

リスク選好の男女間比較: 日本、タイでのサーチ実験を用いた分析
Inukai, K.^a, Miura, T.^b, Pacharasut, S.^c, San, S.^d, Sasaki, M.^e, Thanee, C.^f

JEL Classification: D81, D83, J31

Keyword: Risk preference, Gender wage gap, Search

要旨

本研究では、アンケートを用いたリスク選好の測定の代替案の1つとして、実験室におけるサーチ実験を行い、観測された被験者のサーチ行動からリスクに対する選好の程度を測定した。その結果を用いて、性別間でリスク回避度に違いがみられるのかを日本、タイの被験者を用いて比較分析を行った。本研究から得られた結果として、日本ではサーチ回数は男女で違いは見られなかったが、その一方でタイではサーチ回数は女性のほうが統計的に有意に多いことが明らかになった。したがって、日本では経済実験におけるサーチ行動から測定したリスク回避度は男女間で違いがなかったが、タイでは女性のほうが男性よりも有意にリスク愛好的であることがわかった。

^a 大阪大学社会経済研究所, inukai@iser.osaka-u.ac.jp

^b 大阪大学大学院経済学研究科, u304898i@ecs.osaka-u.ac.jp

^c Chulalongkorn University, Department of Economics, Pacharasut.S@chula.ac.th

^d Chulalongkorn University, Department of Economics, San.S@chula.ac.th

^e 大阪大学大学院経済学研究科, IZA, sasaki@econ.osaka-u.ac.jp

^f Chulalongkorn University, Department of Economics, thanee.c@gmail.com

1. はじめに

男女間賃金格差は現代社会が抱える問題の1つである。ILOによると、日本における2014年の男女間賃金格差は27.8%であったが、その一方でタイでは2.8%しかなく、両国では大きな違いがある。この両国間の違いをもたらす要因として、制度、慣習や宗教観の違いや差別の存在などが考えられるが、男女間で選好が異なることによって生じているとも考えられる。例えば、求職活動を考えた場合、リスク回避的な求職者はそうでない求職者に比べて、留保賃金が低く、平均的な求職期間は短くなる。その結果、リスク回避的な求職者が受諾する賃金は平均的に低くなる。仮に男女間でリスク選好が異なり、女性の方が男性よりもリスク回避的ならば、女性求職者は男性求職者に比べて、留保賃金は低く、求職期間は平均的に短く、そして受諾賃金は平均的に低くなる。このようにリスクに対する選好の違いによって男女間で賃金の格差が生じることになる。

経済学や心理学、そしてこれらの学問が融合した行動経済学における多くの研究では男女間でリスク選好が異なるかどうか分析されている。最近の、特に行動経済学では、リスク選好の測定方法としてHolt and Laury (2002) 型のMultiple Price List (MPL) methodがよく用いられている。MPLを用いた研究では、男女間でリスク選好に差があるという結果 (Eckel and Grossman, 2002; Eckel and Grossman, 2008; Joosse, et.al., 2011; Dohmen et.al., 2011; Anderson and Mellor, 2009; Dave et.al., 2010) と、男女間でリスク選好に差がないという結果 (Laury, 2006; Tanaka et.al., 2010; Charness and Viceisza, 2011; Lonnqvist et.al., 2011) が混在している。

本研究では、MPLを用いたリスク選好の測定の代替案の1つとして、実験室におけるサーチ実験を行い、観測したサーチ行動からリスクに対する選好の度合いを測定する。その結果を用いて、性別間でリスク回避度に違いがみられるのかを日本、タイの被験者を用いて分析する。

本研究の結果をまとめる。日本ではサーチ回数は男女で違いが見られなかったが、その一方でタイではサーチ回数は女性のほうが男性よりも有意に多いことが明らかになった。したがって、日本ではサーチ行動から測定したリスクに対する選好は男女間で違いがなかった、その一方でタイでは女性のほう男性よりもがリスク愛好的であることがわかった。

