

# TEORIA DO PROSPECTO E AS DIFERENÇAS DE COMPORTAMENTO PERANTE O RISCO ENTRE GÊNERO, ESCOLARIDADE E IDADE

Marcos Falleiro<sup>1</sup>, Carlos E. Lobo e Silva<sup>2</sup> e Sílvio Tai<sup>3</sup>

**Resumo:** A partir da teoria do prospecto de Kahneman e Tversky (1979), o artigo investiga se gênero, escolaridade e faixa etária afetam o comportamento do indivíduo perante o risco. Para tanto, o trabalho realiza um experimento junto aos alunos e professores da graduação e pós-graduação da PUC-RS, cujo método é parcialmente extraído de Gonzalez e Wu (1999) e parcialmente novo, e, de posse das respostas, estima a função utilidade e a função de ponderação das probabilidades de cada entrevistado. Os resultados sugerem a existência de relevantes diferenças de comportamento entre os grupos pesquisados. A aversão maior ao risco está associada, por diferentes razões, às mulheres, à alta escolaridade e idades mais avançadas. Além da obtenção dos resultados finais, este artigo tem o objetivo adicional de contribuir para o debate em uma área de importância crescente e ainda pouco desenvolvida no Brasil.

Palavras-chave: teoria do prospecto; tomada de decisão; racionalidade limitada; experimentos econômicos em laboratório.

**Abstract:** Using Kahneman and Tversky's (1979) prospect theory this paper investigates if gender, education and age affect individual risk behavior. For this purpose, an experiment was undertaken with students and professors from the Economic Department of PUC-RS. The method of the experiment is partially from Gonzalez and Wu (1999) and partially new. With the participants answers we were able to estimate the utility function and the weighting function of each individual. The results suggest that there are significant differences of behavior among the researched groups. Risk aversion is associated, for different reasons, with women, high education and higher ages. Moreover, this paper has the additional purpose of contributing for the discussion in an area of growing importance and poorly developed in Brazil.

Key-words: prospect theory; decision making; bounded rationality; laboratory experiments.

Classificação *JEL*: D81, D01, C91

Área 8 — Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças

---

<sup>1</sup> Mestre em Economia pela PUC-RS. E-mail: mfalleiro@hotmail.com

<sup>2</sup> Professor do PPGE da PUC-RS.

<sup>3</sup> Professor do PPGE da PUC-RS.

## 1. Introdução

A teoria da utilidade esperada é amplamente aceita como o melhor modelo de análise normativa sobre tomadas de decisões num contexto de incerteza. No entanto, sob um prisma de análise descritiva, a teoria da utilidade esperada (TUE) não fornece uma descrição adequada do processo decisório. Segundo Tversky e Kahneman (1992) há um consenso geral sobre essa afirmação que é baseado nos artigos de Allais (1953) e Kahneman e Tversky (1979).

Muitos tentaram aprimorar a TUE para que a teoria respondesse de forma adequada aos resultados das pesquisas empíricas<sup>4</sup>. Dentre eles, destaca-se a teoria do prospecto (Kahneman e Tversky, 1979) e a teoria do prospecto cumulativa (Tversky e Kahneman, 1992), que procuram entender como as pessoas tomam suas decisões sob incerteza.

As mudanças e os novos conceitos trouxeram mudanças para a forma da função utilidade e adicionaram uma função de ponderação das probabilidades. A função utilidade na Teoria do Prospecto (TP) possui uma forma côncava para ganhos e convexa para perdas, tendo a forma de um S, no qual as perdas são mais íngremes que os ganhos em decorrência da aversão à perda. Com relação a função das probabilidades, ela possui uma forma de S-invertido, sendo côncava para pequenas probabilidades e convexa para médias e grandes probabilidades, sendo que o ponto de inflexão, normalmente, não ocorre em 0,5.

Vários trabalhos assumem formas para a função utilidade e para a função ponderação das probabilidades e, assim, estimam parâmetros que permitem averiguar as formas dessas funções, tanto no nível individual como no nível agregado. Exemplos nesse sentido podem ser encontrados em Kahneman e Tversky (1979), Tversky e Kahneman (1992), Gonzalez e Wu (1999), Tecles e Rezende (2012), Booij, van Praag e van de Kuilen (2010), entre outros.

Para coletar os dados necessários as estimações todos realizam experimentos, com pequenas variações entre eles, nos quais indivíduos são questionados a indicar suas preferências com relação a uma série de apostas. O objetivo dos questionários é encontrar os equivalentes de certeza de cada indivíduo para cada aposta, ou seja, achar o valor que faz o indivíduo ficar indiferente entre um ganho certo e a aposta.

O objetivo deste trabalho é estimar parametricamente a função utilidade e a função ponderação das probabilidades de uma amostra de alunos de economia da graduação e pós-graduação e professores da PUCRS. Com esse intuito foi realizado um experimento com os alunos e professores para descobrir suas preferências e coletar os dados necessários às estimações.

O primeiro diferencial desta pesquisa em relação a outros estudos diz respeito à metodologia utilizada. Com o objetivo de tornar o questionário possível de ser respondido em um tempo menor e, conseqüentemente, ser um fardo cognitivo menor para os participantes, o questionário foi aplicado de uma forma inédita: cada indivíduo escolheu as seis preferências que determinam o equivalente de certeza uma após a outra, e não separadamente como em Kahneman e Tversky (1979), Abdellaoui, Bleichrodt e L'Haridon (2008) e Tecles e Resende (2012), fazendo com que, uma vez observada as probabilidades e os resultados envolvidos na aposta, o participante pudesse rapidamente escolher todas as preferências relacionadas com esta aposta. Os detalhes metodológicos serão explorados na seção correspondente.

Além disto, este artigo tem como foco as diferenças de parâmetros entre gênero, nível de escolaridade e idade da amostra. Alguns dos estudos mencionados acima citam a existência de possíveis diferenças (e a necessidade de expandir as pesquisas nesse escopo) entre os parâmetros agregados por grupos; no entanto, a questão é sempre tratada como foco secundário nestes estudos, ao passo que aqui a diferença de comportamento dos grupos diante do risco é parte central dos resultados obtidos.

Por último, é importante salientar que enquanto na literatura econômica o tema é relativamente novo, tendo consolidado sua base teórica em 1992, no Brasil, o tema tem sido pouco explorado, cuja lacuna pretendemos ajudar a preencher.

Este trabalho organiza-se em três partes além da introdução e das considerações finais. A segunda seção traz uma breve revisão da TP. A seção seguinte apresenta o método, detalhando os procedimentos e instrumentos utilizados, além do tratamento dos dados e do modelo de estimação. A quarta seção traz os

---

<sup>4</sup> Veja Starmer (2000), que traz um resumo dos principais modelos desenvolvidos para esse fim.

resultados e uma análise comparativa com resultados obtidos em outros trabalhos. O artigo finaliza com as conclusões.

## 2. Teoria do Prospecto

A teoria do prospecto (TP) afirma que os indivíduos tomam suas decisões em duas fases distintas (Kahneman e Tversky, 1979). Na primeira, o problema é editado de acordo com princípios heurísticos e regras que serviriam para simplificar a tomada de decisão. Então, a partir da edição dos prospectos, o tomador de decisão atribui valores para cada um deles e escolhe o prospecto de maior valor (V), definido abaixo:

$$(1) \quad V(\mathbf{q}) = \sum \pi(p_i) \cdot v(x_i) .$$

A escala  $\pi$  associa cada probabilidade com um peso de decisão da forma  $\pi(p)$ , sendo que  $\pi$  não é uma medida de probabilidade, mas sim uma medida de peso da probabilidade sobre o prospecto, e pode ocorrer que  $\pi(p) + \pi(1-p) < 1$ . A escala  $v$  associa a cada resultado  $x$  um valor  $v(x)$  e  $\mathbf{q}$  é um prospecto qualquer.

Além da fase de edição dos prospectos, a outra importante contribuição da teoria do prospecto é a escala  $v$ . Enquanto na TUE a escala  $u$  mede a utilidade de resultados a partir do nível de riqueza do indivíduo, a TP mensura a função valor a partir de um ponto de referência e de desvios a partir do mesmo. Isso possibilita que os ganhos e as perdas possam ser interpretados de formas diferentes. Nesse sentido, o ponto de referência pode ser interpretado como o *status quo*,  $x=0$ , e a forma da função valor seria como mostrado na Figura 1 abaixo, côncava para ganhos e convexa para perdas, com inclinação mais íngreme para perdas.

A função de ponderação  $\pi(p)$ , por sua vez, segundo Kahneman e Tversky (1979) “mede o impacto de eventos na desejabilidade de prospectos”. Essa função apresenta propriedades como a sobreponderação para valores pequenos de probabilidade, isto é,  $\pi(p) > p$ , quando  $p$  for pequeno. Além disso, para pequenas probabilidades a função também apresenta subaditividade, formalmente,  $\pi(rp) > r\pi(p)$ . Outra propriedade, mencionada anteriormente, é que pode ocorrer  $\pi(p) + \pi(1-p) < 1$ , e isto vale para  $0 < p < 1$ . A esta propriedade Kahneman e Tversky dão o nome de subcerteza. Por último, a propriedade chamada de subproporcionalidade indica que a proporção dos pesos de decisão correspondentes se aproxima mais da unidade quando as probabilidades são mais baixas do que quando são mais altas. Essa propriedade impõe restrições na forma de  $\pi$ , e ela se mantém se, e somente se,  $\log \pi$  for uma função convexa de  $\log p$ . Assim,  $\pi$  é relativamente rasa nos intervalos abertos, mas perto dos limites extremos muda abruptamente, mais precisamente onde  $\pi(0)=0$  e  $\pi(1)=1$ .

A teoria do prospecto cumulativa (TPC) foi postulada em Tversky e Kahneman (1992). Ela incorpora elementos da teoria da utilidade esperada dependente de rank de Quiggin (1982), e dessa forma não permite que ocorram violações da dominância estocástica como permitia a TP. Além disso, a TPC trouxe a possibilidade de diferenciação entre a função para ganhos e a função para perdas, a possibilidade de se avaliar qualquer número finito de resultados, a mudança na forma da função de ponderação, e dois novos conceitos psicológicos que contribuem para a visão que resultados monetários são avaliados a partir de um ponto de referência e não como níveis de riqueza: a sensibilidade decrescente e a aversão à perda.

