

# EVIDÊNCIAS SOBRE MANIPULAÇÃO DE REGRA E RISCO MORAL NO PROGRAMA SEGURO DESEMPREGO BRASILEIRO<sup>1</sup>

Gibran Teixeira (PPGE/FURG) tgibran@hotmail.com  
Giácomo Balbinotto Neto (PPGE/UFRGS) giacomo.balbinotto@ufrgs.br

## RESUMO

O objetivo deste artigo é avaliar a existência de manipulação de regra e também da presença do risco moral no Programa de Seguro Desemprego (PSD) brasileiro. Para a análise empírica, utilizou-se o teste de violação de regra de Cattaneo, Janson e Ma (2016a), assim como regressão com descontinuidade dos tipos *Fuzzy* e *Sharp*. A base de dados foi construída a partir da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED) para o período de Janeiro de 2008 a Junho de 2014 em função de uma maior homogeneidade das regras de acesso ao benefício nesse intervalo. A partir dos resultados, percebe-se que o PSD influencia o tempo de permanência no emprego dos trabalhadores brasileiros, dada existência de manipulação de regra avaliada a partir do tempo de permanência no último emprego. Além disto, a procura por emprego dos chefes de família e também dos filhos, apresentaram menor probabilidade e este resultado foi corroborado quando avaliado somente os beneficiários, onde se constatou uma probabilidade menor entre -21,80 p.p. e -15,08 p.p. para os filhos e entre -39,40 p.p. e -28,50 p.p. para os chefes de família. Assim, foi possível evidenciar tanto a existência da manipulação de regra no acesso ao programa quanto do risco moral, o que revela a necessidade de uma reestruturação do programa.

**Palavras chave:** Manipulação de Regra; Risco Moral; Seguro Desemprego.

## ABSTRACT

The objective of this article is to evaluate the existence of the manipulation rule and also the presence of moral hazard in Brazilian PSD. For the empirical analysis we used the test of rule violation of Cattaneo, Janson and Ma (2016a), as well as regression of Fuzzy and Sharp type. The data base has been built with the data from the Pesquisa de Emprego e Desemprego – PED from January to June 2014 due to greater homogeneity of access rules to benefit. Evaluating the results, one realizes that the PSD is influencing the time of permanence in employment of Brazilian workers, given the existence of rule handling found among the beneficiaries of the program. Furthermore it was evidence that the job search of heads of family and their children also were less likely to job search and this result was corroborated when evaluated only among the beneficiaries of the programa, where they found a smaller probability between -21,80 p.p. and -15,08 p.p. for the children and between -39,40 p.p. e -28,50 p.p. for heads of family. Thus, it was possible to demonstrate both the existence of the manipulation rule among the beneficiaries of the program and moral hazard and then, the program need for a restructuring.

**Key word:** Manipulation Rule; Moral Hazard; Unemployment Insurance.

**JEL classification:** J64, J65.

**Área 13:** Economia do Trabalho

---

<sup>1</sup>Esta pesquisa contou com o Auxílio Financeiro a Projeto Educacional ou de Pesquisa (Auxpe) 3217 do Pró-Integração (edital 55/2013) da Comissão de Aperfeiçoamento de Pessoal do Nível Superior (Capes) e do Programa Primeiros Projetos (ARD/PPP 2014) da Fundação de Amparo à Pesquisa do Rio Grande do Sul (FAPERGS) e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

# 1 INTRODUÇÃO

O presente artigo tem por objetivo avaliar a existência da manipulação de regra e também da presença do risco moral no Programa de Seguro Desemprego (PSD) brasileiro. A primeira análise será feita a partir do tempo de permanência no último emprego e a questão do risco moral será avaliada com base na procura por emprego dos trabalhadores.

Segundo Mas-Colell, Whiston e Green (1995), Macho-Standler e Pérez-Castrillo (1997) e Laffont e Martimort (2002) o problema do risco moral ou *moral hazard* é caracterizado pela assimetria de informação pós-contratual, ocorrendo quando, em uma relação econômica, um dos agentes detém mais informações do que os outros envolvidos. Essa situação é muito comum em contratos de trabalho, de empréstimos bancários ou de seguros, em que o principal não tem o total controle sobre a ação do agente e o mesmo pode se fazer valer disso e realizar uma ação que vai de encontro aos interesses do principal. Já a identificação de manipulação de regra foi criada inicialmente por McCrary (2008) com intuito de avaliar a existência da aleatoriedade entorno do ponto de corte em regressões com descontinuidade<sup>2</sup>.

Em um contexto macroeconômico Ljungqvist e Sargent (2004) destacam a relevância do programa de Seguro Desemprego em termos de assistência social e também pelo fato do mesmo funcionar como um estabilizador automático da economia. Do ponto de vista microeconômico, em termos de alocação eficiente de recursos públicos, autores como Parra e Sánchez (2009), buscam através da teoria dos incentivos, formular um Seguro Desemprego menos homogêneo e que também incentive o trabalhador desempregado a um esforço constante na procura por um novo emprego ao longo do tempo de permanência no programa.

De acordo com Chahad e Fernandes (2002) os incentivos promovidos por programas de recomposição de renda a trabalhadores desempregados podem gerar as seguintes situações: a primeira é a chamada “seleção-adversa” em razão de que os trabalhadores com necessidade de “comprar” o Seguro Desemprego são exatamente àqueles com maior risco de tornarem-se desempregados; a segunda é o conhecido “risco moral” (*moral hazard*) o qual conduz a uma mudança de comportamento do trabalhador tornando-o menos ativo para sair da situação de desemprego. Nesse sentido, de acordo com as características e a dimensão do programa de Seguro Desemprego, esses efeitos podem afetar inúmeras transições ocupacionais no mercado de trabalho.

Dentre os principais trabalhos internacionais que tratam da melhor forma de estruturar o programa de Seguro Desemprego na presença do risco moral destacam-se: Shavell e Weiss (1979), Wang e William (1996, 2002), Hopenhaym e Nicolini (1997, 2002) e Pavoni (1997, 2003, 2006). Todos analisam e sugerem melhores formas de promover o programa, minimizando o problema do risco moral.

No Brasil a importância da estrutura do programa de Seguro Desemprego e seus reflexos sobre os segurados são ressaltados por autores como Chahad (1984, 1999a, 1999b, 2000), Amadeo e Camargo (1995), Balbinotto Neto e Zylberztajn (1999, 2002), Barros, Corseuil e Foguel (2000), Chahad e Fernandes (2002), Ambrózio (2003), Andrade, Leite e Ramos (2010), Carvalho (2010), Hijzen (2011), Gerar e Gonzaga (2012) e Teixeira e Balbinotto Neto (2013, 2016). Estes autores destacam que, do ponto de vista do trabalhador, o Seguro Desemprego brasileiro funciona como uma fonte de renda temporária a partir da demissão involuntária, permitindo que o trabalhador desempregado seja mais seletivo na escolha de seu próximo emprego. Por outro lado, os autores

---

<sup>2</sup> Uma aplicação do teste de McCrary (2008) pode ser conferida em Firpo et. al. (2014).

criticam principalmente a padronização da distribuição dos benefícios, a inexistência de qualificação profissional e o incentivo a rotatividade no mercado de trabalho brasileiro<sup>3</sup>.

Com a finalidade de promover um nível maior de informação sobre a influência do PSD sobre a rotatividade no mercado de trabalho brasileiro e também sobre a conduta de procura por emprego entre os beneficiários é que o presente trabalho busca responder as seguintes questões: Há possibilidade de manipulação da regra que dá acesso ao PSD? Além disto, o fato do trabalhador brasileiro estar recebendo o benefício tem sido relevante para impactar a probabilidade de procura por um novo emprego?

O presente estudo avança na metodologia empregada para avaliar a existência no risco moral no programa, assim como abre um novo horizonte dentro da análise de avaliação do PSD que é o efeito que ele exerce sobre a rotatividade no mercado de trabalho. Este ponto é importante, visto que um dos problemas da economia brasileira é a baixa produtividade do trabalhador e uma das justificativas apontadas pelas empresas nacionais é que a baixa motivação para o investimento em capital humano se dá, dentre outros aspectos, pelos incentivos à saída do emprego exercidos pelo Fundo de Garantia por Tempo de Serviço-FGTS e pelo PSD (CAMARGO, 2004).

Com a investigação da existência ou não de manipulação da regra de acesso ao programa, esta lacuna pode começar a ser preenchida, pois caso ocorra à existência é possível inferir que o programa exerce influência sobre o tempo de permanência no emprego dos trabalhadores brasileiros e, por consequência, na rotatividade do mercado de trabalho nacional. Caso essa hipótese se confirme é possível a proposição de reformas estruturais que possam vir a ser discutidas pela sociedade brasileira, a fim de tornar o programa mais eficiente e menos influente sobre o mercado de trabalho nacional.

Posto isso, para avaliar a presença do risco moral no programa Seguro Desemprego brasileiro, utilizou-se o instrumental de Regressões com Descontinuidade *Design* – RDD, dos tipos *Fuzzy* e *Sharp*, além do teste de manipulação de regra indicado por Cattaneo, Jansson e Ma (2016), que consiste em uma sofisticação do teste proposto por McCrary (2008). A base de dados utilizada foi a Pesquisa de Emprego e Desemprego – PED para o período de 2008 a 2014, dado a homogeneidade da regra que dá acesso ao benefício. Os resultados encontrados indicam a existência de manipulação de regra que dá acesso ao Seguro Desemprego, assim como, que o benefício influencia negativamente o tempo de procura por emprego dos trabalhadores considerados chefes de família e também dos trabalhadores considerados filhos na posição familiar.

Além desta introdução, o artigo está dividido em mais quatro seções; na segunda ressalta-se a revisão da literatura sobre a influência do Seguro Desemprego no mercado de trabalho em nível internacional e nacional; na terceira destaca-se a estratégia empírica e a formação do banco de dados; na quarta avaliam-se os resultados encontrados e por fim, na quinta, as considerações finais.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Como a literatura sobre os efeitos do Seguro Desemprego no mercado de trabalho é vasta, optou-se por apresentar trabalhos a partir da década de 1990. Além disto, os trabalhos empíricos para o Brasil também tiveram maior expansão a partir desta década.

