# PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

#### MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

# EFEITO DE BENEFÍCIOS COM APOSENTADORIAS E PENSÕES SOBRE A PARTICIPAÇÃO DE JOVENS NO MERCADO DE TRABALHO ENTRE 2007 E 2013 NO BRASIL

Eduardo Fagundes de Carvalho

No. de matrícula: 1110299

Orientador: José Márcio Camargo

Junho de 2015

## PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

#### MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

# EFEITO DE BENEFÍCIOS COM APOSENTADORIAS E PENSÕES SOBRE A PARTICIPAÇÃO DE JOVENS NO MERCADO DE TRABALHO ENTRE 2007 E 2013 NO BRASIL

Eduardo Fagundes de Carvalho

No. de matrícula: 1110299

Orientador: José Márcio Camargo

Junho de 2015

"Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor".

Eduardo Fagundes de Carvalho

Agradeço ao professor José Márcio Camargo, pela disponibilidade e conselhos durante o período do trabalho.

Agradeço à minha namorada Barbara e ao meu irmão João Pedro, por estarem sempre do meu lado. Sem dúvida vocês fazem parte dessa conquista.

Em especial, agradeço à minha maior fonte de inspiração, minha mãe Elke e meu pai Carlos Eduardo, pelo carinho, amor e incentivo ao estudo desde pequeno.

### **Sumário**

Lista de Tabelas	5
Lista de Gráficos	6
Capítulo 1: Introdução	7
Capítulo 2: Revisão Bibliográfica	9
Capítulo 3: Descrição dos Dados	12
Seção 3.1: Características dos Jovens	13
Capítulo 4: Abordagem Empírica	19
Capítulo 5: Apresentação dos Resultados	21
Seção 5.1: Logit para a participação no mercado de trabalho	21
Seção 5.2: Logit multinomial para participação e frequência escolar	24
Capítulo 6: Conclusão	30
Capítulo 7: Referências Bibliográficas	32

## Lista de Tabelas

Tabela 1: Rendimento médio familiar per capita por benefício e total    13
Tabela 2: Renda familiar per capita em famílias com e sem beneficiário
Tabela 3: Rendimento com trabalho do jovem    17
<b>Tabela 4:</b> Composição das famílias – Média do número de integrantes por faixa de idade . <b>18</b>
<b>Tabela 5:</b> Logit para probabilidade de participar da Força de Trabalho na semana de referência. (PNAD 2007-2013 - Jovens 15-21 anos)
<b>Tabela 6:</b> <i>Logit Multinomial</i> para probabilidade de estar nas demais situações vis-à-vis participar da Força de Trabalho na semana de referência. (PNAD 2007-2013 - Jovens 15-21
anos)
<b>Tabela 7:</b> Efeitos Marginais para jovem representativo 1 a partir de <i>Logit Multinomial</i> (PNAD 2007-2013 - Jovens 15-21 anos)
<b>Tabela 8:</b> Efeitos Marginais para jovem representativo 2 a partir de <i>Logit Multinomial</i> (PNAD 2007-2013 - Jovens 15-21 anos)

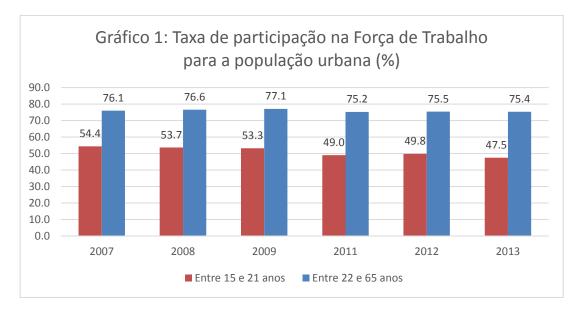
## Lista de Gráficos:

<b>Gráfico 1:</b> Taxa de participação na Força de Trabalho para a população urbana (%)	7
Gráfico 2: Situação de jovens de famílias com beneficiário	14
Gráfico 3: Situação de jovens de famílias sem beneficiário	14
Gráfico 4: Anos de estudo médio dos jovens	16
Gráfico 5: Taxa de desemprego dos jovens (%)	16
Gráfico 6. Tamanho médio das famílias	17

#### 1 Introdução

Um debate tradicional em economia diz respeito à inserção dos jovens no mercado de trabalho. Recentemente, no Brasil, esse tema tem recebido maior atenção em virtude da queda de proporção desse grupo na População Economicamente Ativa (PEA) em relação ao total de indivíduos nessa faixa de idade. Esse movimento pode ser observado tanto em dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) como da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), compilados pelo IBGE.

O Gráfico 1 abaixo apresenta a evolução da taxa de participação de jovens e adultos que vivem em áreas urbanas. Como é possível observar, entre 2007 e 2013 houve queda pronunciada na participação dos jovens entre 15 e 21 anos, enquanto a diferença entre o primeiro e o último ano da amostra é apenas ligeiro para indivíduos acima de 21 e de até 65 anos de idade.