O primeiro decorre do fato que quanto mais longe do ponto de referência menor é o impacto psicológico a variações. Então, por exemplo, a diferença de um ganho entre \$30 e \$40 parecerá maior que entre \$200 e \$210, considerando como ponto de referência o valor R\$ 0 (zero). No caso da avaliação dos resultados, o ponto de referência não necessita ser zero, ele pode ser um *status quo* qualquer. O conceito também funciona para função de ponderação das probabilidades. Nesse caso, os pontos de referência são a probabilidade 1, que significa que a "certeza irá acontecer", e a probabilidade 0 (zero), que significa que a "certeza não irá acontecer". Isso se traduz como uma distorção das probabilidades mais acentuada perto desses pontos de referência, a qual vai diminuindo e suavizando à medida que se distancia dos mesmos. A consequência, portanto, dessa sensibilidade decrescente, na avaliação de resultados, é uma função côncava para ganhos e convexa para perdas, enquanto na função de ponderação das probabilidades é uma

forma de s-invertido que é côncava em relação a linha de 45 graus a princípio, e depois torna-se convexa a partir de um certo ponto (ver Figura 2 abaixo, o ponto de inflexão é denotado por  $p^*$ ), o qual pode variar entre indivíduos.

Com relação ao segundo conceito, a aversão à perda justifica que a função seja mais íngreme para perdas do que para ganhos, e, além de ser apelativa intuitivamente (pense na diferença entre o valor que você aceitaria para comprar e o valor que aceitaria para vender um mesmo bem), é apoiada por evidências empíricas que mostram que as pessoas não acham atrativas apostas da forma  $(x, 0,5; -x, 0,5)$ .

Para expandir a TPC para um número maior que dois resultados e possibilitar funções diferentes para ganhos e perdas consideram a função de valor seguinte, baseada em Starmer e Sugden (1989):

$$(2) \quad V(f) = V(f^+) + V(f^-),$$

onde,

$$(3) \quad V(f^+) = \sum_{i=0}^n \pi_i^+ v(x_i),$$

e,

$$(4) \quad V(f^-) = \sum_{i=-m}^0 \pi_i^- + v(x_i).$$

Dessa forma, resultados não negativos são avaliados dentro de  $V(f^+)$  e resultados não positivos dentro de  $V(f^-)$ , permitindo que  $\pi$  e  $v$  assumam formas diferentes para ganhos e perdas.

Para  $v$ , Tversky e Kahneman (1992) assumem que,

$$(5) \quad v(x) = \begin{cases} x^\alpha & \text{se } x \geq 0 \\ -\lambda(-x)^\beta & \text{se } x < 0 \end{cases},$$

na qual  $\lambda$  seria o coeficiente de aversão à perda. E para  $\pi$ ,

$$\pi_n^+ = w^+(p_n), \pi_{-m}^- = w^-(p_{-m}),$$

$$\pi_i^+ = w^+(p_i + \dots + p_n) - w^+(p_{i+1} + \dots + p_n), 0 \leq i \leq n-1,$$

$$\pi_i^- = w^-(p_{-m} + \dots + p_i) - w^-(p_{-m} + \dots + p_{i-1}), 1-m \leq i \leq 0.$$

Sendo  $-m$  o pior resultado e  $n$  o melhor. Isso torna a teoria dependente de rank, como a de Quiggin (1982), e também dependente de sinal.

Por último, Tversky e Kahneman (1992) propõe uma alteração na forma da função ponderação que eles mesmos tinham proposto. A nova forma possui um desenho de s-invertido, e seria representada pela seguinte equação:

$$(6) \quad w^+(p) = \frac{p^\gamma}{(p^\gamma + (1-p)^\gamma)^{1/\gamma}},$$

para ganhos, e

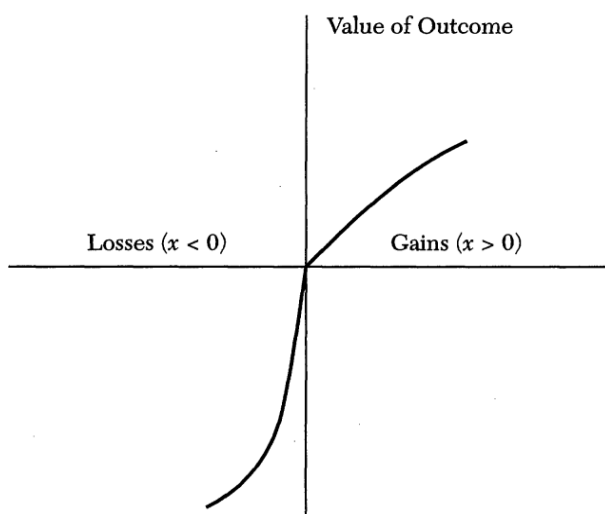
$$(7) \quad w^-(p) = \frac{p^\delta}{(p^\delta + (1-p)^\delta)^{1/\delta}},$$

para perdas.

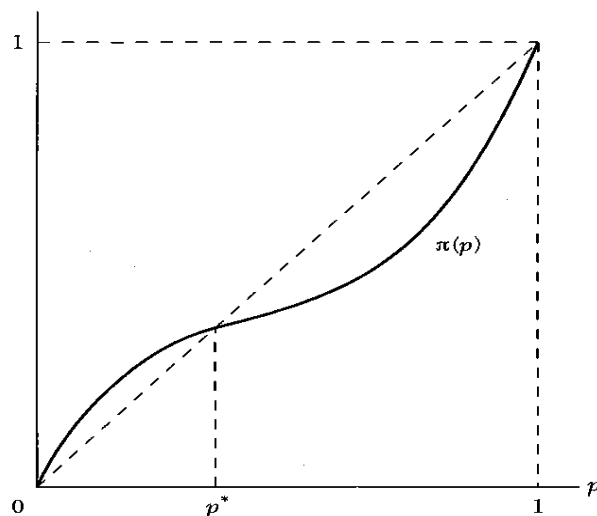
A forma de s-invertido da função pode ser observada na Figura 2.

A mais importante implicação das alterações feitas por Tversky e Kahneman (1992) na teoria do prospecto, segundo eles mesmos, seria o padrão quaternário de atitudes com relação ao risco gerado pelas formas adotadas das funções de valor e de ponderação. Dessa forma, para prospectos não mistos, ou seja, apenas positivos ou negativos, existiria uma aversão ao risco para ganhos com alta probabilidade e perdas

com pequena probabilidade; e uma busca pelo risco para ganhos com pequena probabilidade e perdas com alta probabilidade.



**Figura 1.** Valoração de resultados na teoria do prospecto.  
Fonte: Starmer (2000).



**Figura 2.** Função ponderação com a forma de s-invertido.  
Fonte: Starmer (2000)

### 2.1 Avanços na função de ponderação das probabilidades

Conforme mencionado anteriormente, Tversky e Kahneman (1992) trouxeram o conceito de sensibilidade decrescente. Após seu trabalho, houve avanços tanto na interpretação psicológica como na forma da função de ponderação das probabilidades. Um dos mais importantes avanços é o trabalho de Gonzalez e Wu (1999). Esses autores dão uma interpretação psicológica mais completa da função ponderação das probabilidades chamando a atenção para duas características que eles nomeiam de discriminabilidade e atratividade. A primeira estaria ligada ao grau de curvatura da função, e a segunda, à elevação da função.

A discriminabilidade está muito atrelada ao conceito de sensibilidade decrescente. Nesse sentido, a sensibilidade decrescente afirma que as pessoas se tornam menos sensíveis a mudanças de probabilidade a medida que se afastam do ponto de referência, enquanto a discriminabilidade representa que a sensibilidade da variação de uma unidade na probabilidade muda ao longo da escala de probabilidade.

Observe a Figura 3 para compreender os dois casos extremos da discriminabilidade. Olhando para função  $w_2$ , nota-se que ela possui maior sensibilidade perto dos pontos de referência, e menor em grande parte das probabilidades intermediárias. Um indivíduo que possui essa função de ponderação das probabilidades detecta o fato que a “certeza irá ocorrer” ou que a “certeza não irá ocorrer”, entretanto, todas as probabilidades intermediárias são tratadas de maneira muito similar, como um genérico “talvez”. O outro caso extremo é representado pela função  $w_1$ , a qual é quase linear. Um indivíduo com essa função de ponderação das probabilidades é capaz de distinguir pequenas variações na probabilidade, fazendo com que sua função apresente uma maior sensibilidade a mudanças de probabilidade que o indivíduo que possui uma função de ponderação como a  $w_2$ .<sup>5</sup>

O conceito de atratividade, por sua vez, corresponde ao nível absoluto de  $w$ . Ele é necessário para indicar se a função de ponderação está localizada acima da linha de 45 graus, abaixo dela ou então em qual ponto ela cruza essa linha de identidade, visto que o conceito de sensibilidade decrescente apenas modela a forma da função de ponderação (primeiro côncava e depois convexa).

<sup>5</sup> Gonzalez e Wu (1999, pg. 137) definem formalmente discriminabilidade como: “uma função  $w_1$  tem maior discriminabilidade que uma função  $w_2$  dentro do intervalo  $[q_1, q_2]$  sempre que  $w_1(p + \varepsilon) - w_1(p) > w_2(p + \varepsilon) - w_2(p)$  para todo  $p$  limitado entre 0 e 1,  $\varepsilon > 0$ , e  $p, p + \varepsilon \in [q_1, q_2]$ .”

Dessa forma, um indivíduo pode pesar a probabilidade de 0,5 dentro da sua função de ponderação como  $w_1(0,5) = 0,6$ , enquanto outro indivíduo pode pesar 0,5 como  $w_2(0,5) = 0,4$ . Essa diferença na ponderação da probabilidade indica que o indivíduo 1 acha a aposta mais atrativa que o indivíduo 2, pois aquele designa um peso maior para probabilidade 0,5. A Figura 4 mostra um exemplo de dois indivíduos com diferentes níveis de atratividade com relação a um domínio qualquer.