Segundo Corack (1993), ao analisar a política de Seguro Desemprego para o Canadá com base em informações do volume de segurados do período de 1971 a 1990, o autor identificou através de modelos com vetores auto regressivos que o Seguro Desemprego estaria incentivando os trabalhadores a se inserirem novamente na política. Assim, uma vez que o trabalhador se torne

---

<sup>3</sup> Segundo Barros, Corseuil e Foguel (2000), para o trabalhador empregado o seguro desemprego representa um subsídio à busca por um trabalho melhor ao qual teria acesso apenas quando demitido sem justa causa. Nesse sentido, o seguro desemprego incentiva a demissão induzida, principalmente durante períodos de recuperação econômica. Essa redução na duração da relação de trabalho tem então impactos negativos sobre os investimentos em capital humano específico, produtividade e nível salarial.

beneficiado pela política, a probabilidade dele utilizar a política novamente é maior do que aquele indivíduo que nunca utilizou, promovendo uma *occurrence dependence*<sup>4</sup>.

Green e Ridelli (1993) avaliaram o efeito de uma mudança na lei do Seguro Desemprego Canadense no início do ano de 1990 sobre a duração média do desemprego. Os autores usaram um modelo de duração de desemprego de Kaplan-Meier para avaliar o risco moral e encontraram que se comparado à duração média do desemprego entre 1989 e 1990, a duração do desemprego subiu de 10-13 semanas para 14-24 semanas em função da elevação do número de pedidos do benefício.

Já Schneider (1998) avaliou o impacto do benefício Seguro Desemprego alemão sobre as taxas de duração do desemprego. As estimativas foram realizadas com base em dados em painel no período de 1992 e 1993, para o Leste e o Oeste da Alemanha. Os resultados encontrados pelo autor indicam que o benefício não se mostrou capaz de afetar as taxas de duração do desemprego no período.

Card *et al.* (2007b) explorou a descontinuidade da relação entre tempo de permanência no último emprego e o direito ao benefício do Seguro Desemprego austríaco. A partir da legislação do programa, o qual estabeleceu que os trabalhadores que permaneceram empregados menos de 36 meses nos últimos 5 anos, após demitidos, teriam direito a 20 semanas de benefício, enquanto que aqueles trabalhadores que permaneceram 36 meses ou mais, teriam direito a receber 30 semanas de benefício. Com uma amostra de trabalhadores de uma faixa etária entre 20 e 50 anos, os autores encontraram que os trabalhadores elegíveis com 30 semanas de benefício apresentaram uma taxa de procura por trabalho, durante as 20 primeiras semanas, de 5% a 9% menor do que os trabalhadores elegíveis com 20 semanas de benefício.

Em janeiro de 2003 na Finlândia, o benefício Seguro Desemprego foi ampliado para os trabalhadores com histórico de longa duração no emprego, bem como foi abolido o sistema de indenização por tempo de serviço. O benefício médio aumentou 15% para os primeiros 150 dias de período de desemprego. Usitalo e Verho (2010) usando esta mudança na política para avaliar o impacto do benefício sobre a taxa de duração do desemprego, encontraram que a mudança na estrutura do benefício, reduziu em média 17% a taxa de duração do desemprego. Segundo os autores, este efeito foi identificado principalmente para os trabalhadores que estão nos primeiros meses do benefício e tende a desaparecer com o tempo de permanência no programa.

Lalive (2007) utilizando o método de regressões descontínuas avaliou o impacto do aumento do número de parcelas do Seguro Desemprego austríaco, quando passou de uma cobertura de 32 para 54 semanas para os trabalhadores com menos de 50 anos de idade e de 32 semanas para 209 semanas, em algumas regiões, para os demais. Os resultados encontrados pelo autor indicaram que o aumento da cobertura do programa promoveu uma elevação na duração do desemprego, não aumentou a probabilidade de encontrar emprego no mercado de trabalho e reduziu a transição regular de emprego, principalmente entre as mulheres com mais de 50 anos de idade. Com isso, o programa acabou estimulando um aumento no período de transição entre um trabalho e outro de seus beneficiados.

Nesse mesmo sentido, Schmieder *et al.* (2012a) avaliaram o impacto do programa de Seguro Desemprego da Alemanha com base em regressões com descontinuidade. Os autores avaliaram trabalhadores beneficiados da faixa entre 40 e 49 anos de idade, no período de julho de 1987 e março de 1999, quando o programa foi implementado. Os resultados encontrados sinalizam que para cada mês da duração do benefício, a duração do desemprego aumentou em média de 0,10 a 0,13 meses<sup>5</sup>.

Já em se tratando de análise no programa brasileiro, destaca-se o trabalho de Cunningham (1997), que com base em modelos de diferenças em diferenças tentou identificar se o aumento no

---

<sup>4</sup> Os primeiros a definir essa influência histórica dos segurados com a política foram Heckman e Borjas (1980). Eles definiram dois tipos de estados de dependência: (i) a primeira é de que a probabilidade do trabalhador vir a depender do benefício é inversamente proporcional a vontade do mesmo em se manter no trabalho; (ii) Dependência em função da demora em procurar emprego, em que a probabilidade de deixar o estado de dependência depende de outros estados.

<sup>5</sup> Em Schmieder *et al.* (2012b), os autores replicam seus resultados usando somente o impacto do programa sobre os trabalhadores com 42 anos, e encontram um resultado 0,20 meses.

número de parcelas do benefício Seguro Desemprego brasileiro, causado em 1995, teria afetado as possibilidades de reingresso dos segurados com salários maiores no mercado de trabalho ou se esses iriam se reinserir com maior possibilidade no mercado informal. Os resultados encontrados pelo autor sugerem que as mudanças no programa não induziram um reemprego com maiores salários no mercado formal e nem houve mudanças significativas de trabalhadores que migraram do mercado formal para o informal em função da expansão do benefício.

Margolis (2008) avaliou, via simulações, o efeito do Seguro Desemprego e também do valor pago da multa do Fundo de Garantia sobre o Tempo de Serviços – FGTS, sobre a taxa de reinserção dos beneficiados advindos do setor formal em relação aos trabalhadores desempregados do setor informal. Segundo o autor, tanto o FGTS quanto o seguro desemprego aceleram a taxa de transição de um emprego formal para outro. Além disso, indica que o programa pode estar reduzindo a intensidade da procura por trabalho no setor informal.

Já Zylberstajn e Ribeiro (2010) avaliaram por meio de diferentes especificações de regressões logísticas e com base na Pesquisa Mensal de Emprego – PME, o impacto do programa Seguro Desemprego sobre as probabilidades de saídas de emprego. Segundo os autores, o benefício afeta, mais significativamente o risco de saída do emprego das mulheres casadas em geral e também dos homens solteiros de baixa renda.

Robalino *et al.* (2011) utilizando como base teórica um modelo de *job search* bem como um instrumental de painel rotativo encontrou que os trabalhadores credenciados ao programa têm maior probabilidade de receber ofertas de trabalhos do setor formal e também o efeito poupança gerado pelo programa, tem maior impacto entre os trabalhadores menos qualificados e do sexo feminino. Os autores também simularam um aumento da contribuição para o programa por parte dos trabalhadores, o que gerou um maior nível de desemprego formal na economia.

O autor Hijzen (2011) avalia com base em um instrumental econométrico de regressões em diferenças, o impacto do PSD brasileiro sobre a duração do desemprego e também sobre o risco moral atrelado ao trabalho informal durante o recebimento do benefício. Analisando os resultados encontrados pelo autor, é possível identificar indícios tanto da presença do aumento do período do desemprego quanto do incentivo ao emprego informal gerados pelo programa brasileiro.

Gerard e Gonzaga (2012), por meio de instrumental econométrico com base em regressões com descontinuidade, avaliaram o efeito de uma extensão de parcelas do Seguro Desemprego sobre a procura por emprego e também sobre mercado de trabalho brasileiro. Os autores utilizaram a Pesquisa Mensal de Emprego PME no período de 2003-2010 e também os dados da RAIS. Um dos principais resultados encontrados pelos autores foi que com a ampliação da cobertura do programa que passou de no máximo três para cinco parcelas, houve uma queda de 50% no percentual de reempregados no setor informal e também que o risco moral se reduz na exaustão do benefício.

Por fim, Teixeira e Balbinotto Neto (2013, 2016) destacam que o programa não exerce influência sobre o salário de reinserção de seus beneficiários, controlados pelo tempo de permanência no último emprego. Esse resultado foi obtido com base em regressões com descontinuidade do tipo *Sharp* e de forma paramétrica, assim como via *propensity score match*, com base nos dados da PNAD para os anos de 2006 a 2009. Além disto, os mesmo autores, utilizando também regressões com descontinuidade do tipo *Sharp* e de forma paramétrica, só que com dados da PED de 2008 a 2012, encontraram que o programa exerce influência negativa na procura por emprego dos trabalhadores chefes de família e também dos filhos.

Desta forma, percebe-se que algumas lacunas ainda estão em abertos com relação ao programa, como o efeito exercido sobre o tempo de permanência no emprego dos trabalhadores brasileiros, assim como, sobre a probabilidade de procura por emprego ao longo do recebimento do benefício. Há também espaço para a aplicação de instrumentais que se mostram mais adequados para investigação desse problema, como o caso de regressão com descontinuidade do tipo Fuzzy, que permite maior flexibilidade em torno do ponto de descontinuidade, assuntos estes destacados a seguir.

### 3) ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A presente seção está dividida em três subseções: na primeira destaca-se a construção do banco de dados e a estatística descritiva da amostra; a segunda enfatiza a metodologia empregue para avaliar a manipulação de regra e por fim, na terceira, ressalta-se o instrumental utilizado na análise do impacto do benefício sobre a procura por emprego.

#### 3.1 Dados e seleção amostral

Para a análise proposta foi utilizada a Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED) do Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Econômico - DIEESE de 2008 a 2014. A PED refere-se às regiões metropolitanas de Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Porto Alegre e Brasília. O número de trabalhadores avaliados foi de 91.797, sendo que 8.024 foram beneficiários do PSD (tratados) e os demais não beneficiários (controles). Os dados foram agrupados ano a ano e o banco de dados foi construído a partir dos seguintes filtros: (i) os trabalhadores se encontravam no momento de cada pesquisa em situação de desemprego aberto, ou seja, sem nenhum vínculo de trabalho formal ou informal e a procura de um novo emprego; (ii) desempregados que trabalharam com carteira de trabalho assinada no último emprego; (iii) demitidos sem justa causa do seu último emprego; e (iv) tempo de permanência no último emprego maior do que zero.

O primeiro filtro foi utilizado justamente porque para ter acesso ao benefício o trabalhador deve estar na situação de desemprego, ou seja, sem nenhum vínculo empregatício formal. O segundo, diz respeito a um ponto importante que é ter trabalhado formalmente no último emprego, pois caso contrário o trabalhador não tem direito a requerer o benefício. O terceiro também é uma regra que define o acesso ao benefício, já que somente o trabalhador dispensado sem justa causa é que possui direito a solicitar o benefício. Finalmente, o quarto filtro, é o instrumento que será utilizado para definir se o trabalhador teve ou não acesso ao PSD.