これからの本論文の構成は以下のとおりである。次章では、基本的な個人の意思決定サーチ・モデルを紹介し、理論的に得られる留保ポイントや期待サーチ回数を示す。第3章では、経済実験を説明し、第4章ではこれまでの分析結果を述べる。最後に結論を述べる。

2. モデル

本章では、まず代表的な個人がリスク中立的な選好を持っていると仮定し、その個人の基本的な意思決定サーチ・モデルを紹介する。そして、そのモデルから個人の留保ポイントと期待サーチ回数を導出する。

代表的な個人 i は次のようなサーチ活動に従事する。個人 i は上限($m + a$)、下限($m - a$)の一

様分布からポイントを引き、ポイントは一様分布なので、 m はこの分布の平均値である。その個人は引いたポイントを受諾するか、それとも拒否するかを選択する。引いたポイントを受諾した場合、そのポイントは利得となり、そしてサーチ活動を終了する。反対に拒否をした場合、この個人 i はもっと高いポイントを求めサーチ活動を続けることを選択し、次のラウンドに進む。そして、再び同じ一様分布からポイントを引き、しかし、引いたポイントを拒否して次のラウンドに進む場合、確率 λ で強制的にサーチ活動は終了するように設定する。この場合、次のラウンドに進もうとした個人は獲得ポイントがゼロとなり、利得を得ることができないとする。個人はもっと高いポイントを求めてサーチ活動を続けるが、強制的にサーチ活動を終了させられる可能性がある。また、実験室で短い時間内で実施するサーチ活動なので、ラウンド間の割引率はゼロと仮定する。

個人 i の価値関数は以下のようになる。

$$V_i = E \max[u_i(x), (1 - \lambda)V_i], \quad (1)$$

V_i は個人 i の現在価値、 $u_i(x)$ は個人の効用関数、 x は受諾ポイントを示す。式(1)は次のように書き直される。

$$\lambda V_i = \int_{R_i}^{m+a} [u_i(x) - (1 - \lambda)V_i] \left(\frac{1}{2a}\right) dx, \quad (2)$$

R_i は留保ポイントとする。

ここでは、個人 i はリスク中立的と仮定し、効用関数は $u_i(x) = p_i x$ とする。 p_i は受諾ポイントから得られる効用水準を決める個別的なパラメータとする。留保ポイント R_i は、 $u_i(R_i) = p_i R_i$ を満たす値である。この効用関数と式(2)に代入すると、次のようになる。

$$\frac{\lambda p_i R_i}{1 - \lambda} = p_i \int_{R_i}^{m+a} [x - R_i] \left(\frac{1}{2a}\right) dx, \quad (3)$$

両辺に個別的なパラメータ p_i があることに留意する。 p_i は両辺から消去されるので、留保ポイントを決める式は次のようになる。

$$(1 - \lambda)R = \lambda \int_R^{m+a} [x - R] \left(\frac{1}{2a}\right) dx, \quad (4)$$

個人の異質性を捉える個別パラメータが消去されるので、個人がリスク中立的であるなら、同じ留保賃金を共有することになる。したがって、下付きの i は消去される。式(4)の右辺はもう1ラウンドサーチ活動を続けることで得られる期待限界便益を示し、左辺はもう1ラウンドサーチ活動を続けることで支払う限界サーチ費用を示す。

経済実験では、強制的にサーチ活動が終了する確率(λ)は 5%と設定する。また、トリートメントとして一様分布の下限と上限を[0, 1000], [150, 850], [300, 700]とする。それぞれの様分布のもとで、リスク中立的な個人の留保ポイントを式(4)から計算し、また期待サーチ回数を計算すると以下のようになる。

表 1 留保ポイント, 期待サーチ回数, サーチ回数の分散

	[0, 1000] m=500, a=500	[150, 850] m=500, a=350	[300, 700] m=500, a=200
留保ポイント	724	634	548
期待サーチ回数	3.623	3.241	2.632

もし個人がリスク回避的であるなら, 期待サーチ回数は表 1 の第2行目に記載されている期待サーチ回数よりも少なくなることがわかっている. したがって, 本研究ではサーチ回数をリスク選好として用いる.