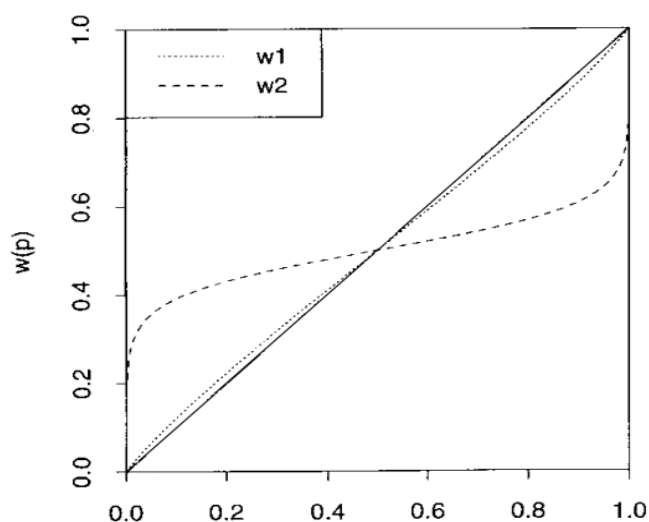
Portanto, Gonzalez e Wu (1999) colocam duas propriedades psicológicas independentes que caracterizam a função de ponderação das probabilidades e apresentam uma forma funcional para  $w$ . Segundo os próprios, se existem duas propriedades lógicas independentes, então seria possível modelar  $w$  como uma função de dois parâmetros. Sendo que um parâmetro representa a curvatura (discriminabilidade), e o outro representa a elevação (atratividade) da função. Dessa forma,

$$(8) \quad w(p) = \frac{\delta p^\gamma}{\delta p^\gamma + (1-p)^\gamma},$$

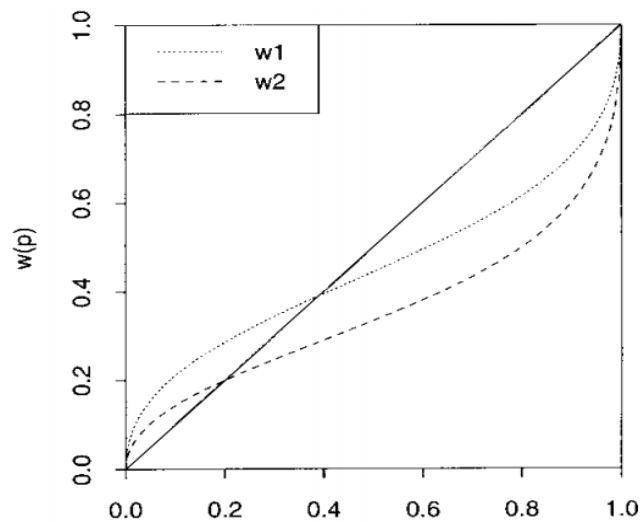
onde  $\delta = \exp \tau$ , o parâmetro  $\gamma$  controla a curvatura da função e o parâmetro  $\delta$  controla a elevação. Essa forma funcional para  $w$  foi apresentada pela primeira vez por Goldstein e Einhorn (1987).

A equação (8) é a forma mais usada para se estimar  $w$ , segundo Booiij, van Praag e van de Kuilen (2010), juntamente com a forma usada por Tversky e Kahneman (1992), equações (6) e (7), e a forma proposta por Prelec (1998).

Em razão de sua maior integração com conceitos psicológicos, este trabalho irá usar a forma proposta por Gonzalez e Wu (1999).



**Figura 3.** Os dois casos extremos da discriminabilidade. Fonte: Gonzalez e Wu (1999).



**Figura 4.** Funções de ponderação que diferem em elevação. Fonte: Gonzalez e Wu (1999).

## 2.2 Estudos prévios

Existe um número razoável de estudos que realizaram estimações paramétricas sob a teoria do prospecto, apesar desse número não ser extenso. Booiij, van Praag e van de Kuilen (2010) reuniram em uma tabela a "maioria dos estudos que de alguma forma relataram uma medida paramétrica para a função utilidade, para o coeficiente de aversão à perda, ou para a função ponderação das probabilidades sob a teoria do prospecto"<sup>6</sup>.

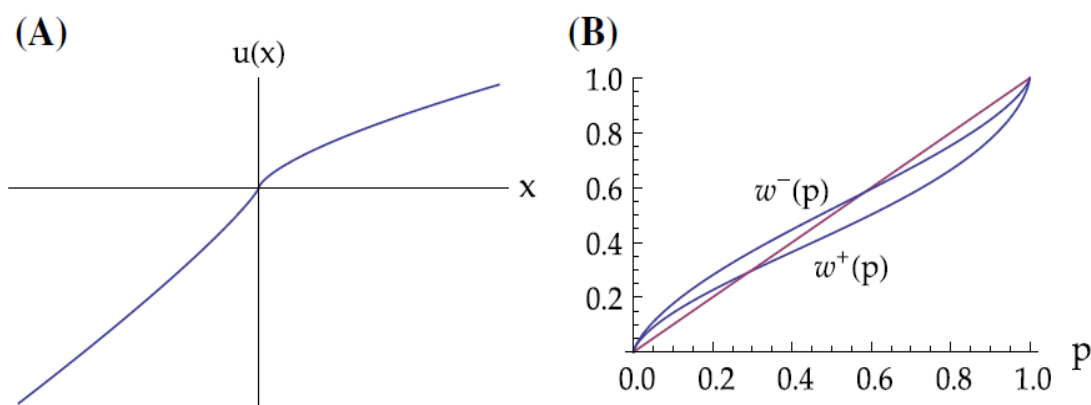
As formas funcionais assumidas para a função utilidade são as da equação (5). O parâmetro  $\alpha$ , de interesse neste estudo, variou entre 0,22 e 1,01. No entanto, as estimações mais recentes dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$ , segundo Booiij, van Praag e van de Kuilen (2010), revelam uma curvatura da utilidade mais próxima da linearidade, com os valores dos parâmetros ficando entre 0,8 e 1. Para a função ponderação das probabilidades, as quatro formas mais utilizadas estão representadas, a de Tversky e Kahneman (1992), a

<sup>6</sup> Booiij, van Praag e van de Kuilen (2010, pg. 121).

de Goldstein e Einhorn (1987), e duas formas introduzidas por Prelec (1998). Os parâmetros estimados foram  $\gamma$  e  $\delta$ , no domínio positivo e negativo. No domínio positivo (que foi estimado neste estudo), o valor mínimo para  $\gamma$  foi de 0,41, e o máximo de 1,05. Com relação ao parâmetro  $\delta$ , também no domínio positivo, a variação é maior, ficando entre 0,65 e 2,12. Os autores também identificaram os estudos de acordo com o estimador, que variava entre mediana ou máxima verossimilhança; de acordo com o procedimento, que variava entre escolha ou matching ou ambos; e também identifica se houve ou não incentivos monetários para os participantes. Booij, van Praag e van de Kuilen (2010) calcularam as médias para os parâmetros de acordo com as estimações das pesquisas, e desenharam as funções com as médias calculadas. Os resultados estão na Tabela 1 e na Figura 5.

**Tabela 1.** Média das estimações das pesquisas

Parâmetro	Média
$\alpha$	0,69
$\beta$	0,86
$\lambda$	2,07
$\delta^+$	0,76
$\gamma^+$	0,69
$\delta^-$	1,09
$\gamma^-$	0,72



**Figura 5.** Função utilidade (A) e função ponderação das probabilidades (B) de acordo com as médias da Tabela 1. Fonte: Booij, van Praag e van de Kuilen (2010).

### 3. Método

O método consistiu numa estimação paramétrica da função utilidade e da função ponderação das probabilidades.

A estimação da função utilidade e da função ponderação das probabilidades sob a teoria do prospecto envolve, na maioria de suas vezes, um experimento. Ele é essencial para que seja possível encontrar os equivalentes de certeza — variável dependente da estimação — necessários à estimação paramétrica ou não paramétrica.

Experimentos se encaixam dentro da área de economia experimental e tem sido cada vez mais usados e reconhecidos. O prestigiado jornal econômico *Econometrica*, por exemplo, possui uma página de recomendações que os pesquisadores que quiserem publicar os resultados de seus experimentos devem seguir. Eles são usados para ajudar na compreensão de como e por que mercados e outros sistemas de trocas funcionam de determinada maneira. Os dados obtidos através deles são empregados para estimar o tamanho de efeitos, testar a validade de teorias econômicas e esclarecer mecanismos de mercado.

Quatro características identificam um experimento: (1) não há tentativa de enganar os participantes, sua participação requer um consentimento livre e esclarecido; (2) o contexto é abstrato; (3) as instruções são integralmente publicadas, tornando possível replicá-los (como faz este autor); (4) há um incentivo monetário na tentativa de replicar as condições do mundo real. Este estudo segue integralmente todas as recomendações que caracterizam um experimento exceto a última, onde ao invés de um incentivo monetário direto foi usado um incentivo monetário indireto (justificativas abaixo).

Um importante nome no campo da economia experimental é o pesquisador John A. List. Ele já realizou experimentos, inclusive, testando a teoria da utilidade esperada contra a teoria do prospecto (List, 2003).

Os equivalentes de certeza necessários à estimação, mencionados acima, são encontrados através de questionários aplicados a indivíduos. O procedimento comum a vários autores é apresentar aos questionados uma aposta com dois resultados possíveis, cada um ligado a uma probabilidade, e com as duas probabilidades somando 1. Dessa forma, tenta-se encontrar o valor monetário de ganho certo que faria o indivíduo ficar indiferente entre a aposta e esse valor monetário, chamado de equivalente de certeza.

Com os equivalentes de certeza elucidados através dos questionários aplicados, a estimação pode ser feita de duas formas, parametricamente ou não parametricamente. Existem vantagens e desvantagens para os dois modos. Sinteticamente, o modo não paramétrico tem a vantagem de não assumir formas *a priori* para funções a serem estimadas, no entanto, o questionário requer mais perguntas, mais tempo para ser respondido e, como a estimação é feita por partes, pode ocorrer propagação de erros (Gonzalez e Wu, 1999). O modo paramétrico, por sua vez, é mais simples e mais fácil de estimar, mas os resultados ficam condicionados as formas paramétricas escolhidas, caso essas formas sejam má escolhidas ou má especificadas, os resultados serão distorcidos.

Exemplos de estimações sob a teoria do prospecto usando formas paramétricas podem ser encontrados em Tversky e Kahneman (1992), Gonzalez e Wu (1999), Abdellaoui, Bleichrodt e L'Haridon (2008) e Booij, van Praag e van de Kuilen (2010). Em contrapartida, estimações não paramétricas podem ser encontradas em Gonzalez e Wu (1999) (eles realizaram primeiramente a estimação não paramétrica para averiguar a forma funcional das funções e após, de acordo com os resultados, realizaram a mesma estimação parametricamente) e Abdellaoui, Bleichrodt e Paraschiv (2007).

O método paramétrico utilizado neste trabalho foi o de mínimos quadrados não lineares.

Esta seção de método está dividida em cinco subseções: A primeira mostra como os dados e as formas funcionais se encaixam no modelo econométrico de mínimos quadrados não lineares para permitir a estimação dos parâmetros; a segunda fala sobre os participantes do experimento; a terceira comenta o material envolvido no experimento; a quarta detalha o procedimento seguido; e a quinta, e última, explica o tratamento que os dados coletados sofreram.

### 3.1 Modelo

A estimação dos parâmetros é feita pelo método dos mínimos quadrados não lineares. Formas funcionais para as funções  $v$  e  $w$  devem ser assumidas para tornar a estimação possível.