Esse instrumento possui um importante papel na análise, visto que a partir dele é que será simulado o experimento, já que dado o tempo de permanência no último emprego o trabalhador será credenciado ou não como requerente do benefício. Porém, como nem todos que tem direito a requerer o SD, por motivos que vão desde a não atender o intervalo mínimo entre um pedido e outro do benefício, até a não utilização do mesmo em função do reduzido valor da parcela, é que a metodologia com base em regressão com descontinuidade do tipo *Fuzzy* será utilizada primeiramente seguida pelo *Sharp*. A seguir caracteriza-se o banco de dados por tempo de permanência no último emprego.

**Tabela 1 – Posição familiar e tempo no último emprego**

Tempo no último emprego (meses)	Total		Chefe		Cônjuge		Filho	
	N	%	N	%	N	%	N	%
1-3	21.967	23,93	4.035	17,81	4.909	21,08	13.023	28,39
4-6	13.936	15,25	2.774	12,25	3.156	13,55	8.006	17,48
7-9	7.888	8,66	1.845	8,14	1.869	8,02	4.174	9,16
10-12	11.705	12,75	2.444	10,79	2.824	12,13	6.437	14,05
13-15	2.756	3,06	792	1,32	658	2,82	1.306	2,89
16-18	4.266	4,66	1.109	4,89	1.088	4,67	2.069	4,59
19-21	1.616	1,76	444	1,96	451	1,93	721	1,59
22-24	7.838	8,54	1.859	8,21	2.131	9,16	3.848	8,39
25 ou mais	19.631	21,39	7.293	32,21	6.151	26,42	6.187	13,49
Total	91.767	100	22.644	100	23.279	100	45.874	100

Fonte: PED (2008-2014).

Analisando a Tabela 1, percebe-se que a maioria dos trabalhadores que saíram de algum emprego, sem justa causa, no período de 2008 a 2014, permaneceram no máximo 12 meses no último emprego (60,59%) e este percentual é ainda maior entre os considerados filhos (69,08%), o que reforça o fato dos trabalhadores jovens serem os que possuem maior incentivo à troca de emprego no Brasil. A seguir, destaca-se o total de trabalhadores beneficiados (parcela  $\neq 0$ ) e não beneficiados (parcela = 0), sendo os beneficiados segmentados por parcela do SD.

**Tabela 2 – Trabalhadores não beneficiados e beneficiados por parcela**

Parcelas	Total		Chefe		Cônjuge		Filho	
	N	%	N	%	N	%	N	%
0	83.773	91,26	19.126	84,46	21.903	94,09	42.744	93,18
1	2.242	2,44	956	4,22	359	1,54	927	2,02
2	1.870	2,04	822	3,63	294	1,26	754	1,64
3	1.627	1,77	719	3,18	284	1,22	624	1,36
4	1.441	1,57	628	2,77	277	1,19	536	1,17
*5	844	0,92	393	1,74	162	0,70	289	0,63
Total	91.797	100	22.644	100	23.279	100	45.874	100

Fonte: PED (2008-2014). \* Em virtude do baixo número de observações de trabalhadores que se encontravam na sexta e na sétima parcelas eles foram agrupados na quinta.

De acordo com a Tabela 2, tem-se que a proporção de beneficiados representa cerca de 8% da amostra, com maior proporção de filhos 49,97%, seguido pelos cônjuges 25,35% e chefes 24,68%. No entanto, entre os chefes se encontra o maior número de beneficiários cerca de 13,54%, com maior concentração nas três primeiras parcelas. Assim, o banco de dados é composto na sua maioria, por não beneficiários e filhos na posição familiar, por isto, é que a análise será segmentada em posições familiares, dada as diferentes proporções na amostra, assim como das responsabilidades no contexto familiar. A seguir será analisada a possibilidade de manipulação da regra por parte dos beneficiados com base no teste desenvolvido por Cattaneo, Janson e Ma (2016a).

### 3.2 Teste de Manipulação de Cattaneo, Janson e Ma (2016a)

Para a análise de manipulação de regra com base em Cattaneo, Janson e Ma (2016a), define-se que para uma dada amostra, a variável aleatória  $\{X_i: i = 1, 2 \dots, n\}$  possui uma função distribuição acumulada (f.d.a) e uma função densidade de probabilidade (f.d.p) dado por respectivamente,  $F(x)$  e  $f(x)$ . Cada unidade será vista como tratada ou controle a partir de um valor de corte de  $X$  denotado por  $c$ . Assim, os grupos podem ser vistos como:

O indivíduo  $i$  será do grupo de controle se  $X_i \leq c$

O indivíduo  $i$  será do grupo de tratamento se  $X_i \geq c$

No caso em análise, a variável  $X$  a ser testada é o tempo de permanência no último emprego e  $i$  é o trabalhador que se encontra na situação de desemprego aberto, ou seja, a procura por emprego, sem nenhum vínculo trabalhista.

O teste de manipulação avalia a hipótese de continuidade da função densidade  $f(\cdot)$  no entorno do ponto de corte " $c$ " (*cut-point*). Formalmente, testam-se as seguintes hipóteses:

$$H_0 = \lim_{x \uparrow c} f(x) = \lim_{x \downarrow c} f(x) \quad vs \quad H_1 = \lim_{x \downarrow c} f(x) \neq \lim_{x \uparrow c} f(x)$$

Na construção do teste utiliza-se a estimativa de uma função densidade  $f(x)$  com base em um polinômio local a partir da função distribuição acumulada (f.d.a) da amostra. Este estimador tem várias características interessantes, incluindo o fato de que não necessita de uma forma funcional pré-definida e sua implementação é bastante intuitiva. Além disso, o estimador também permite incorporar restrições sobre (f.d.a) e admite derivadas de ordem superiores na função densidade, deixando o teste com um poder maior de propriedades e implicações<sup>6</sup>.

A implementação estatística do teste é realizada da seguinte maneira:

$$T_p(h_n) = \frac{\hat{f}_{+,p}(h_n) - \hat{f}_{-,p}(h_n)}{\hat{V}_p(h_n)}, \quad \hat{V}_p^2(h_n) = \hat{V}[\hat{f}_{+,p}(h_n) - \hat{f}_{-,p}(h_n)] \quad (1)$$

Sendo  $T_p(h_n)$  o valor crítico calculado no teste com base nas diferenças das distribuições estimadas a partir dos polinômios locais dos valores anteriores e posteriores ao *cut-point* e  $\hat{V}_p(h_n)$  o estimador do desvio padrão da diferença entre as distribuições. Os estimadores dependem da escolha do grau ( $p$ ) do polinômio, da escolha da função kernel, do intervalo de análise  $h_n$ , que determina quais observações, próximas ao ponto de corte, serão utilizadas nas estimativas e também no intervalo de confiança. Os intervalos podem ser definidos de forma arbitrária ou estimados usando o próprio banco de dados, com ou sem restrições sobre a função. Os testes avaliados no presente estudo levam em consideração o algoritmo padrão que é sem restrição, como será demonstrado a seguir.

Na forma irrestrita o teste torna-se um problema padrão onde os estimadores  $\hat{f}_{-,p}(h_n)$  e o  $\hat{f}_{+,p}(h_n)$  não são relacionados. Assim, o estimador da densidade tem as seguintes características:

$$\hat{f}_{-,p}(h_n) = e_1' \hat{\beta}_{-,p}(h_n) \quad \text{e} \quad \hat{f}_{+,p}(h_n) = e_1' \hat{\beta}_{+,p}(h_n) \quad (2)$$

Com:

$$\hat{\beta}_{-,p}(h_n) = \arg \min_{\beta \in R^{p+1}} \sum_{i=1}^n \mathfrak{N}(X_i < c) (\hat{F}(X_i) - r_p(X_i - c)' \beta)^2 K_{h_n}(X_i - c), \quad (3)$$

$$\hat{\beta}_{+,p}(h_n) = \arg \min_{\beta \in R^{p+1}} \sum_{i=1}^n \mathfrak{N}(X_i < c) (\hat{F}(X_i) - r_p(X_i - c)' \beta)^2 K_{h_n}(X_i - c), \quad (4)$$

Onde  $\hat{F}(X_i)$  indica a função densidade (f.d.a) do estimador para amostra completa,  $r_p(x) = (1, x, \dots, x^p)'$ ,  $e_1 = (0, 1, 0, 0, \dots, 0)' \in R^{p+1}$ ,  $k_h(u) = k[(u/h)/h]$ , sendo  $K(\cdot)$  uma função kernel,  $h_n$  é uma sequência positivas de janelas e  $\mathfrak{N}(\cdot)$  a função indicador. Empregando a técnica de polinômios locais, tem-se que  $\hat{\beta}_{-,p}(h_n)$  e  $\hat{\beta}_{+,p}(h_n)$  são próximos e dados por  $(F_-, f_-, \frac{1}{2!} f_-^{(1)}, \dots, \frac{1}{(p+1)!} f_-^{(p)})$  e  $(F_+, f_+, \frac{1}{2!} f_+^{(1)}, \dots, \frac{1}{(p+1)!} f_+^{(p)})$ , que pode ser escrita como:

$$f_-^{(s)} = \lim_{x \uparrow c} \frac{\partial^s}{\partial x^s} f(x) \quad \text{e} \quad f_+^{(s)} = \lim_{x \downarrow c} \frac{\partial^s}{\partial x^s} f(x) \quad (5)$$

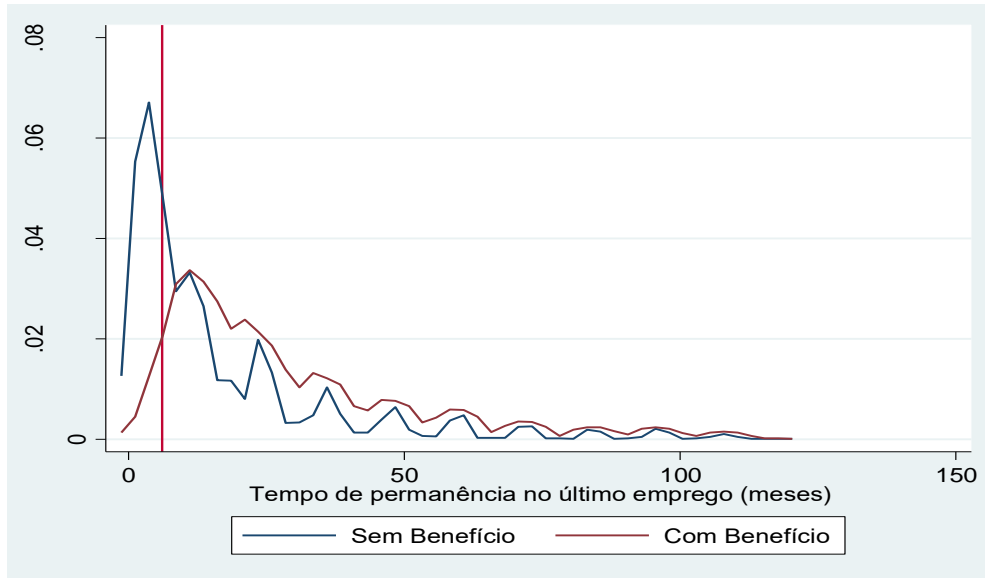
Sendo  $S = 1, 2, \dots, p$ . Assim, o segundo elemento de  $\hat{\beta}_{-,p}(h_n)$  e de  $\hat{\beta}_{+,p}$ , são usados para construir de forma consistente, o limite correto da densidade do estimador próximo ao ponto de corte  $c$ , ponto em que a manipulação será estatisticamente testada<sup>7</sup>. A figura a seguir retrata a distribuição dos tempos de permanência no emprego dos beneficiários e não beneficiários de forma agregada.