Como explorado mais à frente, existem evidências na literatura econômica de que a renda auferida por outras fontes que não o trabalho afeta os incentivos dos indivíduos em relação à oferta de trabalho. Para os jovens, o incremento da renda familiar per capita diminui o custo de oportunidade de não trabalhar, o que tende a ser um resultado desejado já que o tempo dedicado à acumulação de capital humano pode ser prolongado.

No Brasil, o principal tipo de rendimento não proveniente do trabalho diz respeito às aposentadorias e pensões governamentais. De acordo com a PNAD, a média dos valores recebidos pelos beneficiários em 2013 era de R\$ 1284,20 e R\$ 1078,03 respectivamente, próximo à renda média do trabalho, R\$ 1552,18, e acima do rendimento médio do jovem ao

trabalhar, R\$ 652,89. A abrangência dos benefícios também é relevante. Em 2013, 25,9% dos indivíduos fazia parte de uma família com ao menos um aposentado ou pensionista.

Partindo dos dados citados, a monografia em questão propõe uma análise do efeito de aposentadorias e pensões sobre a probabilidade de o jovem urbano ofertar trabalho para o período de 2007 a 2013. Além de buscar evidências do efeito negativo de aposentadorias e pensões sobre a participação dos jovens no mercado de trabalho, a monografia tenta avaliar se a sensibilidade do jovem em relação aos rendimentos não provenientes do trabalho se alterou no período. Para complementar a análise, é avaliado ainda se o possível desincentivo à participação está relacionado a uma maior probabilidade de o jovem estudar ou de ficar ausente das escolas, além do próprio mercado de trabalho.

De acordo com os resultados, aposentadorias e pensões diminuem a participação dos jovens que vivem em áreas urbanas no mercado de trabalho. O efeito pode ser considerado positivo já que a probabilidade de estudar supera a probabilidade de o jovem ficar em uma situação em que ele não oferta trabalho e nem frequenta escola. Por outro lado, uma conclusão negativa que se obtém através da análise dos resultados é que a probabilidade de ficar completamente inativo aumentou mais do que a probabilidade de estudar apenas nos últimos anos, em especial para jovens de famílias mais pobres e com menos anos de estudo.

O trabalho está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. O Capítulo 2, a seguir, trata de uma breve revisão bibliográfica em relação ao tema. Então, no Capítulo 3 há uma descrição dos dados da PNAD, bem como a exposição das principais características dos jovens para o período amostral. O Capítulo 4 descreve a metodologia utilizada para a análise empírica. Esse capítulo apresenta dois modelos: (i) *logit* para a probabilidade de participar do mercado de trabalho e (ii) *logit multinomial* que admite quatro estados possíveis (combinações de estudo e participação) para os jovens. O Capítulo 5 apresenta os resultados e, de acordo com o capítulo precedente, está dividido em dois para facilitar a compreensão. Por fim, o Capítulo 6 resume o que foi previamente explanado, assim como sugere rumos para pesquisas relacionadas.

#### 2 Revisão Bibliográfica

Os determinantes da oferta de trabalho por parte dos agentes são constantemente objeto de estudo na literatura econômica. Uma questão central nesse aspecto é a renda auferida na ausência do emprego. A partir da década de 80, tendo em vista o desemprego elevado em muitas economias maduras, estudos nesse campo se intensificaram. Como consequência, a principal política pública que prevê transferência de renda a não empregados, o seguro-desemprego, recebeu atenção considerável de analistas e formuladores de política econômica.

Apesar de sugerirem o aumento da importância de restrições de demanda para o desemprego britânico no final da década de 80, Arulampalam & Stewart (1995), por exemplo, evidenciam o efeito negativo do incremento da renda obtida sem trabalhar sobre a probabilidade de sair do desemprego (embora não especifiquem se via emprego ou se por efeito desalento). Os autores atentam, no entanto, que a heterogeneidade do mercado de trabalho pode enviesar os resultados, o que levaria a uma superestimação dos coeficientes. Nesse sentido, Atkinson & Micklewright (1991) têm como tema central a importância de se levar em consideração os diferentes estados do mercado de trabalho (e suas heterogeneidades) ao analisar os efeitos de políticas voltadas para essa área. Em relação ao seguro desemprego, os autores concluem que de fato há desincentivos para os desempregados deixarem o desemprego, mas esses são apenas pequenos.

Além do seguro desemprego, outras formas de transferências governamentais são relevantes para a decisão dos agentes de ofertar ou não trabalho. No caso brasileiro, Camargo e Reis (2005) apontam que o incremento da renda domiciliar por recebimento de pensões e aposentarias através do governo federal diminui a probabilidade de participação no mercado de trabalho para trabalhadores semi e não qualificados.

Respeitando a importância da heterogeneidade destacada por Atkinson & Micklewright (1991), um grupo específico da sociedade, os jovens, tem de ser examinado de acordo com sua peculiaridade. Clark & Summers (1982) destacam para dados americanos de 1976, por exemplo, que os fluxos entre emprego, desemprego e saída da força de trabalho são muito mais intensos para essa faixa de idade. Arulampalam & Stewart (1995) também evidenciam a especificidade das transições dos jovens no mercado de trabalho. Seus resultados em relação à probabilidade de sair do desemprego mostram que os menores de 20 anos são os mais sensíveis às variações da renda obtidas na ausência de emprego.