É importante notar que para prospectos com dois resultados que se mantêm apenas no domínio dos ganhos, a teoria do prospecto se iguala a teoria do prospecto cumulativa. Dessa forma, de acordo com a regra de edição de prospectos da segregação, proposta por Kahneman e Tversky (1979), e tratando de prospectos envolvendo ganhos, podemos ver a equação (1) como,

$$(9) \quad V(x, p; y, 1 - p) = w(p)[V(x) - V(y)] + V(y).$$

O próximo passo é assumir formas funcionais para as funções e representar a variável dependente como o equivalente de certeza. Considerando a equação (5), a qual provê a forma funcional de  $x^\alpha$  para resultados não negativos de  $v$ , e a equação (8), a qual provê a forma para função de ponderação das probabilidades, podemos reescrever (9) como:



$$(10) \quad EC_i = \left[ \frac{\delta p^\gamma}{\delta p^\gamma + (1-p)^\gamma} (x_i^\alpha - y_i^\alpha) + y_i^\alpha \right]^{1/\alpha}.$$

Esse é o modelo no qual os parâmetros  $\alpha$ ,  $\gamma$  e  $\delta$  deverão ser estimados.

### 3.2 Participantes

Todos os participantes do experimento são alunos e/ou professores do curso de economia da PUCRS, incluindo graduandos, mestrandos, doutorandos e alguns doutores. A participação foi voluntária. O tamanho da amostra é de 49 indivíduos. Todos os participantes assinaram um termo de consentimento livre e esclarecido, o qual explica o propósito do questionário, o que é esperado dos participantes e os riscos envolvidos. A assinatura do termo também demonstrava que os participantes estavam ali por livre e espontânea vontade e poderiam se retirar do experimento a qualquer momento.<sup>7</sup>

Alguns podem criticar o viés de seleção e o pequeno tamanho da amostra. Entretanto, a forma de participação voluntária e o tamanho da amostra se assemelham em grande medida as formas usadas em Kahneman e Tversky (1979), Tversky e Kahneman (1992) e Gonzalez e Wu (1999).

Além disso, os participantes preenchiam uma folha de dados anônimos, na qual informavam seu sexo, idade e escolaridade. Esses dados foram recolhidos com objetivo de averiguar se há diferenças significativas nos parâmetros para grupos diferentes de gênero, escolaridade e faixa etária. Dos participantes, 33 são do sexo masculino e 16 do sexo feminino; 24 indivíduos tem idade igual ou inferior a 25 anos, 11 tem entre 25 e 40 anos, e 8 indivíduos tem idade igual ou maior a 40 anos<sup>8</sup>; quanto a escolaridade, 26 participantes são graduandos, 13 são mestrandos, 7 são doutorando e 3 são doutores.

Apesar de a maioria dos experimentos possuir algum tipo de incentivo monetário para participação dos indivíduos, seja esse incentivo uma quantia única ou dependente dos reais resultados das apostas, não foi possível conceder um incentivo monetário direto aos participantes devido a falta de financiamento. Normalmente os incentivos variam entre 10 dólares e 50 dólares, mesmo passando essa quantia para reais, com 49 participantes a quantia envolvida seria significativa. Entretanto, com a intenção de seguir a linhas que definem um experimento, cada participante, ao término do questionário aplicado, recebeu um bombom pela sua participação, o que pode ser considerado como um pequeno incentivo monetário indireto.

Mesmo não tendo um incentivo monetário significativo, acredita-se que esse fato não influenciou nas decisões dos participantes. “... *monetary incentives are neither necessary nor sufficient to ensure subjects’ cooperativeness, thoughtfulness, or truthfulness. The similarity between the results obtained with and without monetary incentives in choice between simple prospects provides no special reason for skepticism about experiments without contingent payment*” (Tversky e Kahneman, 1992, pg. 316).

### 3.3 Material

O questionário aplicado consistiu em 45 questões, nas quais 3 foram perguntas repetidas com o objetivo de testar consistência e averiguar reversões de preferência. Foram 6 apostas com dois resultados cada uma, e 7 níveis de probabilidade associadas com os resultados de maior valor. Cruzando as apostas com as probabilidades tem-se 42 questões.

Os valores envolvidos nas apostas foram (em reais): 200–0, 500–0, 1000–0, 3000–0, 500–250, 3000–1000. Note que todos os resultados das apostas são não negativos; a teoria do prospecto trata esses resultados como ganhos. Os sete níveis de probabilidades escolhidos foram: 0,01; 0,05; 0,1; 0,25; 0,5; 0,75; e 0,99. Essas probabilidades  $p$  foram associadas ao resultado de maior valor em cada aposta, sendo, portanto, a probabilidade  $1 - p$  associada ao resultado de menor valor.

<sup>7</sup> Além disso, como o projeto precisou passar pelo comitê de ética, cada participante deveria assinar um termo de consentimento livre e esclarecido ao início da sessão, e preencher uma ficha de dados anônimos. Ao final da sessão cada participante levava consigo uma cópia do termo de consentimento livre e esclarecido e um termo de compromisso para utilização dos dados, assinado por ambos os pesquisadores, e que garantia o sigilo dos dados individuais. O parecer consubstanciado do Comitê de Ética em Pesquisa pode ser encontrado no sítio da Plataforma Brasil (endereço eletrônico: <aplicacao.saude.gov.br/plataformabrasil>), sob o número 427.999

<sup>8</sup> 6 indivíduos não responderam sua idade.

O questionário foi aplicado no programa Excel. Cada planilha representava uma questão. O participante enxergava um gráfico (um círculo) que ilustrava as probabilidades envolvidas na questão (o círculo era colorido de acordo com as probabilidades envolvidas) e também descrevia os ganhos de acordo com suas respectivas probabilidades associadas. Ao lado direito, o participante deveria indicar suas preferências entre a aposta em questão e valores que representavam um ganho certo. Na tela aparecia o seguinte texto para todas as questões: “Indique sua preferência: Abaixo se encontra um valor em reais. Considere esse valor como um ganho certo, você tem 100% de chance de ganhá-lo. Nas células cinzas você deve afirmar sua preferência entre o valor indicado e a aposta ao lado representada pelo gráfico. Após, outro valor irá aparecer embaixo e você deve novamente afirmar sua preferência entre esse novo valor e a aposta ao lado. Aparecerão seis valores. Responda nas células cinzas "s" para sim, eu prefiro o ganho certo ou "n" para não, eu prefiro a aposta. Aperte a tecla "Enter" após cada resposta.” O procedimento de elucidação dos equivalentes de certeza será demonstrado na próxima seção.

Ao terminar de indicar suas preferências com relação à aposta, o participante deveria clicar na célula escrito “Próxima”, a qual era um *hiperlink* que levava a próxima questão. Cada questionário tinha sua ordem aleatória de questões. A sequência aleatória foi criada no programa Matlab. Foram criadas 100 sequências aleatórias do número 1 ao 42. Como cada questão correspondia a uma planilha do programa, a qual contém uma numeração, as sequências aleatórias criadas foram inseridas nos *hiperlinks* de cada questão.. As 3 questões repetidas foram respondidas sempre após as outras 42, e foram as mesmas para todos os participantes.

### 3.4 Procedimento

Foram realizadas cinco sessões de aplicação dos questionários. Sendo que o número de participantes em cada sessão variou entre um máximo de 20 e um mínimo de 5 indivíduos. A média do tempo de respostas foi de 16 minutos. Todas as sessões tiveram uma parte introdutória na qual os participantes recebiam esclarecimentos e instruções de como responder ao questionário. As instruções demoraram 5 minutos. Além disso, foi enfatizado aos participantes que tentassem responder as perguntas como se realmente tivessem que tomar as decisões em questão e que o objetivo do questionário era descobrir suas preferências, portanto não havia respostas certas nem erradas.

O questionário apresentado no programa Excel continha 45 questões. Cada uma mostrava do lado esquerdo da tela a respectiva aposta em questão. Caso o indivíduo participante estivesse frente à aposta (1.000, 0,5; 0, 0,5), ou seja, ganhar R\$1.000 com probabilidade 0,5 ou ganhar R\$0 (nada) com probabilidade 0,5, o primeiro valor que ele enxergava era a mediana entre os dois resultados envolvidos na aposta, que nesse caso seria R\$500. O participante, então, deveria indicar sua preferência na célula ao lado digitando “s” se preferisse o ganho certo ou “n” se preferisse a aposta. Após digitar uma das duas letras e apertar a tecla “*enter*” um novo valor aparecia embaixo do primeiro. Esse novo valor era estabelecido de acordo com uma fórmula condicional, na qual se o indivíduo respondesse “s” para primeira pergunta a fórmula que definia o próximo valor era  $m_i = m_{i-1} - [m_1/2^{i-1}]$ , caso responde “n”, o novo valor era definido por  $m_i = m_{i-1} + [m_1/2^{i-1}]$ , onde  $m_1$  é o valor da mediana entre  $x$  e  $y$  (nesse caso entre 1000 e 0), e  $i$  é o número da interação.

Após indicar sua preferência entre os seis valores de ganho certo e a aposta em questão, o equivalente de certeza foi calculado como sendo a mediana entre a última resposta que o indivíduo respondeu “s” e a última na qual ele respondeu “n”. Por exemplo, se as respostas de um indivíduo seguissem o quadro abaixo (ainda tendo em mente a aposta (1.000; 0,5; 0; 0,5)):

**Quadro 1.** Exemplo hipotético de resposta a uma questão do questionário

<b>R\$ 500</b>	s
<b>R\$ 250</b>	n
<b>R\$ 375</b>	n
<b>R\$ 438</b>	s
<b>R\$ 406</b>	s
<b>R\$ 391</b>	n

Assim, o equivalente de certeza desse indivíduo referente à aposta em questão seria R\$ 398,5. Valor o qual é a mediana entre R\$ 406 e R\$ 391.

### 3.5 Tratamento

Os dados coletados passaram por dois tratamentos. Primeiro algumas apostas de alguns participantes foram excluídas junto com seu equivalente de certeza devido àquilo que foi chamado de absurdos (explicações nos parágrafos seguintes). Em segundo lugar, estimando os parâmetros individualmente percebeu-se que os parâmetros de alguns indivíduos apresentaram resultados muito anormais, o que acarretou na exclusão desse indivíduo na estimação por grupos (justificativas abaixo).

Observando a fórmula explicitada no detalhamento do procedimento, nota-se que alguns valores que podem aparecer como ganhos certos podem ser considerados absurdos, pois se encontram fora do intervalo entre  $x$  e  $y$ . Isso acontece devido à fórmula usada. Apesar de não ser ideal que tal fato aconteça, ele serve para delimitar máximos e mínimos para o equivalente de certeza, e, além disso, serviu para testar a consistência das respostas.