<sup>6</sup> Para uma introdução à técnica convencional de polinômios locais conferir Fan e Gijbel (1996).

<sup>7</sup> Ainda é possível realizar a análise de forma restrita, porém para maiores detalhes verificar em Cattaneo, Janson e Ma (2016a).



**Figura-1 Densidade de *Kernel* do tempo de permanência no último emprego**



Fonte: PED (2008-2014).

A partir da figura acima, percebe-se que há uma forte evidência de concentração das distribuições de tempo de permanência no último emprego entorno dos seis meses (linha vertical em vermelho), tempo necessário ao credenciamento no programa, indicando a presença da manipulação da regra, mesmo que tal inferência preliminar seja pouco robusta. A seguir destaca-se a formalização de regressão com descontinuidade, metodologia que será empregue para avaliar a presença do risco moral.

### 3.3 Regressão com Descontinuidade

A principal virtude da utilização do instrumental de regressões com descontinuidade é que ele explora regras arbitrárias que determinam o tratamento, gerando experimentos naturais. Com isto, com base no ponto de descontinuidade, o tratamento é localmente aleatório, permitindo a estimativa do efeito médio do tratamento sem o problema de viés de seleção. Porém, a limitação do método está diretamente associada ao distanciamento do ponto de corte e também a aleatoriedade da variável que será utilizada como instrumento (LEE E LEMIEUX, 2010).

Segundo Lee (2008) quando a variável de tratamento é plenamente definida por  $x_i$ , pode-se aplicar o Rd tipo *Sharp*. Entretanto, quando a variável de tratamento é determinada por  $x_i$ , porém com algum resíduo, logo, deve-se trabalhar com o Rd do tipo *Fuzzy*. Na prática, o modelo Sharp é raramente observado, visto que o acesso ao tratamento é definido por inúmeros aspectos e que nem sempre podem ser captados plenamente.

Entretanto, para o caso em análise a seleção em observáveis é dada por  $x \simeq \tau$ ,  $x$  é o tempo de permanência no último emprego e  $\tau$  o tempo necessário ao requerimento do benefício, se o escore de propensão  $E(d|x)$  tiver alguma quebra em torno de  $\tau$ , e se o  $\lim_{x \rightarrow \tau} E(u_j|x) = 0$ , então o Rdd do tipo Fuzzy pode ser aplicado.

A principal diferença do Rd *Fuzzy* para o Rd *Sharp* é que  $E(d|x)$  possui uma quebra em  $x = \tau$ , porém com magnitude desconhecida.

$$\lim_{x \downarrow \tau} E(d|x) - \lim_{x \uparrow \tau} E(d|x) \neq 0 \quad (6)$$

Assim sendo, a caracterização do efeito do tratamento sobre a subpopulação  $x \simeq \tau$  no Rdd *Fuzzy*, pode ser visto a partir do modelo abaixo:

$$\lim_{x \uparrow \tau} E(y|x) = \beta_d \lim_{x \uparrow \tau} E(d|x) + \lim_{x \uparrow \tau} g(x) + \lim_{x \uparrow \tau} E(u|x) \quad (7)$$

$$\lim_{x \downarrow \tau} E(y|x) = \beta_d \lim_{x \downarrow \tau} E(d|x) + \lim_{x \downarrow \tau} g(x) + \lim_{x \downarrow \tau} E(u|x) \quad (8)$$

$$\Rightarrow \lim_{x \uparrow \tau} E(y|x) - \lim_{x \downarrow \tau} E(y|x) = \beta_d [\lim_{x \uparrow \tau} E(d|x) - \lim_{x \downarrow \tau} E(d|x)] \quad (9)$$

$$\beta_d = \frac{\lim_{x \uparrow \tau} E(y|x) - \lim_{x \downarrow \tau} E(y|x)}{\lim_{x \uparrow \tau} E(d|x) - \lim_{x \downarrow \tau} E(d|x)} \quad (10)$$

Note que  $\lim_{x \rightarrow \tau} E(u|x) = 0$ . Em que  $\beta_d$  é visto como a razão entre as diferenças, e sendo o denominador igual a um, temos o caso do Rd Sharp, caso contrário temos o tipo Fuzzy.

De forma mais instrutiva,  $\beta_d$  pode ser representado como:

$$\beta_d = \frac{\text{o efeito total de } x \text{ sobre } y \text{ dado } x=\tau}{\text{efeito de } x \text{ em } d \text{ sendo } x=\tau} \quad (11)$$

O efeito direto refere-se ao  $\lim_{x \uparrow \tau} g(x) - \lim_{x \downarrow \tau} g(x)$  que é zero dado  $x = \tau$ . Então o efeito local torna-se o efeito indireto de  $x$  em  $y$  a partir da relação de  $x \rightarrow d \rightarrow y$ , que é o efeito produzido por  $x$  em  $d$  (acesso ao programa) e o efeito de  $d$  em  $y$  (procura por emprego).

Com relação à forma de estimar  $\beta_d$ , principalmente para o caso Fuzzy, surge a possibilidade do estimador não paramétrico em dois estágios definido por Robinson (1988) e destacado a seguir.

Para o primeiro estágio avalia-se a regressão  $y_{ji} = \beta_{dj} + g(x_i) + u_{ji}$  com base no  $\lim_{x \rightarrow \tau} E\{(1-d)u_0 + du_1|x\} = 0$  que em essência é uma seleção em observáveis em  $\tau$ , dado da seguinte maneira:

$$u_0 \perp d|x, \quad u_1 \perp d|x, \quad E(u_0|x) = 0 = E(u_1|x), \quad \text{para } x \cong \tau. \quad (12)$$

As condições acima implicam em:

$$E\{(1-d)u_0 + du_1|x\} = E(1-d|x) \cdot E(u_0|x) + E(d|x) \cdot E(u_1|x) = 0, \quad \text{para } x \cong \tau. \quad (13)$$

E substituindo o  $E(\cdot|x_i)$  em  $y_i = \beta_d d_i + g(x_i) + u_i$ , para  $x_i \cong \tau$ , temos:

$$E(y|x_i) = \beta_d E(d|x_i) + g(x_i), \quad \text{para } x_i \cong \tau. \quad (14)$$

Subtraindo a equação acima de  $y_i = \beta_d d_i + g(x_i) + u_i$ , tem-se:

$$y_i - E(y|x_i) = \beta_d \{d_i - E(d|x_i)\} + u_i, \quad \text{para } x_i \cong \tau. \quad (15)$$

No primeiro estágio e no segundo estágio  $E(y|x_i)$  e  $E(d|x_i)$  são estimados de forma não paramétrica e a diferença entre  $y_i - E(y|x_i)$  com base em  $\{d_i - E(d|x_i)\}$  pode ser representada por  $\beta_d$ . Em ambos os estágios, somente as observações com  $x_i \in \{\tau - c, \tau + c\}$  são usadas.

Assim, para um dado valor de  $X$ , sendo  $x = \tau$ , temos:

$$u_0 \perp d|x, \quad u_1 \perp d|x, \quad E(u_0|x) = 0 = E(u_1|x) \quad \forall x \in X_\tau \quad (16)$$

e sendo  $g(x_i)$  contínua em  $x \in X_\tau$ , pode-se definir  $\beta_d = E\{y_1 - y_0|x \in X_\tau\}$ .

Com  $E_N(\cdot|x_i)$  denotando um estimador não paramétrico de  $E(\cdot|x_i)$  e usando todas as informações de  $i$ , o estimador de  $\beta_d$ , pode ser visto como:

$$b_d = \frac{\sum_i \{d_i - E_N(d|x_i)\} \cdot \{y_i - E_N(y|x_i)\} \cdot 1 | x_i \in X_\tau |}{\sum_i \{d_i - E_N(d|x_i)\}^2 \cdot 1 | x_i \in X_\tau |} \quad (17)$$

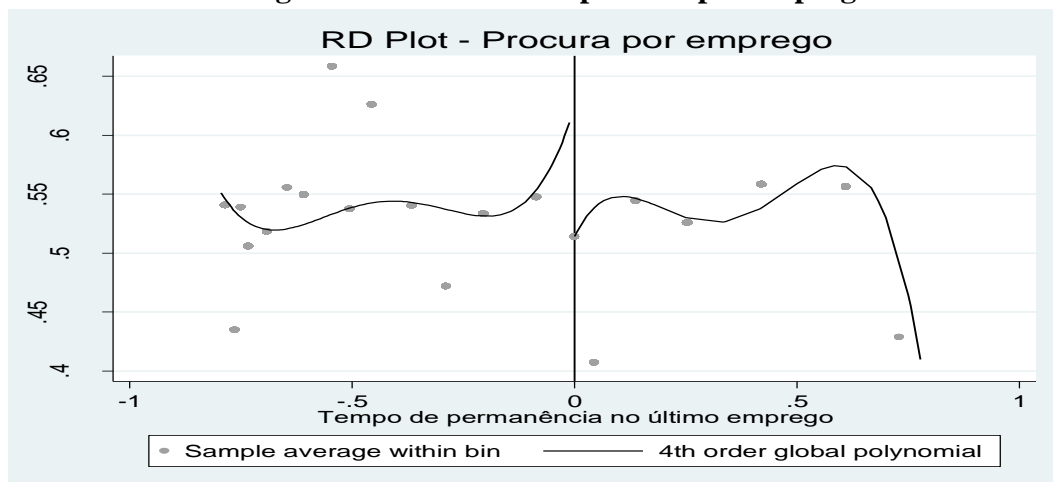
A variância assintótica de  $b_d - \beta_d$  pode ser estimada como:

$$b_d = \frac{\sum_i \{d_i - E_N(d|x_i)\}^2 \cdot \{y_i - E_N(y|x_i) - b_d \{d_i - E_N(d|x_i)\}\}^2 \cdot 1 | x_i \in X_\tau |}{(\sum_i \{d_i - E_N(d|x_i)\}^2 \cdot 1 | x_i \in X_\tau |)^2} \quad (18)$$

A variância acima, para o caso em análise, será estimada com base no estimador *rdrobust*, o qual estima os parâmetros com a correção de erros robustos à heterocedasticidade, como definido

por Calônicos, Cattaneo e Titiunik (2014a). Em uma análise exploratória sobre as distribuições de procura por emprego próximo ao ponto de corte, percebe-se a existência de uma pequena diferença, como indica a Figura 2 a seguir.