3. 実験デザイン

本研究では, 実験室実験により, 個人のサーチ行動からリスクに対する選好の度合いを測定した. 実験では, 求職行動を単純化した状況を設定した. 各実験では, 2種類のゲーム(Game A, Game B)が用意されており, それぞれ10回ずつ, 計20回行った. また, ゲームの順番はランダムにした. 各ゲームでは, ラウンド毎に一様分布からポイントが引かれる. 被験者は高いポイントを獲得すると, 高い報酬を得ることができる. しかし, 高い報酬を求めてサーチし続けると強制的にサーチ活動を終了させられ, 報酬がゼロにあるリスクがある. ポイントの分布の上限・下限は Game A と Game B で異なり, また実験セッションによって Game B の範囲を変えた. Game A では, ポイントは下限 0 から上限 1000 までの範囲, Game B ではポイントは 150 から 850 まで(このセッションを DR1 とする), もしくは 300 から 700 まで(このセッションを DR2 とする)の範囲と設定した. 被験者は各ラウンドで引かれたポイントに応じて, そのポイントを受け入れるか拒否するかを選択する. 被験者受け入れを選択した場合, ゲームは終了し, その受け入れたポイントが当ゲームの獲得ポイントになる. 被験者が拒否を選択した場合, 95%の確率で次のラウンドに進み, 新たにポイントが引かれる. また, 5%の確率でゲームは強制終了し, そのゲームでの獲得ポイントは 0 になる.

20 回のゲームがすべて終了した後, どの回の結果を実験報酬として換算するかをランダムに決定した. また, 日本でのポイントと円の換算率は 1 ポイント=2JPY, タイでは 1 ポイント=0.234THB とした. 購買力平価 (PPP) から 0.177THB/JPY の換算レートを採用した. また, 参加報酬として 1000JPY(117THB)を支払った. 加えて, 被験者はインセンティブのない Holt and Laury (2002) 型のリスク選好を測るアンケートに答えた. 被験者は各組み合わせに対して, くじ A かくじ B を選択してもらう. 組み合わせの番号が大きくなるほど, くじ B の期待値がくじ A の期待値よりも大きく上昇していくため, 被験者はいずれかの組み合わせの番号でくじ A からくじ B を選ぶようになる. 本研究では 9 つのくじの組み合わせの内, くじ B を選んだ回数をリスク愛好度(Risk loving)とした.

4. 実験結果

本実験は日本で2016年1月から2月にかけて数回、そしてタイでは2016年4月に行った。日本の被験者は大阪大学の学生、タイの被験者はチュラロンコン大学の学生である。

本実験の被験者数は、日本で60人(DR1), 48人(DR2)であり、タイでは42人(DR1), 50人(DR2)である。男性の数は日本44人(DR1), 32人(DR2)で、タイでは20人(DR1), 11人(DR2)であった。また、リスク選好に関するアンケートの回答で、ある組み合わせでくじBを選んだにもかかわらず、それよりも大きい番号の組み合わせでくじAを選択した被験者を除外した。したがって、日本では男性1人、女性1人(DR1), 男性1人、女性2人(DR2), タイで男性1人、女性4人(DR1), 男性2人、女性6人(DR2)をサンプルから除外した。