Caso um participante aceitasse um ganho certo que estivesse abaixo do menor resultado possível, ou rejeitasse um ganho certo que estivesse acima do maior resultado possível, o equivalente de certeza dessa aposta acabaria ficando fora do intervalo entre  $x$  e  $y$ , o que seria um absurdo. Entre os participantes, 13 indivíduos não cometeram qualquer absurdo, e dois indivíduos estabeleceram o máximo de absurdos, cometendo 16 cada um. Como não fazia sentido estimar uma regressão com esses dados, e devido há que vários cometeram pelo menos 1 absurdo, os participantes que cometeram o erro não foram excluídos da amostra, foram excluídas apenas as apostas que resultaram em equivalentes de certeza absurdos. A consequência foi que o número de observações não é homogêneo entre os participantes. Por exemplo, quem não cometeu absurdos possui 42 observações, cada uma com uma aposta e um equivalente de certeza, para realizar a estimação, enquanto o indivíduo que cometeu 16 absurdos, teve sua estimação realizada com 26 observações.

A diminuição no número de observações não pareceu acarretar nenhuma consequência para as estimações. Alguns indivíduos não cometeram absurdos e tiveram que ser excluídos da amostra por grupo devido a problemas relatados abaixo. Por outro lado, participantes com alto número de absurdos não apresentaram problemas na estimação de seus parâmetros.

O segundo tratamento envolve a exclusão de alguns indivíduos da amostra por grupos.

O objetivo da presente pesquisa é comparar os parâmetros a serem estimados entre os grupos questionados. Nesse sentido, encaixam-se comparações entre sexo, idade e escolaridade. Entretanto, com os dados coletados individualmente é possível estimar os parâmetros individualmente também. Isso foi feito com o intuito de localizar indivíduos que poderiam apresentar algumas anomalias nos parâmetros estimados.

Nesse sentido, nove participantes apresentaram resultados atípicos em sua estimação e foram excluídos da amostra de grupo. A atipicidade mais comum, recorrente em sete indivíduos, foi um valor muito baixo para o parâmetro  $\gamma$ , combinado com um p-valor alto. O ponto de corte foi de valores menores que 0,1 para o parâmetro  $\gamma$ , combinado com um p-valor maior que 0,11. Justificativa para isso pode ser encontrada em Gonzalez e Wu (1999), que encontram  $\gamma = 0,15$  para um dos indivíduos que participou de sua pesquisa. Com um parâmetro dessa magnitude o indivíduo apresentou uma função de ponderação das probabilidades na forma de um degrau (*step function*). Uma função dessa forma representa o caso extremo denotado na Figura 4. Ainda segundo Gonzalez e Wu (1999), esse caso extremo representaria como uma criança de quatro anos entenderia as probabilidades, e teria um valor para o parâmetro  $\gamma$  muito próximo de 0,15. No presente trabalho alguns participantes chegaram a apresentar  $\gamma < 0$ . Além disso, foram excluídos um participante por não ter respondido a mais da metade do questionário, e um outro porque o programa usado para realizar as estimações não conseguiu encontrar o valor de  $\delta$  de acordo com seus equivalentes de certeza.

Com relação ao grupo excluído, a amostra perdeu: de acordo com o gênero, 5 mulheres e 4 homens; com relação à idade, 3 indivíduos com idade igual ou inferior a 25 anos, 3 indivíduos com idade

entre 25 e 40 anos, e 3 indivíduos com idade igual ou superior a 40 anos; de acordo com o grau de escolaridade, 4 indivíduos da graduação, 2 indivíduos do mestrado, e 3 indivíduos do doutorado.

#### 4. Resultados

A apresentação dos resultados será focada nos grupos, ou seja, gênero, escolaridade e idade. A amostra analisada aqui é de 40 participantes, devido às exclusões explicitadas acima (na seção Tratamento).

A confiabilidade das respostas em experimentos como este é checada através das reversões de preferência normalmente. Reversões de preferência ocorrem quando nas questões repetidas o participante inverte sua preferência declarada anteriormente na mesma questão. Stott (2006) afirma que a taxa de reversão de preferências usualmente fica entre 10% e 30% na literatura. Entretanto, a forma mais comum e simples de averiguar as reversões de preferências não é aplicável neste experimento. Isso se deve em razão da fórmula que define o valor da próxima escolha no questionário; o novo valor depende da resposta anterior, o que possibilita que quando a questão for repetida, caso ocorra reversão de preferência já na primeira escolha, não seja possível averiguar as outras escolhas, pois os valores envolvidos serão diferentes. Dessa forma, se os valores fossem fixos, poderia se checar as reversões de preferência em 18 escolhas (3 questões com 6 escolhas cada uma). Para contornar esse problema foi adotado um conceito diferente de reversão de preferência, qual seja, será afirmado que o indivíduo reverteu sua preferência quando o equivalente de certeza da questão repetida indicar que o participante mudou sua atitude em relação ao risco na questão. Por exemplo, se o equivalente de certeza indicou aversão ao risco na questão, será considerado que houve reversão de preferência quando o equivalente de certeza da mesma questão respondida na segunda vez indicar busca pelo risco ou neutralidade em relação ao risco. Com esse conceito de reversão de preferência em mente, a taxa de reversão ficou em 29%.

As Tabelas 2, 3 e 4 apresentam as medianas para os equivalentes de certeza da cada aposta questionada para todos e para cada grupo, juntamente com a porcentagem de escolhas que foram avessas ao risco, de busca ao risco e neutras ao risco. Um equivalente de certeza menor que o valor esperado da aposta representa uma escolha de aversão ao risco, enquanto um equivalente de certeza maior que o valor esperado representa a busca pelo risco. Os valores dos equivalentes de certeza que representam a neutralidade nem sempre coincidem com o valor esperado, eles são os valores que mais se aproximam do valor esperado ao final das seis questões de cada aposta. Por exemplo, a aposta (200; 0,5; 0; 0,5) possui o valor esperado de 100, valor ao qual o questionado deveria indicar sua preferência entre a aposta e o mesmo na primeira interação da questão, dessa forma, a neutralidade do participante nessa questão foi considerada caso a primeira resposta tenha sido "s" e todas as outras "n" ou caso a primeira tenha sido "n" e todas as outras "s".

A característica mais evidente das tabelas é a confirmação do padrão quaternário de atitudes em relação ao risco descoberto por Tversky e Kahneman (1992), no que se refere ao domínio dos ganhos (qual é o objeto de estudo aqui). Esse padrão afirma que as pessoas tendem a ser avessas ao risco para grandes probabilidades de ganhos e pequenas probabilidades de perda, e perseguidoras do risco para pequenas probabilidade de ganho e grandes probabilidades de perda. O símbolo \* nas tabelas denota que a escolha foi de busca pelo risco. Note que as apostas estão organizadas começando pela menor probabilidade (0,01) de ocorrer o maior resultado, e que a busca pelo risco acontece até a probabilidade 0,25, enquanto que a partir da probabilidade 0,5 todos os grupos tornam-se predominantemente avessos ao risco, independentes das magnitudes dos resultados. Seguindo a mesma análise de Tversky e Kahneman (1992), os quais consideram pequena probabilidade como  $p \leq 0,1$  e grande probabilidade como  $p \geq 0,5$ , mais de 95% dos equivalentes de certeza seguem o padrão quaternário (ou binário, no caso).

Olhando para todas as escolhas de acordo com o tipo da mesma, com relação aos grupos, o que se pode afirmar é que, considerando um grupo avesso ou perseguidor do risco caso esse tenha mais de 50% das escolhas numa direção, a maioria dos grupos — todos, homens, mulheres, doutorandos e aqueles com idade entre 25 e 40 anos — foi neutro ao risco. O grupo dos graduandos e aqueles com idade até 25 anos mostrou-se perseguidor do risco, com 54,8 % das escolhas apontando nessa direção, em ambos os casos. A mesma porcentagem de respostas para os dois grupos pode estar relacionada à semelhança dos grupos. Por outro lado, mestrandos e doutores indicaram aversão ao risco, com 52,4% das escolhas nessa direção;

e aqueles com idade maior ou igual a 40 anos também, com 54,8% de suas escolhas apontando aversão ao risco. Percebe-se que nenhum grupo mostrou alta aversão ou busca pelo risco.

Com relação aos grupos de gênero, escolaridade e idade, alguns resultados merecem destaque, de acordo com a porcentagem dos tipos de escolhas. Por gênero, as mulheres apresentaram maior aversão ao risco, 47,6% contra 40,45% dos homens. De acordo com a escolaridade, nota-se uma tendência de queda na busca pelo risco conforme aumenta o nível da escolaridade — 54,8% de escolhas que buscam o risco para graduandos; 45,2% para mestrandos; 42,9% para doutorandos; e 35,7% para doutores. A análise da idade apresenta uma tendência similar mas de fonte diferente. No caso da idade a tendência que se identifica é um aumento da aversão ao risco quanto maior a idade — 31% de escolhas avessas ao risco pelo grupo com idade menor ou igual a 25 anos; 47,6% para aqueles com idade entre 25 e 40 anos; e 54,8% para os indivíduos com idade igual ou maior que 40 anos. Portanto, os dados indicam que mulheres e maior idade aumentam a aversão ao risco, enquanto maior escolaridade leva a uma menor busca pelo risco.

Na Tabela 5 pode-se observar os resultados da estimação paramétrica usando o método de mínimos quadrados não lineares para todos e também por grupos de gênero, escolaridade e idade. Comparando os parâmetros com as médias da Tabela 1, percebe-se um valor maior de  $\alpha$  para todos os grupos, um  $\delta$  menor para a maioria com exceção dos graduandos e aqueles com idade menor ou igual a 25 anos, e um  $\gamma$  menor também para todos os grupos, bem menor na verdade, sendo que apenas o grupo dos doutores se aproxima da média da Tabela 1.

Todos os valores dos parâmetros para todos os grupos se encontram dentro do esperado. Como mencionado acima, segundo Booij, van Praag e van de Kuilen (2010), os parâmetros  $\alpha$  encontram-se de acordo com os resultados mais recentes de valores entre 0,8 e 1 (com alguns sendo minimamente maiores que 1). No entanto, a pequena variabilidade entre os grupos é um resultado atípico, compartilhado também pelos resultados individuais. Ou seja, olhando individualmente para cada  $\alpha$  o resultado está dentro da normalidade, mas olhando para todos os parâmetros  $\alpha$  era esperado uma maior variabilidade nos resultados. No resumo feito por Booij, van Praag e van de Kuilen (2010), por exemplo,  $\alpha$  varia entre 0,22 e 1,01. Duas hipóteses são consideradas para explicar o fato.