**Figura 2- Estimativa da procura por emprego**



Fonte: PED (2008-2014).

A Figura 2 indica uma descontinuidade em termos de procura por emprego entorno do ponto de corte que é os seis meses de permanência no último emprego. No entanto, esse resultado está em nível agregado, ou seja, contempla chefes, cônjuges e filhos e também em diferentes parcelas, algo que será melhor detalhado na próxima seção, além do teste de manipulação de regra destacado anteriormente.

#### 4. RESULTADOS

A tabela a seguir destaca os níveis estimados da estatística “T”, que indica se existe ou não manipulação de regra com base no instrumento definido como tempo de permanência no último emprego. A hipótese nula do teste indica a não existência de manipulação, já a alternativa indica a existência de manipulação, como definem Cattaneo, Jansson e Ma (2016a), com base no algoritmo *rddensity* e em janelas referentes ao *cut-point* de seis meses.

**Tabela3 - Análise de violação da regra**

		Janelas em meses				
Posição Família	Testes	<=0,8	<=1	<= 1,5	<= 2	<=2,5
Chefe	Convencional	32.8169*** (0,000)	28.9022*** (0,000)	29.1577*** (0,000)	29.0102*** (0,000)	29.0501*** (0,000)
	Undersmoothed	32.6611*** (0,000)	30.2498*** (0,000)	30.8329*** (0,000)	30.3408*** (0,000)	30.4018*** (0,000)
	Robust	32.8082 (0,000)***	34.5283*** (0,000)	33.5696*** (0,000)	34.0103*** (0,000)	33.8428*** (0,000)
Cônjuge	Convencional	30.2703*** (0,000)	33.1359*** (0,000)	33.1749*** (0,000)	33.0881*** (0,000)	33.0796*** (0,000)
	Undersmoothed	-0.7339 (0,4630)	-0.7339 (0,4630)	-0.7339 (0,4630)	-0.7339 (0,4630)	-0.7339 (0,4630)
	Robust	6.6573*** (0,000)	14.7297*** (0,000)	14.7297*** (0,000)	14.7297*** (0,000)	14.7297*** (0,000)
Filho	Convencional	56.5497*** (0,000)	56.5420*** (0,000)	56.5491*** (0,000)	56.5493*** (0,000)	56.5539*** (0,000)
	Undersmoothed	56.5678*** (0,000)	56.5704*** (0,000)	56.5579*** (0,000)	56.5579*** (0,000)	56.5712*** (0,000)
	Robust	56.0928*** (0,000)	56.3893*** (0,000)	56.4951*** (0,000)	56.4930*** (0,000)	56.4566*** (0,000)

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Os resultados das estatísticas “T” indicam a presença de manipulação da regra que dá o acesso ao benefício Seguro Desemprego para as três posições na família analisadas e em cinco janelas de tempo diferentes em relação aos seis meses. Quanto mais próximo de zero a janela, maior é a proximidade das distribuições observadas entorno do ponto de corte, que é de seis meses. Os resultados indicam que não existe aleatoriedade em torno do ponto de corte, ou seja, o tempo de permanência no último emprego é manipulado com base no tempo necessário ao pedido do benefício. Este resultado corrobora o fato de que o benefício Seguro Desemprego acaba por incentivar a rotatividade no mercado de trabalho, tendo implicações, sobretudo, no investimento em capital humano e por consequência na baixa produtividade do trabalhador brasileiro, como indicado por Camargo (2004).

A seguir, realiza-se a análise do efeito do recebimento do benefício sobre a probabilidade de procura por emprego dos trabalhadores em situação de desemprego aberto. Como indicado na Tabela 3, a existência de manipulação da regra que dá acesso ao benefício, optou-se por testar em diferentes janelas de tempo de permanência no emprego e com um polinômio de primeiro grau<sup>8</sup>.

**Tabela 4 – Regressão Fuzzy não paramétrica da probabilidade de procura por emprego**

Parcela	Posição	Intervalos com <i>cut-point</i> = 6 meses (180 dias)					
		0,5		1,0		1,5	
		$\beta/1^\circ$	$\beta/2^\circ$	$\beta/1^\circ$	$\beta/2^\circ$	$\beta/1^\circ$	$\beta/2^\circ$
1°	Chefe n=6.192	0,031* (0,004)	1,213 (13,257)	0,027* (0,004)	-2,245* (1,119)	0,0196* (0,0568)	-3,233* (1,998)
	Cônjuge n=6.244	-0,001 (0,003)	-0,988 (22,118)	0,004* (0,002)	-3,995 (4,991)	0,004* (0,002)	-3,789 (5,415)
	Filho n=15.905	0,008 (0,002)	-3,444 (3,493)	0,008* (0,002)	-3,444 (3,493)	0,015* (0,002)	-2,700* (0,875)
2°	Chefe n=6.166	0,020* (0,003)	1,687 (10,908)	0,022* (0,005)	-2,740* (1,355)	0,014* (0,005)	-4,521 (2,922)
	Cônjuge n=6.238	0,0004 (0,003)	4,816 (33,114)	0,004 (0,002)	-3,942 (4,830)	0,004* (0,002)	-3,721 (5,209)
	Filho n=15.849	-0,102 (0,117)	2,040 (3,723)	0,011* (0,001)	-3,742* (1,209)	0,011* (0,001)	-3,911* (1,248)
3°	Chefe n=6.157	0,025 (0,003)	1,496 (16,662)	0,019* (0,004)	-3,398* (1,743)	0,017* (0,004)	-3,889 (2,366)
	Cônjuge n=6.236	0,003 (0,002)	1,938 (10,099)	0,005* (0,002)	-2,865 (3,698)	0,005* (0,002)	-2,612 (3,845)
	Filho n=15.867	0,009* (0,001)	-3,749 (2,533)	0,009* (0,001)	-4,454* (1,503)	0,009* (0,001)	-4,603* (1,536)
4°	Chefe n=6.127	0,014 (0,002)	2,824 (29,494)	0,014* (0,002)	0,006 (0,004)	0,003 (0,005)	-1,6824 (2,6114)
	Cônjuge n= 6.218	-0,003 (0,004)	-0,773 (7,673)	0,0006 (0,002)	-2,722 (10,891)	0,0003 (0,002)	-4,373 (32,049)
	Filho n=15.795	0,002* (0,0007)	-1,378 (10,678)	0,002* (0,0009)	-1,970* (1,019)	0,002* (0,0009)	-2,166* (1,178)
5°	Chefe n=6.068	0,004* (0,001)	8,040 9,420	0,003 (0,002)	-1,831 (1,343)	0,003 (0,002)	-1,893 (1,543)
	Cônjuge n=6.199	0,001* (0,0009)	3,3199 (22,438)	0,002* (0,0008)	-7,182 (9,071)	0,0002 (0,0008)	-6,542 (9,408)
	Filho n=15.753	0,002* (0,0007)	-12,356 (9,423)	0,0003 (0,0008)	-11,113 (24,622)	0,0002 (0,0008)	-2,0146 (7,9426)

Fonte: Resultados da pesquisa a partir dos dados PED. Significância  $p \leq 0,1^*$ . Figuras conferir Anexo.

<sup>8</sup> Conforme sugerido por Gelman e Imbens (2014) nas estimativas foram usados polinômios até no máximo de grau três, porém por limitação de espaço os resultados tiveram que ser suprimidos da análise, no entanto os resultados mantiveram-se estáveis.

Embora as evidências de manipulação de regra indiquem a não aleatoriedade em torno dos seis meses, realizou-se mesmo assim as estimativas com três intervalos, de 3 meses, 6 meses e 12 meses de diferença em relação aos *cut-point* como forma de identificar algum comportamento sobre a procura por emprego dos trabalhadores avaliados. Os resultados indicam que realmente o tempo de permanência no emprego é um instrumento significativo para indicar o recebimento do Seguro Desemprego e que os trabalhadores considerados chefes e filhos, beneficiários do programa, tiveram probabilidades menores de procura por emprego na última semana, do que os trabalhadores da mesma categoria que não estavam recebendo o benefício. No entanto, como forma de robustez, optou-se por realizar outras análises com pequenas alterações no *cut-point*, com a finalidade de reduzir o efeito de não aleatoriedade indicado pelos testes de manipulação de regra. A tabela abaixo retrata a análise supondo-se que o tempo necessário fosse de 5 meses no último emprego para que o trabalhador fosse contemplado pelo benefício.

