節也「第5章 消費生活に関するパネル調査を用いた分析：結婚形成における女性の稼働能力の役割」『マイクロデータの計量人口学』（編著者：小島宏・安蔵伸治），原書房, 2012, pp.93-125.
- 前田佐恵子・濱秋純哉・堀雅博・村田啓子「新卒時就職活動の失敗は挽回可能か？ 家計研パネルの個票を用いた女性就業の実証分析」ESRI Discussion Paper Series No.234, 2010.
- 升屋優花子・西田有輝・竹村敏彦・上村雅俊「絶対手危険回避度は時間に関して安定的か？—金融行動調査を用いた短期・中期比較—」RISS Discussion Paper Series No. 20 March, 2012.
- 水落正明「学卒直後の雇用状態が結婚タイミングに与える影響」『生活経済学研究』2006, No. 22・23, pp.167-176.
- 三好向洋「日本における労働市場と結婚選択」『日本労働研究雑誌』2013, No.638, pp.33-42.