Em primeiro lugar, talvez os valores monetários usados na aposta tenham começado por um valor muito alto. Por exemplo, Gonzalez e Wu (1999), que realizaram estimação semelhante, usaram oito valores (além do zero), sendo eles 25, 50, 75, 100, 150, 200, 400 e 800 (valores em dólares). Ao olhar o desenho da função estimada por mínimos quadrados não lineares, nota-se que a parte de maior curvatura da função utilidade encontra-se entre 0 e 200. Como este trabalho usou valores que começavam em 200 (reais), a estimação pode ter “perdido” a parte de maior curvatura da função, pois usou valores que encontram-se na parte quase linear da função. Se verdadeira essa hipótese faria com que pequenas variações nos  $\alpha$  estimados com os dados coletados representassem, na verdade, variações maiores na curvatura, mas mantendo a concavidade ou convexidade.

A segunda hipótese é que os participantes não acreditaram nas apostas. Apesar de ter sido reforçado nas instruções que os participantes encarassem as apostas como se realmente tivessem frente a elas, caso eles entendessem o questionário como um jogo, no qual eles não ganhariam nada de qualquer forma, os participantes podem ter respondido suas preferências de acordo somente com as probabilidades envolvidas, sem considerar o resultado monetário envolvido. Isso tenderia a levar a uma maior neutralidade em relação ao risco.

Qualquer que seja a explicação correta, tal fato não parece ter afetado a estimação dos outros parâmetros, que se encontram dentro do esperado tanto em valores absolutos quanto em variabilidade entre os grupos e entre os indivíduos. A análise dos parâmetros da função ponderação das probabilidades juntamente com as informações das Tabelas 2, 3 e 4 traz conclusões interessantes.

A análise por gênero indica que as mulheres acharam as apostas menos atrativas que os homens, 0,63 e 0,7, respectivamente, no entanto, o teste-z construído apontou que não há diferença estatisticamente significativa entre os parâmetros ( $z = 0,66$ ,  $p$ -valor = 0,5). Os homens discriminaram as probabilidades mais linearmente que as mulheres, 0,45 e 0,31 respectivamente, sendo que os parâmetros são significativamente diferentes ( $z = 3,93$ ,  $p$ -valor = 0,00). Analisando esses dados conjuntamente com

a Tabela 2, percebe-se que a maior aversão ao risco feminina estaria ligada a uma menor discriminabilidade das probabilidades.

**Tabela 2.** Mediana dos equivalentes de certeza para todos e por gênero e porcentagem do tipo de escolha

Aposta	Todos	Homens	Mulheres	Valor esperado
(200; 0,01: 0; 0,99)	23 *	23 *	45 *	(2)
(500; 0,01: 0; 0,99)	43 *	35 *	58,5 *	(5)
(1000; 0,01: 0; 0,99)	101,5 *	101,5 *	101,5 *	(10)
(3000; 0,01: 0; 0,99)	117 *	117 *	398 *	(30)
(500; 0,01: 250; 0,99)	275 *	287 *	275 *	(252,5)
(3000; 0,01: 1000; 0,99)	1219 *	1156 *	1344 *	(1020)
(200; 0,05: 0; 0,95)	45 *	33 *	48 *	(10)
(500; 0,05: 0; 0,95)	70 *	74 *	58,5 *	(25)
(1000; 0,05: 0; 0,95)	117 *	117 *	117 *	(50)
(3000; 0,05: 0; 0,95)	211 *	211 *	164 =	(150)
(500; 0,05: 250; 0,95)	293 *	299 *	258	(262,5)
(3000; 0,05: 1000; 0,95)	1219 *	1250 *	1219 *	(1100)
(200; 0,1: 0; 0,9)	48 *	42 *	48 *	(20)
(500; 0,1: 0; 0,9)	98 *	105 *	98 *	(50)
(1000; 0,1: 0; 0,9)	211 *	203 *	242 *	(100)
(3000; 0,1: 0; 0,9)	539 *	492 *	726,5 *	(300)
(500; 0,1: 250; 0,9)	287 *	299 *	287 *	(275)
(3000; 0,1: 1000; 0,9)	1406 *	1437,5 *	1406 *	(1200)
(200; 0,25: 0; 0,75)	70 *	70 *	73 *	(50)
(500; 0,25: 0; 0,75)	121 =	144,5 *	98	(125)
(1000; 0,25: 0; 0,75)	242 =	242 =	242 =	(250)
(3000; 0,25: 0; 0,75)	726,5 =	726,5 =	305	(750)
(500; 0,25: 250; 0,75)	287	310,5 =	275	(312,5)
(3000; 0,25: 1000; 0,75)	1594 *	1531 =	1719 *	(1500)
(200; 0,5: 0; 0,5)	95	95	98 =	(100)
(500; 0,5: 0; 0,5)	199	203	113	(250)
(1000; 0,5: 0; 0,5)	492 =	492 =	336	(500)
(3000; 0,5: 0; 0,5)	1359	1383	1101,5	(1500)
(500; 0,5: 250; 0,5)	322	351,5	287	(375)
(3000; 0,5: 1000; 0,5)	1594	1656	1406	(2000)
(200; 0,75: 0; 0,25)	139	142	111	(150)
(500; 0,75: 0; 0,25)	340	301	394,5 *	(375)
(1000; 0,75: 0; 0,25)	601,5	601,5	601,5	(750)
(3000; 0,75: 0; 0,25)	1711	1711	1711	(2250)
(500; 0,75: 250; 0,25)	369	369	416	(437,5)
(3000; 0,75: 1000; 0,25)	2031	2031	2094	(2500)
(200; 0,99: 0; 0,01)	180	189	173	(198)
(500; 0,99: 0; 0,01)	473	476,5	426	(495)
(1000; 0,99: 0; 0,01)	914	953	555	(990)
(3000; 0,99: 0; 0,01)	2836	2883	2695	(2970)
(500; 0,99: 250; 0,01)	475	475	463	(497,5)
(3000; 0,99: 1000; 0,01)	2750	2781	2219	(2980)
Escolhas de busca pelo risco	47,6%	47,6%	45,2%	
Escolhas de aversão ao risco	42,9%	40,45%	47,6%	
Escolhas neutras	9,5%	11,9%	7,1%	

Nota: o símbolo \* representa que o equivalente de certeza indicou busca pelo risco, enquanto o símbolo = indica neutralidade do EC; nenhum símbolo indica aversão ao risco.

**Tabela 3. Mediana dos equivalentes de certeza por escolaridade e porcentagem do tipo de escolha**

Aposta	Graduandos	Mestrandos	Doutorandos	Doutores	Valor esperado
(200; 0,01: 0; 0,99)	39 *	23 *	5 *	11 *	(2)
(500; 0,01: 0; 0,99)	70 *	27 *	59 *	51 *	(5)
(1000; 0,01: 0; 0,99)	117 *	55 *	94 *	55 *	(10)
(3000; 0,01: 0; 0,99)	305 *	117 *	23 =	23 =	(30)
(500; 0,01: 250; 0,99)	275 *	275 *	322 *	287 *	(252,5)
(3000; 0,01: 1000; 0,99)	1281 *	1094 *	1250 *	1156 *	(1020)
(200; 0,05: 0; 0,95)	47 *	23 *	39 *	23 *	(10)
(500; 0,05: 0; 0,95)	90 *	74 *	62,5 *	58,5 *	(25)
(1000; 0,05: 0; 0,95)	117 *	117 *	117 *	117 *	(50)
(3000; 0,05: 0; 0,95)	305 *	211 *	398 *	164 =	(150)
(500; 0,05: 250; 0,95)	299 *	310,5 *	275 *	269,5 *	(262,5)
(3000; 0,05: 1000; 0,95)	1250 *	1469 *	1250 *	1094 =	(1100)
(200; 0,1: 0; 0,9)	51,5 *	48 *	26,5 *	23 *	(20)
(500; 0,1: 0; 0,9)	113 *	59 *	113 *	58,5 *	(50)
(1000; 0,1: 0; 0,9)	242 *	211 *	164 *	180 *	(100)
(3000; 0,1: 0; 0,9)	656 *	680 *	398 *	351,5 *	(300)
(500; 0,1: 250; 0,9)	299 *	287 *	287 *	287 *	(275)
(3000; 0,1: 1000; 0,9)	1469 *	1406 *	1219 =	1344 *	(1200)
(200; 0,25: 0; 0,75)	72 *	48 =	86 *	48 =	(50)
(500; 0,25: 0; 0,75)	168 *	113	121 =	113	(125)
(1000; 0,25: 0; 0,75)	336 *	117	242 =	226,5	(250)
(3000; 0,25: 0; 0,75)	1008 *	351,5	984 *	680	(750)
(500; 0,25: 250; 0,75)	310,5 =	275	281	275	(312,5)
(3000; 0,25: 1000; 0,75)	1719 *	1906 *	1281	1406	(1500)
(200; 0,5: 0; 0,5)	98 =	73	92	95	(100)
(500; 0,5: 0; 0,5)	246 =	121	141	121	(250)
(1000; 0,5: 0; 0,5)	492 =	242	242	226,5	(500)
(3000; 0,5: 0; 0,5)	1430	773	1383	1148	(1500)
(500; 0,5: 250; 0,5)	340	287	328	299	(375)
(3000; 0,5: 1000; 0,5)	1719	1344	1375	1906	(2000)
(200; 0,75: 0; 0,25)	148 =	101,5	130	120	(150)
(500; 0,75: 0; 0,25)	371 =	293	199	340	(375)
(1000; 0,75: 0; 0,25)	664	539	492	758 =	(750)
(3000; 0,75: 0; 0,25)	1828	1476,5	984	1336	(2250)
(500; 0,75: 250; 0,25)	387	334	334	334	(437,5)
(3000; 0,75: 1000; 0,25)	2094	1906	2094	2031	(2500)
(200; 0,99: 0; 0,01)	180	189	198 =	192	(198)
(500; 0,99: 0; 0,01)	488	441	465	441	(495)
(1000; 0,99: 0; 0,01)	922	930	914	914	(990)
(3000; 0,99: 0; 0,01)	2836	2836	2930	2367	(2970)
(500; 0,99: 250; 0,01)	486	463	475	416	(497,5)
(3000; 0,99: 1000; 0,01)	2406	2719	2906	2906	(2980)
Escolhas de busca pelo risco	54,8%	45,2%	42,9%	35,7%	
Escolhas de aversão ao risco	31%	52,4%	45,2%	52,4%	
Escolhas neutras	14,3%	2,4%	11,9%	11,9%	

Nota: o símbolo \* representa que o equivalente de certeza indicou busca pelo risco, enquanto o símbolo = indica neutralidade do EC; nenhum símbolo indica aversão ao risco.