**Tabela 5 – Regressão Fuzzy não paramétrica da procura por emprego**

Parcela	Posição	Intervalos com <i>cut-point</i> = 5 meses (150 dias)					
		0,5		1,0		1,5	
		$\beta/1^\circ$	$\beta/2^\circ$	$\beta/1^\circ$	$\beta/2^\circ$	$\beta/1^\circ$	$\beta/2^\circ$
1°	Chefe	0,007 (0,009)	-8,2615 13,504	0,016* 0,005	-4,312* 2,216	0,009 0,007	-6,394 (6,886)
	Cônjuge	-0,005 (0,0003)	-2,431 (3,875)	-0,0005 (0,002)	4,822 (19,608)	-0,004 (0,003)	2,747 (6,740)
	Filho	-0,0004 (0,003)	3,471 (4,122)	0,009* (0,002)	-4,957* (1,954)	0,012* (0,002)	-3,043* (1,232)
2°	Chefe	-0,018* (0,009)	3,515 (3,086)	0,011* (0,005)	-5,975* (3,550)	-0,005 (0,007)	10,802 (15,102)
	Cônjuge	-0,003* (0,0003)	-2,971 (5,066)	0,0004 (0,002)	-4,779 (5,032)	0,002 (0,003)	5,470 (16,033)
	Filho	0,007* (0,003)	-2,904 (3,686)	0,009* (0,001)	-4,997* (1,741)	0,010* (0,001)	-3,943* (1,502)
3°	Chefe n=6.157	0,021* (0,007)	-2,775 (2,515)	0,010* (0,004)	-6,725* (3,955)	0,018* (0,005)	-3,205 (2,397)
	Cônjuge n=6.236	-0,0021* (0,0003)	-5,393 (9,757)	0,0006 (0,002)	-2,907 (10,354)	0,001 (0,002)	-4,970 (9,993)
	Filho n=15.867	0,0009 (0,003)	6,233 (8,546)	0,004* (0,001)	-9,893* (4,622)	0,006* (0,001)	-5,876* (2,542)
4°	Chefe n=6.127	-0,003 (0,007)	-5,7857 (6,965)	.00217 (0,004)	-3,462 (6,405)	-0,0002 (0,006)	-6,587 (7,889)
	Cônjuge n= 6.218	0,153 (0,134)	1,153 (1,214)	0,153 (0,134)	1,153 (1,214)	-0,0005 (0,001)	3,891 (4,566)
	Filho n=15.795	-0,004* (0,001)	4,108 (6,264)	-0,001* (0,0009)	2,012 (3,412)	-0,0004 (0,008)	1,349 (1,528)
5°	Chefe n=6.068	-0,0004 (0,003)	1,419 (1,512)	0,003* (0,002)	-1,362 (1,356)	0,001 (0,002)	-6,534 (19,793)
	Cônjuge n=6.199	-0,0001 (0,0001)	-7,328 (15,282)	0,0008 (0,001)	-2,393 (3,913)	0,001 (0,001)	-5,761 (20,086)
	Filho n=15.753	0,0002 (0,001)	-7,842 (25,625)	0,0002 (0,0008)	2,163 (8,319)	0,0003 (0,0008)	-11,109 (27,487)

Fonte: Resultados da pesquisa a partir dos dados PED. Significância  $p \leq 0,1^*$ . Além da análise para 5 meses também foram testados os resultados para 7 e 9 nove meses no último emprego e os resultados foram semelhantes, porém por limitação de espaço os mesmos não foram apresentados.

Avaliando os resultados com a alteração no *cut-point* para cinco meses, observa-se que praticamente não houve alteração, indicando que existe probabilidade menor de procura por emprego entre os trabalhadores chefes de família e filhos, particularmente até a terceira parcela do benefício. A partir da quarta até a quinta, a probabilidade de procura por emprego entre os trabalhadores beneficiados e não beneficiados não apresentaram diferenças estatisticamente

significativas. Esses resultados apontam para a presença do risco moral no PSD, sobretudo entre as três primeiras parcelas do benefício.

Com a finalidade de aprofundar a análise sobre os trabalhadores beneficiários, optou-se por investigar a procura por emprego entre os trabalhadores que faziam uso do benefício. A análise foi realizada a partir do tempo de permanência no último emprego, isto porque, pelo regulamento do benefício até 2014, se o trabalhador comprovasse entre 6 e 11 meses, teria direito até 3 parcelas, entre 12 meses e 23 meses, teria direito a 4 parcelas e se comprovasse que permaneceu 24 meses ou mais 5 parcelas. A análise na tabela 6 avalia, em um primeiro momento, o efeito dos trabalhadores que ficaram aproximadamente 12 meses ou 360 dias no último emprego, dado que se o trabalhador permaneceu menos do que 12 meses teve direito a três parcela e mais do que 12 meses teve direito a quatro parcelas. No segundo momento, optou-se por realizar a análise com o foco nos trabalhadores que ficaram entre a quarta e a quinta parcela, já que o ponto balizador da análise foi 24 meses ou 720 dias. As estimativas foram realizadas a partir de regressões com descontinuidade com base no modelo *Sharp desing*.

**Tabela 6 - Regressão não paramétrica da procura por emprego**

Grau	Posição	Cut-point (360 dias)			Cut-point (720 dias)		
		0,5	1,0	1,5	0,5	1,0	1,5
		$\beta$	$\beta$	B	$\beta$	$\beta$	$\beta$
1°	Chefe	0.040 (0.109)	-0.069 (0.082)	0.034 (0.107)	0.050 (0.107)	0.079 (0.097)	0.080 (0.084)
	Cônjuge	0.451 (0.273)	0.330 (0.210)	0.250 (0.186)	0.041 (0.104)	0.042 (0.106)	0.042 (0.105)
	Filho	-0.160* (0.069)	-0.164* (0.072)	-0.158* (0.068)	0.171 (0.159)	0.038 (0.060)	0.076 (0.076)
2°	Chefe	-0.073 (0.115)	-0.054 (0.106)	0.087 (0.146)	-0.090 (0.263)	0.096 (0.108)	0.056 (0.127)
	Cônjuge	0.809 (0.465)	0.294 (0.251)	0.283 (0.210)	0.156 (0.203)	0.154 (0.203)	0.195 (0.220)
	Filho	-0.196* (0.098)	-0.166* (0.082)	-0.161* (0.081)	0.470 (0.383)	0.275 (0.169)	0.256 (0.149)
3°	Chefe	-0.285* (0.115)	-0.394* (0.125)	-0.318* (0.118)	-0.180 (0.278)	0.060 (0.134)	0.057 (0.146)
	Cônjuge	0.396 (0.332)	0.352 (0.311)	0.314 (0.282)	0.176 (0.247)	0.162 (0.233)	0.197 (0.270)
	Filho	-0.218* (0.123)	-0,178* (0.079)	-0,201* (0.116)	0.529 (0.474)	0.357 (0.250)	0.261 (0.176)

Fonte: Resultados da pesquisa a partir dos dados PED. Significância  $p \leq 0,1^*$ .

Ao analisar os resultados da tabela 6, tem-se que a procura por emprego entre os beneficiários se mostrou diferente, particularmente entre os beneficiários que ficaram mais de um ano, em relação aos trabalhadores que permaneceram menos do que um ano no último emprego. Este resultado indica que os trabalhadores com direito a mais do que três parcelas apresentaram uma redução na procura por emprego, com destaque para os filhos e chefes de família. Entre os filhos os valores se mostraram entre -21,80 p.p. e -15,08 p.p. de probabilidade de procura por emprego e para os chefes de família os valores foram estatisticamente diferentes somente quando utilizou-se um polinômio de grau três, ficando a diferença entre -39,40 p.p. e -28,50 p.p., demonstrando reduzida robustez.

Assim, os resultados encontrados indicam a existência de manipulação de regra por parte dos trabalhadores para terem acesso ao benefício SD, o que acaba por intensificar o aumento da rotatividade no mercado de trabalho brasileiro, gerando baixo incentivo ao investimento em capital humano por parte das empresas e o aumento expressivo no número de benefícios pagos pela seguridade social. Além disto, ao ingressar no programa, os trabalhadores chefes de família e também os filhos, apresentaram menores probabilidades de procura por emprego, particularmente até a terceira parcela o que demonstra a existência do risco moral no PSD brasileiro.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo teve por objetivo avaliar a existência da manipulação de regra e também da presença do risco moral no PSD brasileiro. A análise da violação de regra foi feita a partir do critério de elegibilidade ao benefício e a questão do risco moral analisada com base na procura por emprego dos trabalhadores. O trabalho contribui para literatura, sobretudo no aspecto da influência do programa no mercado de trabalho brasileiro, algo até então discutido, porém ainda não avaliado, além de fortalecer o fato da presença do risco moral.

Ao analisar os resultados para a manipulação de regra, evidenciou-se que tanto para os chefes quanto cônjuges e filhos existe a manipulação de permanência no emprego com base no tempo mínimo necessário ao recebimento do benefício SD. Esse fato revela a influência do programa no tempo de permanência no emprego dos trabalhadores brasileiros. Assim, o benefício estaria incentivando a rotatividade no mercado de trabalho brasileiro, o que fortalece o baixo incentivo pelas empresas em investirem em capital humano e por consequência na baixa produtividade média do trabalhador nacional. Além disso, ao analisarmos a presença do risco moral através da procura por emprego entre os trabalhadores beneficiários e não beneficiários, encontrou-se a indicação de que existe diferença em termos de procura por emprego, principalmente entre os chefes de famílias e os filhos. Quando a análise se restringe aos trabalhadores beneficiários, tem-se que os trabalhadores com direito a mais do que três parcelas apresentaram uma redução na procura por emprego, com destaque para os filhos e chefes de família em relação aos trabalhadores que tinham direito até três parcelas do benefício. Entre os filhos os valores se mostraram entre -21,80 p.p. e -15,08 p.p. de probabilidade de procura por emprego e para os chefes de família os valores foram estatisticamente diferentes somente quando utilizou-se um polinômio de grau três, ficando a diferença entre -39,40 p.p. e 28,50 p.p., corroborando com os resultados indicados por autores como Gerar e Gonzaga (2012) e Teixeira e Balbinotto Neto (2013).

De posse dos resultados, indica-se a necessidade de uma reformatação no PSD brasileiro, visando minimizar a interferência do programa no mercado de trabalho nacional. Assim, a reorganização do PSD, pode incentivar a maior permanência dos trabalhadores em seus empregos, o que poderá motivar as empresas a investirem em treinamento e qualificação profissional para seus empregados. Além disso, com maiores restrições de inclusão no programa será possível ofertar vagas de treinamento profissional para trabalhadores que realmente precisem de reciclagem ou mesmo de treinamentos, facilitando o monitoramento e auxiliando de fato na empregabilidade, de forma a ampliar os salários de reinserção aos trabalhadores brasileiros beneficiários e alocar de maneira eficiente os recursos oriundos dos próprios trabalhadores direcionados ao Fundo de Amparo ao Trabalhador-FAT.

## REFERÊNCIAS

AMBRÓZIO, A. M. H. P. **Três Ensaio sobre Imperfeições no Mercado de Trabalho**. Rio de Janeiro. Tese de doutorado, PUC/RJ, 2003.

ANDRADE, C. S. M.; LEITE, A.; RAMOS, F. **Problemas de incentivo no Seguro-Desemprego brasileiro**: Abordagem através de um modelo principal agente dinâmico. XXXVIII Encontro Nacional de Economia. Salvador, Bahia, 2010.

BALBINOTTO NETO, G.; ZYLBERSTAJN, H. **O Seguro-Desemprego e perfil dos segurados no Brasil**: 1986-1998. 1999. Disponível em: <<http://www.ufrgs.br/ppge/pdfdiversos>>. Acesso em 10 de janeiro de 2008.