図1 Game AとGame Bの平均サーチ回数, Game AとGame Bのサーチ回数の差, リスク愛好度のヒストグラム

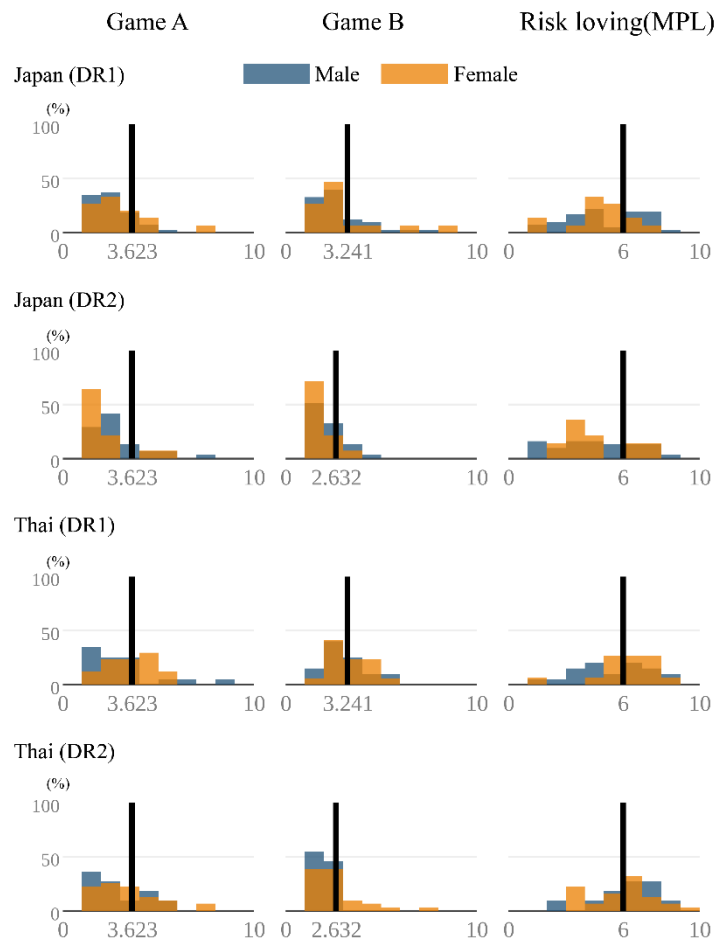


図1はそれぞれ男女別の日本のDR1, 日本のDR2, タイのDR1, タイのDR2のGame A, Game Bの個人平均サーチ回数, Game AとGame Bの個人平均サーチ回数の差, MPLを用いて測定

したリスク愛好度(Risk loving)のヒストグラムを示している。また、各図中に引かれている垂直線はリスク中立的な人がとりうる値を表しており、それより左に位置する人はリスク回避的、右に位置する人はリスク愛好的であるといえる。サーチ回数はリスク中立的な人の期待値よりも少ない人が多く、全体としてリスク回避的な傾向にあるといえる。男女別のサーチ回数は日本ではあまり違いが見られなく、タイでは若干女性のほうが全体的分布が右にずれている。つまり女性の方がリスク愛好的な傾向にある。

表 2 平均サーチ回数に対する OLS 分析の結果

	Japan			Thai		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Game B	0.122 (0.263)	0.122 (0.263)	0.122 (0.256)	-0.224 (0.304)	-0.224 (0.304)	-0.224 (0.304)
DR2	-0.0127 (0.260)	-0.0148 (0.263)	0.0489 (0.263)	-0.164 (0.356)	-0.289 (0.342)	-0.291 (0.345)
Game B × DR2	-0.794** (0.353)	-0.794** (0.354)	-0.794** (0.348)	-0.564 (0.435)	-0.564 (0.432)	-0.564 (0.433)
Male		-0.0413 (0.222)	-0.0685 (0.217)		-0.447** (0.209)	-0.455** (0.207)
Risk loving			0.134*** (0.0437)			0.0151 (0.0684)
Constant	2.664*** (0.157)	2.694*** (0.252)	2.103*** (0.300)	3.338*** (0.251)	3.580*** (0.244)	3.501*** (0.367)
N	206	206	206	158	158	158
R ²	0.053	0.053	0.094	0.070	0.092	0.092

b coefficients; se in parentheses
* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