**Tabela 4.** Mediana dos equivalentes de certeza por idade e porcentagem do tipo de escolha

Aposta	Idade $\leq 25$	$25 < \text{Idade} < 40$	$40 \leq \text{Idade}$	Valor esperado
(200; 0,01: 0; 0,99)	26,5 *	11 *	16 *	(2)
(500; 0,01: 0; 0,99)	62,5 *	12 *	55 *	(5)
(1000; 0,01: 0; 0,99)	101,5 *	23 *	101,5 *	(10)
(3000; 0,01: 0; 0,99)	164 *	70 *	117 *	(30)
(500; 0,01: 250; 0,99)	275 *	275 *	305 *	(252,5)
(3000; 0,01: 1000; 0,99)	1281 *	1094 *	1281 *	(1020)
(200; 0,05: 0; 0,95)	47 *	23 *	45 *	(10)
(500; 0,05: 0; 0,95)	82 *	27 =	66 *	(25)
(1000; 0,05: 0; 0,95)	172 *	55 =	133 *	(50)
(3000; 0,05: 0; 0,95)	258 *	164 =	305 *	(150)
(500; 0,05: 250; 0,95)	299 *	275 *	264 =	(262,5)
(3000; 0,05: 1000; 0,95)	1281 *	1125 *	1219 *	(1100)
(200; 0,1: 0; 0,9)	48 *	23 *	33 *	(20)
(500; 0,1: 0; 0,9)	105 *	51 =	113 *	(50)
(1000; 0,1: 0; 0,9)	242 *	101,5 =	180 *	(100)
(3000; 0,1: 0; 0,9)	726,5 *	117	492 *	(300)
(500; 0,1: 250; 0,9)	293 *	287 *	287 *	(275)
(3000; 0,1: 1000; 0,9)	1469 *	1312,5 *	1250 *	(1200)
(200; 0,25: 0; 0,75)	72 *	48 =	80 *	(50)
(500; 0,25: 0; 0,75)	168 *	113	98	(125)
(1000; 0,25: 0; 0,75)	297 *	242 =	226,5	(250)
(3000; 0,25: 0; 0,75)	820 *	351,5	680	(750)
(500; 0,25: 250; 0,75)	287	293	275	(312,5)
(3000; 0,25: 1000; 0,75)	1719 *	1469 =	1281	(1500)
(200; 0,5: 0; 0,5)	98 =	48	95	(100)
(500; 0,5: 0; 0,5)	246 =	121	160	(250)
(1000; 0,5: 0; 0,5)	492 =	226,5	234	(500)
(3000; 0,5: 0; 0,5)	1476,5 =	820	1359	(1500)
(500; 0,5: 250; 0,5)	316	322	298	(375)
(3000; 0,5: 1000; 0,5)	1656	1969 =	1468	(2000)
(200; 0,75: 0; 0,25)	148 =	111	120	(150)
(500; 0,75: 0; 0,25)	379 =	254	238	(375)
(1000; 0,75: 0; 0,25)	664	742 =	516	(750)
(3000; 0,75: 0; 0,25)	1992	1148	1336	(2250)
(500; 0,75: 250; 0,25)	392,5	351,5	334	(437,5)
(3000; 0,75: 1000; 0,25)	2031	2031	1906	(2500)
(200; 0,99: 0; 0,01)	180	195	194	(198)
(500; 0,99: 0; 0,01)	488	465	441	(495)
(1000; 0,99: 0; 0,01)	906	945	898	(990)
(3000; 0,99: 0; 0,01)	2818,5	2836	2930	(2970)
(500; 0,99: 250; 0,01)	480	463	445	(497,5)
(3000; 0,99: 1000; 0,01)	2406	2906	2906	(2980)
Escolhas de busca pelo risco	54,8%	28,6%	42,9%	
Escolhas de aversão ao risco	31%	47,6%	54,8%	
Escolhas neutras	14,3%	23,8%	2,4%	

Nota: o símbolo \* representa que o equivalente de certeza indicou busca pelo risco, enquanto o símbolo = indica neutralidade do EC; nenhum símbolo indica aversão ao risco.



**Tabela 5.** Estimação paramétrica a partir dos mínimos quadrados não lineares

	Parâmetros			Nº de Obs.	$R^2$
	$\alpha$	$\delta$	$\gamma$		
Todos	0,9988 (0,003)	0,69 (0,043)	0,41 (0,017)	1540	0,89
Homens	1,0009 (0,003)	0,70 (0,045)	0,45 (0,019)	1119	0,91
Mulheres	0,9947 (0,008)	0,63 (0,096)	0,31 (0,030)	421	0,82
Graduandos	0,9951 (0,003)	0,90 (0,070)	0,43 (0,022)	850	0,91
Mestrandos	1,0002 (0,008)	0,51 (0,072)	0,35 (0,031)	419	0,82
Doutorandos	1,0123 (0,010)	0,45 (0,094)	0,43 (0,054)	147	0,87
Doutores	0,9967 (0,003)	0,60 (0,052)	0,64 (0,044)	124	0,97
Idade $\leq 25$	0,9931 (0,004)	0,89 (0,081)	0,41 (0,025)	799	0,90
25<Idade<40	1,0159 (0,008)	0,37 (0,057)	0,36 (0,031)	309	0,83
Idade $\geq 40$	1,0011 (0,004)	0,62 (0,060)	0,46 (0,029)	432	0,92

Nota: todos os parâmetros significativos a 1%. Desvio-padrão entre parênteses.

Com relação ao nível de escolaridade, não é possível notar uma tendência, decrescente ou crescente, com relação aos parâmetros  $\delta$  ou  $\gamma$ . O primeiro ponto a se destacar é o maior nível de atratividade das apostas para o grupo de graduandos, no qual o parâmetro  $\delta$  é significativamente diferente dos mestrandos, doutorandos e doutores ( $z = 3,88$ ,  $p$ -valor = 0,00,  $z = 3,83$ ,  $p$ -valor = 0,00 e  $z = 3,44$ ,  $p$ -valor = 0,00, respectivamente), mas não é significativamente diferente entre mestrandos–doutorandos, mestrandos–doutores e doutorandos–doutores ( $z = 0,5$ ,  $p$ -valor = 0,61,  $z = -1,01$ ,  $p$ -valor = 0,31 e  $z = -1,39$ ,  $p$ -valor = 0,16, respectivamente). O segundo ponto é a discriminabilidade consideravelmente maior e significativamente diferente das probabilidades do grupo doutores (graduandos–doutores  $z = -4,26$ ,  $p$ -valor = 0,00; mestrandos–doutores  $z = -5,38$ ,  $p$ -valor = 0,00; e doutorandos–doutores  $z = -3,01$ ,  $p$ -valor = 0,00), sendo que existe significativa diferença também entre graduandos–mestrandos ( $z = 2,1$ ,  $p$ -valor = 0,03) e não há diferença significativa entre graduandos–doutorandos e mestrandos–doutorandos ( $z = 0$ ,  $p$ -valor = 1 e  $z = -1,28$ ,  $p$ -valor = 0,2, respectivamente).

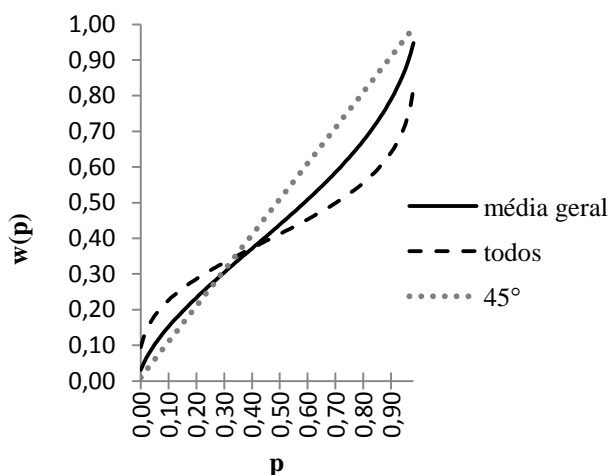
Combinando os resultados da Tabela 5 com os da Tabela 3, nota-se que a diminuição da busca pelo risco constatada na Tabela 3 ocorre primeiro devido a uma percepção de menor atratividade das apostas para os mestrandos, doutorandos e doutores com relação ao grupo de graduandos, e após pela maior discriminabilidade do grupo doutores em relação aos outros níveis de escolaridade.

Analisando a amostra por diferentes faixas etárias, também não se consegue observar nenhuma tendência. O que se destaca é o relativamente grande valor do parâmetro  $\delta$  do grupo com idade igual ou inferior a 25 anos, similar ao grupo graduandos, sendo que todos os parâmetros  $\delta$  desse grupo são significativamente diferentes entre si (idade $\leq 25$ –25<idade<40  $z = 5,25$ ,  $p$ -valor = 0,00; idade $\leq 25$ –idade $\geq 40$   $z = 2,67$ ,  $p$ -valor = 0,00; 25<idade<40–idade $\geq 40$   $z = -3,02$ ,  $p$ -valor = 0,00). Com relação ao parâmetro  $\gamma$ , não há diferença significativa entre os grupos idade $\leq 25$ –25<idade<40 e idade $\leq 25$ –idade $\geq 40$  ( $z = 1,25$ ,  $p$ -valor = 0,21 e  $z = -1,3$ ,  $p$ -valor = 0,19, respectivamente) mas há significativa diferença entre 25<idade<40–idade $\geq 40$  ( $z = -2,35$ ,  $p$ -valor = 0,01). Comparando-se o resultado desta com a Tabela 4, percebe-se que a tendência de maior aversão ao risco com uma idade maior é explicada, principalmente, por uma menor atratividade com relação às apostas.

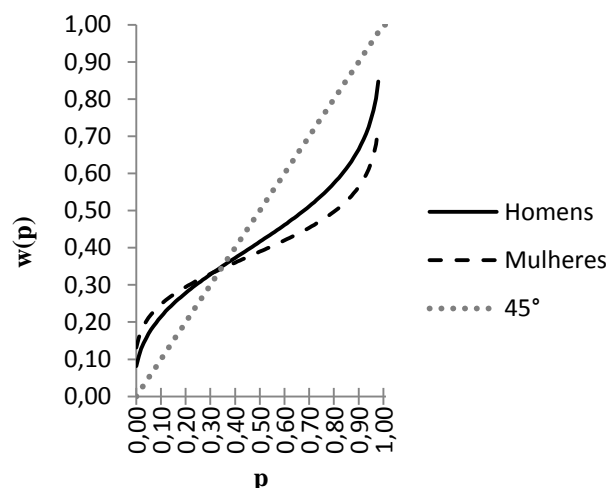
As Figuras 6, 7, 8 e 9 abaixo, mostram e comparam as formas das funções de ponderação das probabilidades para os diferentes grupos e para a média dos estudos apresentados na Tabela 1.