\_\_\_\_\_. **Uso repetido do Seguro-Desemprego no Brasil-1986-1998: teorias e evidências.** *Economia*, v.3, p. 265-301, 2002.

BARROS, R. P.; CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Os incentivos adversos e a focalização dos programas de proteção ao trabalhador no Brasil.** Brasília, DF: IPEA, Texto para discussão, nº 784, 2000.

CAMARGO, J. M. **POLÍTICA SOCIAL NO BRASIL: prioridades erradas, incentivos perversos.** *São Paulo em Perspectiva*, 18(2): 68-77, 2004.

CARVALHO, A. B. **Unemployment Insurance an analysis of Optimal Mechanisms under aggregate shocks.** Dissertação de mestrado, Fundação Getúlio Vargas-FGV/RJ, p.44, 2010.

CHAHAD, J. P. Z. **O Seguro-Desemprego no Cenário Internacional.** Instituto de Pesquisa Econômica - IPE-USP, 1984.

\_\_\_\_\_. **Seguro-Desemprego: Lições da história, aspectos teóricos e perspectivas para o Brasil.** São Paulo: IPE-USP, 1986.

\_\_\_\_\_. **As transformações no mundo do trabalho e o futuro do Seguro - Desemprego no Brasil: Elementos a serem considerados num programa moderno.** In: VI Encontro Nacional de Estudos do Trabalho – ABET. RJ, nº3, p.20-35. 1999a.

\_\_\_\_\_. **As bases para a reformulação do programa brasileiro de Seguro-Desemprego e sua integração com o sistema público de emprego.** São Paulo: Convênio Fipe/MTE, (Relatório Final de Pesquisa), 1999b.

\_\_\_\_\_. **O Seguro-Desemprego no Contexto do sistema público de emprego e o seu papel no combate à pobreza no caso brasileiro.** In: *Desigualdade e Pobreza no Brasil*. Cap.20. São Paulo, USP, 2000.

\_\_\_\_\_; FERNADES, R. **O Seguro - Desemprego e a trajetória ocupacional na força de trabalho brasileira.** In: *Mercado De Trabalho No Brasil: Salário, Emprego e Desemprego Numa era de Grandes Mudanças.* (org) CHAHAD, J. P. Z.; MENEZES FILHO, N. A. São Paulo: LTr, p.20-53, 2002.

CATTANEO, M.; JANSON, M.; MA, X. **Rddensity: Manipulation Test based on Density Discontinuity.** *The Stata Journal* (xxxx), vv, Number ii, pp. 1-18, 2016.

DIEESE. Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos. **Pesquisa de Emprego e Desemprego – PED, 2008 a 2014.** Disponível em: < <http://www.dieese.org.br> >.

GELMAN, A.; IMBENS, G. **Why High-order Polynomials Should not be Used in Regression Discontinuity Designs.** NBER Working Paper nº 20405, 2014.

GERARD, F.; GONZAGA, G. **Unemployment Insurance in Developing Countries: The case of Brazil.** XXXIII Encontro de Econometria, 2011.

\_\_\_\_\_. **Social Insurance under Imperfect Monitoring: Labor market and welfare impacts of the Brazilian UI program.** Texto para discussão, 2012, disponível em: <<http://www.econ.puc-rio.br/pdf/td593.pdf> >. Acesso em 10 dezembro de 2012.



HECKMAN, J; BORJAS, G. **Does Unemployment Cause Future Unemployment?** Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence, *Economica*, 47, 247-283, 1980.

HIJZEN, A. **The Labour Market Effects of Unemployment Compensation in Brazil.** OECD Social, Employment and Migration. Working Papers, n°119, 2011.

HOPENHAYN, H.; NICOLINI, J. P. **Optimal unemployment insurance.** *Journal of Political Economy*. v ° 105, n° 2, p. 412-438, 1997.

\_\_\_\_\_. **Optimal unemployment insurance and employment history.** Mimeo, Universidad Torcuato Di Tella, 2002.

PARRA, F. A.; SÁNCHEZ, J. M. **Unemployment Insurance with a hidden labor market.** *Journal of Monetary Economics*, n° 56, p. 954-967, 2009.

LAFFONT, J.; MARTIMORT D. **The Theory of Incentives: The Principal-Agent Model,** Princeton University Press, (2002).

LEE, D. S.; LEMIEUX, T. **Regression discontinuity designs in economics.** *Journal of Economic Literature*, n°2, p. 281-355, 2010.

LJUNGQVIST, L; SARGENT, T. **Recursive: Macroeconomic Theory.** Massachusetts Institute of Technology-MIT. Second Edition, 2004.

MACHO-STADLER, I.; PÉREZ-CASTRILLO, J. D. **An Introduction to the Economics of Information: Incentives and Contracts.** Oxford, 2 ed. Oxford University Press, 1997.

MARGOLIS, D. N., “**Unemployment Insurance versus Individual Unemployment Accounts and Transitions to Formal versus Informal Sector Jobs,**” December 2008. Centre d’Economie de la Sorbonne mimeo.

MAS-COLELL, A., WHINSTON, M. D. GREEN, J. **Microeconomic Theory.** Oxford University Press, New York and Oxford, 1995.

PARRA, F. A.; SÁNCHEZ, J. M. **Unemployment Insurance with a hidden labor market.** *Journal of Monetary Economics*, n° 56, p. 954-967, 2009.

PAVONI, N. **Recursive methods and dynamic contracts under complete information: theory and applications.** Ph.D. Dissertation in Mathematics for Economic Decisions, University of Trieste, Italy, 1997.

\_\_\_\_\_. **Optimal unemployment insurance, with human capital depreciation and duration dependence.** University College London, Discussion Paper, n° 3, 2003.

\_\_\_\_\_. **On optimal unemployment compensation.** *Journal of Monetary Economics*, p.1-19, 2006.

WANG, C.; WILLIAMSON, S. **Unemployment insurance with moral hazard in a dynamic economy.** Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. n.°44, p.1-41, 1996.

\_\_\_\_\_. **Moral hazard, optimal insurance and experience rating.** *Journal of Monetary Economics*, n° 49, p.1337-1371, 2002.

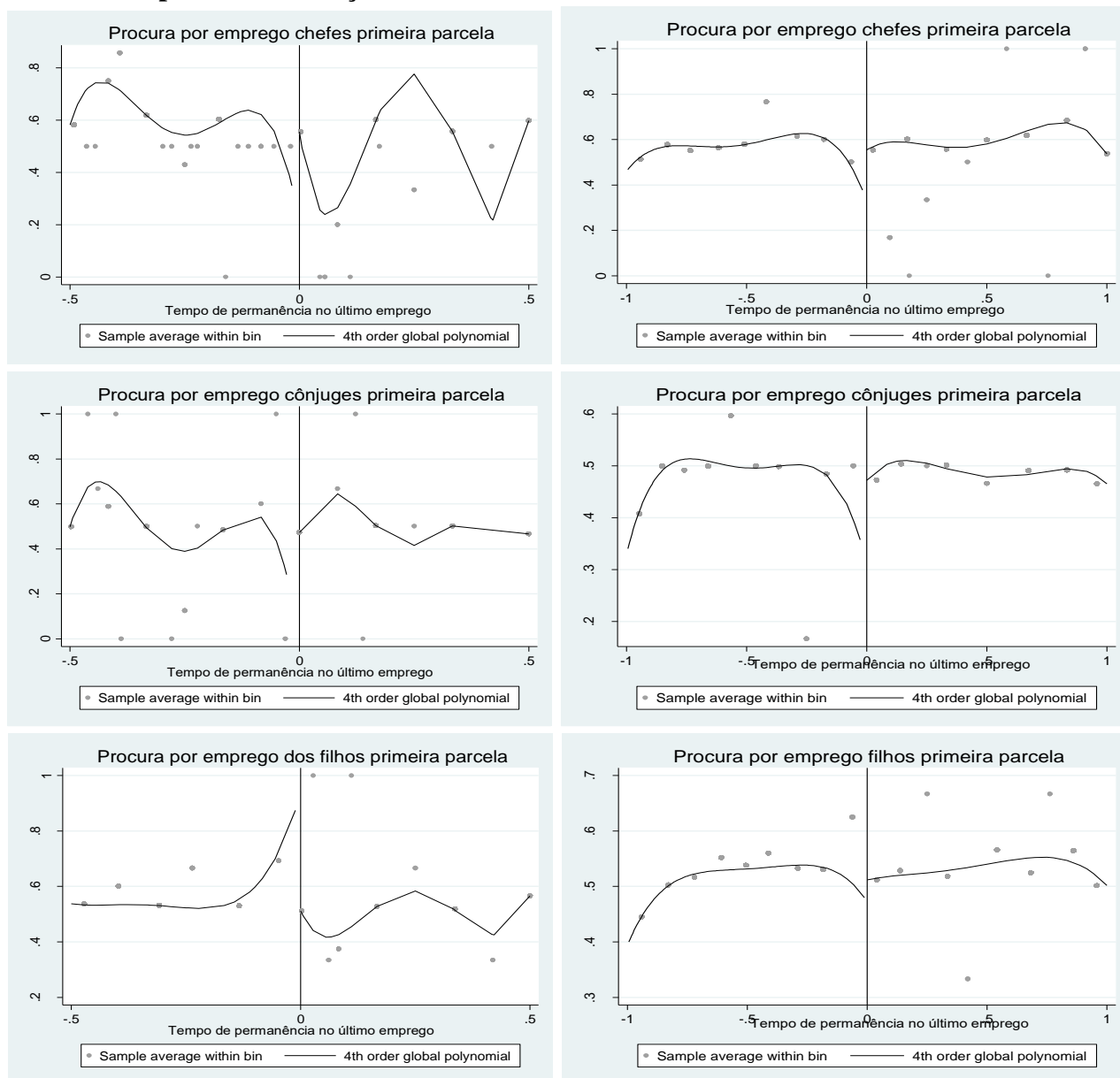
SHAVELL, S.; WEISS, L. **The optimal payment of unemployment insurance benefits over time.** Journal of Political Economy, n°87, p.1347-1362, 1977.

TEIXEIRA, G.; BALBINOTTO NETO, G. **Ensaio sobre o Seguro-Desemprego no Brasil: teorias e evidências.** Programa de Pós-Graduação em Economia – UFRGS. Tese de doutorado, p.150. 2013.

TEIXEIRA, G.; BALBINOTTO NETO, G. Seguro Desemprego brasileiro e salário de reinserção: análise empírica com regressão com descontinuidade e propensity score matching. Revista Nova Economia. v. 26, n. 3, 2016.