表 2 は個人平均サーチ回数に対する OLS の結果を示している。列(1)は Game B ダミー、DR2 ダミー、Game B ダミーと DR2 ダミーの交差項が説明変数として採用されている。日本では Game B ダミーと DR2 ダミーの交差項は負に 5% の水準で有意な値を示しており、日本では分布の幅が (0,1000) から (300,700) と狭くなることによって、サーチ回数が少なくなることがわかる。列(2)は説明変数に男性ダミーを加えた結果を示している。日本では男性ダミーは統計的に有意ではなく、男女間にサーチ回数の違いが見られないことを示している。一方で、タイでは男性ダミーは負に 5% 水準で有意な値を示しており、女性のほうが男性に比べてサーチ回数が多いことがわかる。この男女差の結果はアンケートを用いて測定したリスク愛好度を説明変数に加えた列(3)でも、同様の結

果を示している。したがって、サーチ実験を用いた結果は日本ではリスク選好に違いは見られなく、一方でタイでは女性のほうが男性よりもリスク愛好的であるということが示された。

5. 結論

本研究では、実験室実験を用いてサーチ行動から観察されるサーチ回数をリスク愛好度の指標として用いて、男女間賃金格差が比較的大きい日本と比較的小さいタイそれぞれの被験者から実験を行い、性別間でサーチ行動を比較することによって、リスク愛好度が男女間で違いが見られるかを分析した。結果として、日本ではサーチ回数は男女で違いは見られなく、一方でタイではサーチ回数は女性のほうが多いことが明らかになった。したがって、日本ではサーチ行動から測定したリスク愛好度は男女間で違いがなく、一方でタイでは女性のほうがリスク愛好的であることがわかった。

本研究の限界として、被験者が大学の学生を用いていることが挙げられる。したがって、学生以外の被験者でも同様の結果が得られるかは本研究から確証を得られない。また、本研究で行ったサーチ実験によって測定したリスク愛好度が実際にどこまで現実のサーチ行動を説明しうるかは明らかではない。将来の研究として、これらの限界を解決した研究が求められる。

引用文献

- Anderson, L. R. and Mellor, J. M. (2009). Are risk preferences stable? comparing an experimental measure with a validated survey-based measure. *Journal of Risk and Uncertainty*, 39(2), 137-160.
- Charness, G. and Viceisza, A., 2011. Comprehension and risk elicitation in the field: evidence from rural Senegal. mimeo.
- Charness, G., Gneezy, U., and Imas, A. (2013). Experimental methods: eliciting risk preferences. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 87, 43-51.
- Crosan, R. and Gneezy, U. (2009). Gender differences in preferences. *Journal of Economic literature*, 47(2), 448-474.
- Dave, C., Eckel, C. C., Johnson, C. A., and Rojas, C. (2010). Eliciting risk preferences: when is simple better?. *Journal of Risk and Uncertainty*, 41(3), 219-243.
- Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., and Sunde, U., 2011. Individual risk attitudes: measurement, determinants and behavioral consequences. *Journal of the European Economic Association* 9 (3), 522–550.
- Eckel, C. C. and Grossman, P. J. (2002). Sex differences and statistical stereotyping in attitudes toward financial risk. *Evolution and human behavior*, 23(4), 281-295.
- Eckel, C. C. and Grossman, P. J. (2008). Men, women and risk aversion: experimental evidence. *Handbook of experimental economics results*, 1, 1061-1073.

Holt, C.A. and Laury, S.K., 2002. Risk aversion and incentive effects. *American Economic Review* 92 (5), 1644–1655.

Joosse, A., de Vries, E., Eckel, R., Nijsten, T., Eggermont, A. M., Hölzel, D., Coebergh, JW., and Engel, J. (2011). Gender differences in melanoma survival: female patients have a decreased risk of metastasis. *Journal of Investigative Dermatology*, 131(3), 719-726.

Lonnqvist, J.E., Verkasalo, M., Walkowitz, G., and Wichardt, P.C., 2011. Measuring individual risk attitudes in the lab: task or ask? An empirical comparison. mimeo.

Tanaka, T., Camerer, C.F., and Nguyen, Q., 2010. Risk and time preferences: linking experimental and household survey data from Vietnam. *American Economic Review* 100 (1), 557–571.

ILO <http://www.ilo.org>