## 5. Considerações Finais

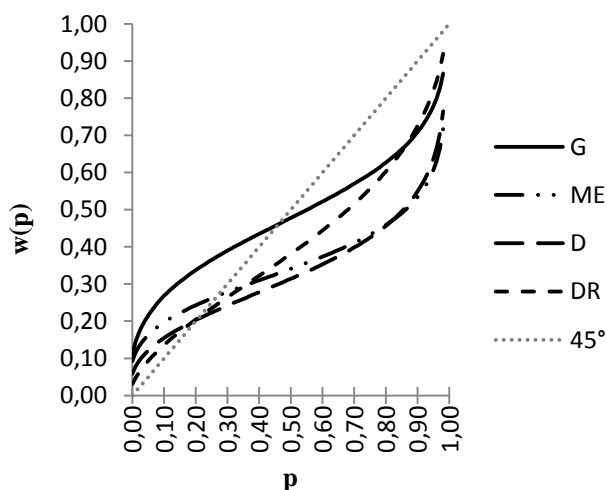
A teoria da utilidade esperada reinou durante muitos anos como o modelo que descrevia o comportamento de escolha sob risco, apesar das críticas que o modelo sofria. A teoria do prospecto e sua versão cumulativa surgiram como parte uma união da psicologia com a economia que é onde está inserida a economia comportamental. Nesse sentido, o objetivo principal é observar e analisar como o ser humano



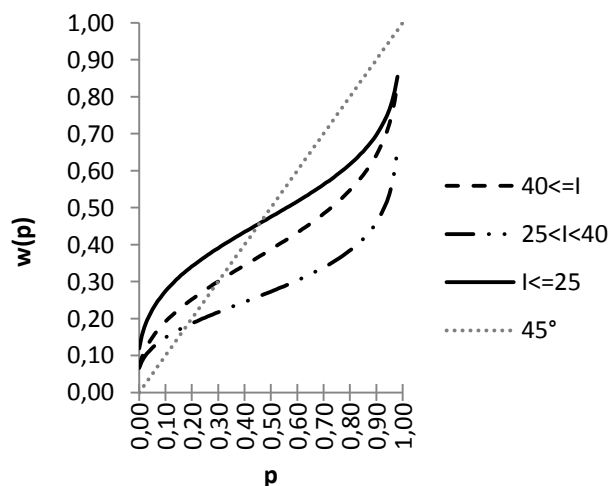
**Figura 6.** Função ponderação das probabilidades da amostra questionada e da média dos estudos presentes na Tabela 1.



**Figura 7.** Função ponderação das probabilidades por gênero



**Figura 8.** Função ponderação das probabilidades por escolaridade



**Figura 9.** Função ponderação das probabilidades por idade.

se comporta ao tomar suas decisões, independente se essa descrição de comportamento é racional ou não e se ela obedece a inúmeros conceitos matemáticos lógicos.

Apesar de relativamente novo, muito já foi discutido sobre o tema e importantes e sólidos avanços foram feitos. A nova teoria trouxe esclarecimentos mas também novas dúvidas, muitas respondidas e outras ainda sendo investigadas. A contribuição que esse trabalho tentou trazer foi se a função ponderação das probabilidades postulada pela teoria do prospecto difere, e se difere de que forma, entre gênero, nível de escolaridade e idade. Sua diferença com relação a outros que realizaram estimativas similares e seu maior foco na questão das diferenças entre os grupos mencionados acima, explicitando inclusive, os diferentes equivalentes de certeza encontrados dentro de cada grupo. Fato que não se encontra em outros trabalhos, os quais mostram os equivalentes de certeza encontrados apenas para a amostra toda.

Muitos trabalhos testaram a forma da função utilidade e da função ponderação das probabilidades, vários deles citados anteriormente. O trabalho que consolidou as formas com a psicologia da escolha foi o estudo de Gonzalez e Wu (1999), o qual serviu como base para este.

Usando-se das formas paramétricas verificadas por Gonzalez e Wu (1999), de maneira não paramétrica, diga-se de passagem, tentou-se medir a diferença entre parâmetros dos grupos pesquisados.

Os resultados não são conclusivos, mas apontam tendências que necessitam de maiores investigações para serem comprovadas. Além disso, a forma voluntária de seleção dos participantes e o fato de terem sido selecionados num mesmo local pode causar um viés de seleção. Entretanto, trabalhos importantes como de Kahneman e Tversky (1979), Tversky e Kahneman (1992) e Gonzalez e Wu (1999) adotaram o mesmo processo de recrutamento.

Nesse sentido, de acordo com os resultados encontrados aqui, parece existir diferenças entre os grupos pesquisados. Com relação ao gênero, os dados apontam uma maior aversão ao risco das mulheres, decorrente de um menor entendimento das probabilidades, isto é, por ponderar as probabilidades de uma forma menos linear que os homens. Com relação ao nível de escolaridade, quanto maior o nível menor a busca pelo risco. Essa menor busca pelo risco veio em parte oriunda da maior atratividade que as apostas questionadas representaram para aqueles com menor escolaridade (os graduandos), talvez pelo fato que essa escolaridade lhes deem uma renda menor que, por sua vez, tornou os valores monetários das apostas mais atrativos para esse grupo; e por uma outra parte em função da maior discriminabilidade com relação as probabilidades que os doutores apresentaram em relação aos outros grupos. Fato intuitivamente esperado, visto que mais anos de estudo tenderiam a levar a menores distorções das probabilidades. Por último, com relação à idade, os resultados mostram que uma maior idade leva a uma maior aversão pelo risco, advinda de uma menor atratividade com relação às apostas questionadas.

Além disso, o trabalho realizado trouxe uma nova metodologia de questionário para coletar os equivalentes de certeza necessários à estimação. A nova metodologia reduziu o tempo necessário para responder ao questionário, diminuindo o fardo cognitivo dos participantes. Pelo lado negativo, a nova metodologia diminui a confiabilidade das respostas e torna mais difícil de averiguar a mesma.

Infelizmente não foi possível fazer uma análise completa e conjunta da função utilidade e da função ponderação das probabilidades, visto que os resultados do parâmetro relacionado à utilidade apresentou pouca variabilidade entre os grupos. A aparente linearidade apresentada pelas funções de utilidades dos grupos não é indicativo definitivo de neutralidade em relação ao risco, pois como Chateauneuf e Cohen (1994) mostraram, na teoria do prospecto um indivíduo pode ter função utilidade côncava/convexa e ser perseguidor/avesso ao risco. O que define o comportamento diante do risco do indivíduo é uma combinação entre os parâmetros da função utilidade com os parâmetros da função de ponderação, e não apenas a concavidade ou convexidade da função utilidade como na teoria da utilidade esperada.

## Referências

- Abdellaoui, M. (2000). Parameter-free elicitation of utilities and probability weighting functions. *Management Science*, 46: 1497-1512.
- Abdellaoui, M.; Bleichrodt, H.; L'Haridon, O. (2008). A tractable method to measure utility and loss aversion under prospect theory. *Journal of Risk and Uncertainty*, 36: 245-266.
- Abdellaoui, M.; Bleichrodt, H.; Paraschiv, C. (2007). Loss aversion under prospect theory: A parameter-free measurement. *Management Science*, 50(10): 1659-1674.
- Allais, M. (1953). Le Comportement de l'Homme Rationnel devant le Risque: Critique des Postulats and Axioms de l'Ecole Americaine. *Econometrica*, 21: 503-546.
- Booij, A. S.; van Praag, B. M. S.; van de Kuilen, G. (2010). A parametric analysis of prospect theory's functionals for the general population. *Theory and Decision*, 68: 115-148.
- Camerer, C. F.; Ho, T. (1994). Nonlinear weighting of probabilities and violations of the betweenness axiom. *Journal of Risk and Uncertainty*, 8:167-196.
- Chateauneuf, A.; Cohen, M. (1994). Risk Seeking with Diminishing Marginal Utility in a Non-Expected Utility Model. *Journal of Risk and Uncertainty*, 9: 77-91.

- Goldstein, W. M.; Einhorn, H. J. (1987). Expression theory and the preference reversal phenomena. *Psychological Review*, 94: 236-254.
- Gonzalez, R.; Wu, G. (1999). On the Shape of the Probability Weighting Function. *Cognitive Psychology*, 38: 129-166.
- Handa, J. (1977). Risk, Probability, and a New Theory of Cardinal Utility. *Journal of Political Economy*, 85: 97-122.
- Kahneman, D.; Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47(2): 263-291.
- List, J. A. (2004). Neoclassical Theory Versus Prospect Theory: Evidence From The Marketplace. *Econometrica*, 72: 615-625.
- Loomes, G.; Sugden, R. (1986). Disappointment and Dynamic Consistency in Choice under Uncertainty. *Review of Economic Studies*, 53(2): 271-282.
- Machina, M. J. (1982). Expected Utility Theory without the Independence Axiom. *Econometrica*, 50: 277-323.
- Neilson, W. S. (1992). A Mixed Fan Hypothesis and its Implications for Behavior toward Risk. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 19:197-211.
- Prelec, D. (1998). The probability weighting function. *Econometrica*, 66:497-527.
- Quiggin, J. (1982). A Theory of Anticipated Utility. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 3(4): 323-343.
- Starmer, C. (2000). Developments in Non-Expected Utility Theory: The Hunt for a Descriptive Theory of Choice under Risk. *Journal of Economic Literature*, 38(2): 332-382.
- Starmer, C.; Sugden, R. (1989). Violations of the Independence Axiom in Common Ratio Problems: Na Experimental Test of Some Competing Hypotheses. *Annals of Operational Research*, 19: 79-102.
- Stott, H. (2006). Cumulative prospect theory's functional menagerie. *Journal of Risk and Uncertainty*, 32:101-130.
- Tecles, P. L.; Resende, G. de L. (2012). **Estimação paramétrica da utilidade sob a teoria do prospecto**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Departamento de Economia, Universidade de Brasília, Brasília.
- Tversky, A.; Kahneman, D. (1974). Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases. *Science*, 185: 1124-1131.
- Tversky, A.; Kahneman, D. (1981). The Framing of Decisions and the Psychology of Choice. *Science*, 211: 453-458.
- Tversky, A.; Kahneman, D. (1992). Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5(4):297-323.