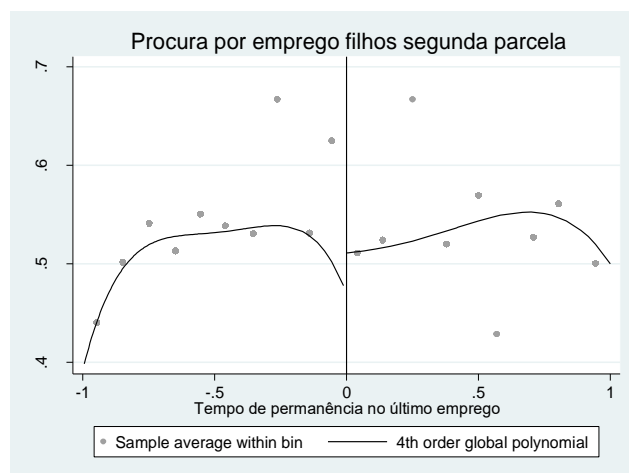
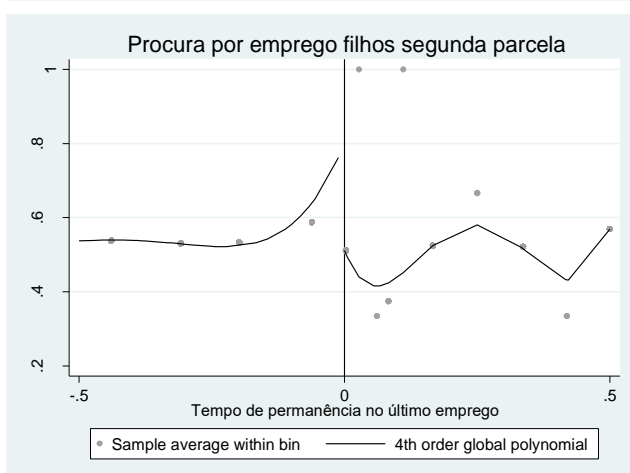
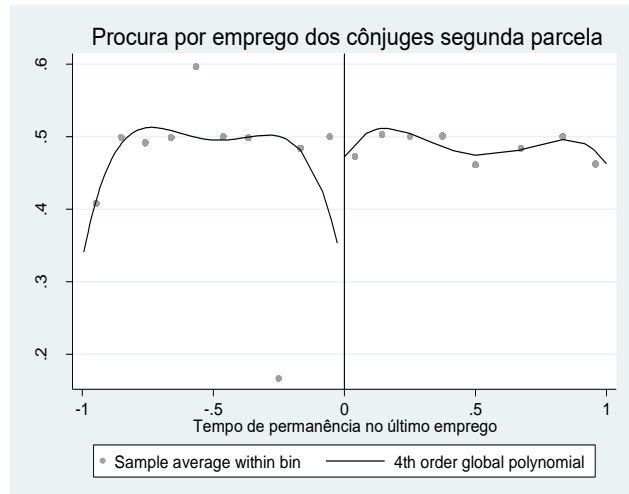
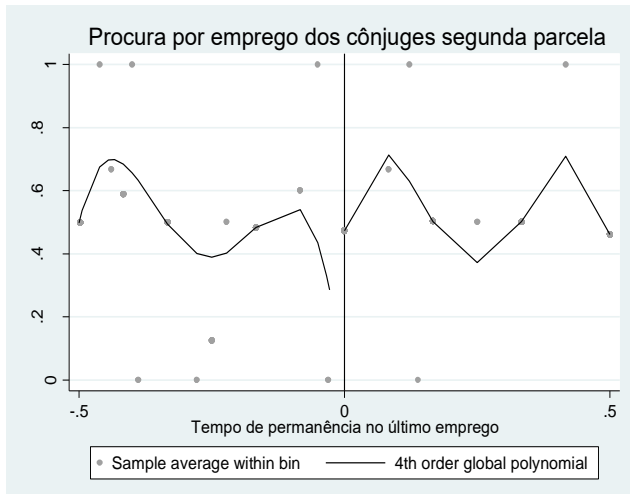
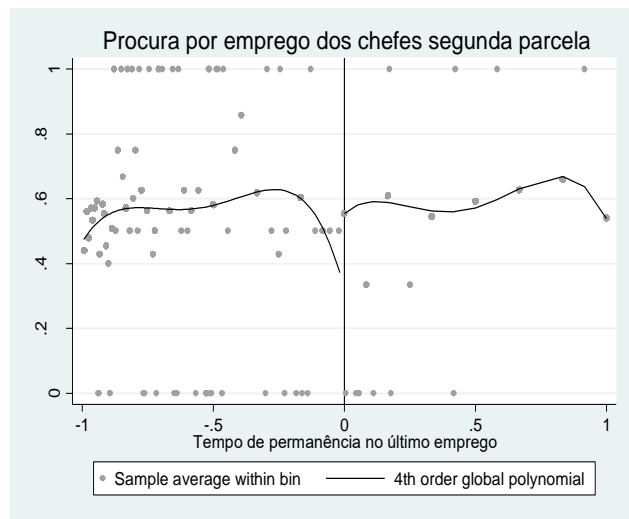
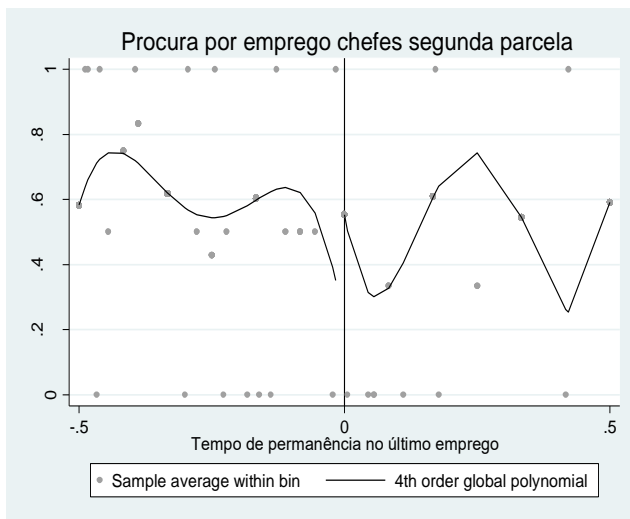
### ANEXOS

**Figuras A.1 Análise Gráfica da procura por emprego dos chefes, cônjuges e filhos na primeira parcela em relação aos trabalhadores sem recebimento do benefício.**



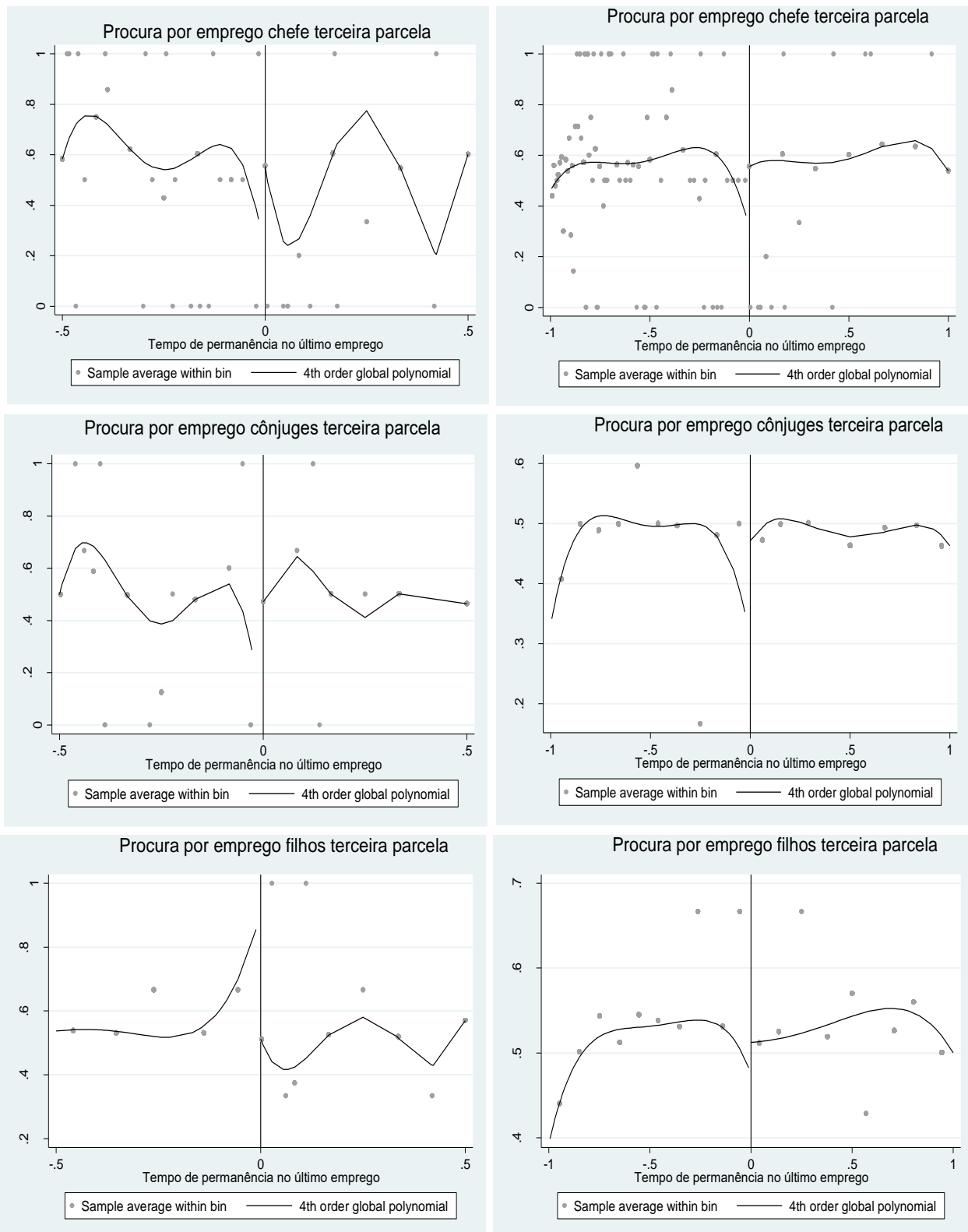
Fonte: Resultados da pesquisa.

**Figuras A.2 Análise Gráfica da procura por emprego dos chefes, cônjuges e filhos na primeira parcela em relação aos trabalhadores sem recebimento do benefício.**



Fonte: Resultados da pesquisa.

### Figuras A.3 Análise Gráfica da procura por emprego dos chefes, cônjuges e filhos na primeira parcela em relação aos trabalhadores sem recebimento do benefício.



Fonte: Resultados da pesquisa.