Como assinalado pela literatura, a procura por emprego por parte dos jovens se altera mais frequentemente em resposta a incentivos que podem postergar ou não o ingresso no mercado de trabalho. Nesse sentido, eles enfrentam um *trade-off* tradicional entre estender o tempo de estudo e participar da força de trabalho e, naturalmente, a renda é relevante na decisão desses agentes. Kruger, Soares e Berthelon (2007) exploram esse *trade-off* para a escolha das famílias em relação à atividade de crianças e concluem que a natureza do incremento de renda é importante para determinar a decisão entre alocar o tempo das crianças em trabalho ou estudo. Desse modo, os autores encontram evidências de que se o aumento da riqueza for percebido como permanente o estudo é escolhido em detrimento ao trabalho infantil. Caso contrário, o custo de oportunidade de deixar de trabalhar se sobrepõe e o trabalho por parte das crianças aumenta.

Novamente em relação aos jovens, Camargo e Reis (2007) evidenciam com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) de 2003 o efeito negativo do aumento da renda domiciliar com aposentadorias e pensões sobre a participação desse grupo no mercado de trabalho. Esse fato, argumentam, possui efeito positivo por proporcionar maior tempo de estudo. Ao mesmo tempo, porém, encontram que uma evidência indesejável de tal incremento de renda diz respeito, mesmo que em menor escala, ao crescimento da probabilidade de jovens não estudarem e não trabalharem.

Nos últimos anos, foi observada, tanto em dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) como em dados da PNAD, uma queda importante da participação dos jovens brasileiros no mercado de trabalho. Contribuições em relação a essa dinâmica recente são mais escassas. Cabanas, Filho e Komatsu (2013), analisaram, com dados da PME, o crescimento da proporção de jovens inativos que não estudam no Brasil. Ainda que em menor grau comparado às outras combinações de estudo e trabalho (trabalhar e estudar, estudar e não trabalhar e trabalhar e não estudar), os autores encontraram que o aumento da duração dos jovens na situação "nem-nem" é o fator por trás do incremento da taxa de inatividade.

A monografia em questão busca trazer as questões assinaladas pela literatura para examinar tal movimento recente de queda de participação dos jovens. Mais especificamente, a questão é se a renda familiar de aposentadorias e pensões se tornou mais ou menos importante para determinar a probabilidade de o jovem participar da PEA e em qual escala. Uma pergunta adicional é se esse tipo de renda ajuda a explicar os fluxos entre os estados que jovens se encontram em relação as combinações de participar e frequentar escolas. Da análise temporal,

é possível ainda investigar a evolução da probabilidade de o jovem estar em determinada situação ao longo dos anos, controlando para um conjunto extenso de variáveis.

#### 3 Descrição dos Dados

A base de dados mais indicada para realização do trabalho é a da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) compilada com frequência anual pelo IBGE. A escolha dessa fonte se deu pelo fato de apresentar informações socioeconômicas detalhadas para os indivíduos e representatividade nacional.

Através da PNAD é possível identificar uma série de características individuais: idade, escolaridade, gênero, etnia e região. Ainda, a pesquisa apresenta informações sobre a situação do jovem quanto à sua frequência escolar e participação no mercado de trabalho, além de variáveis para o domicílio e para a família, como rendimento oriundo do trabalho principal ou de pensões e aposentadorias.

A amostra utilizada engloba jovens com idade entre 15 e 21 anos e se restringe aos anos de 2007 a 2013, exceto 2010 quando a pesquisa não foi realizada.

As versões mais recentes da pesquisa apresentam informações detalhadas, antes ausentes, acerca da família, como variáveis de renda familiar per capita, número de integrantes da família, entre outros. Uma hipótese central é de que há distribuição intrafamiliar de renda, isto é, que incrementos de renda de um indivíduo na família gera ganhos de renda para todos e, portanto, tem efeito em decisões de todos os agentes. Segundo o IBGE, por definição, a família é o conjunto de pessoas ligadas por laços de parentesco, dependência doméstica ou normas de convivência, que residissem na mesma unidade domiciliar e, também, a pessoa que morasse só em uma unidade domiciliar.

Nessa monografia, foram derivadas variáveis para aposentadoria e pensão familiar per capita ao dividir o valor total desses benefícios pelo número de componentes da família. A partir dessas, gerou-se uma variável denominada benefício familiar per capita, que nada mais é do que os dois tipos de benefícios agregados em uma só variável. Ela é a soma dos valores de aposentadoria e pensão per capita, de modo que se, por exemplo, não houver renda de aposentadoria na família, a variável de benefício seria exatamente igual à de pensão e viceversa.

O rendimento familiar per capita é derivado de maneira semelhante à aposentadoria e pensões, porém exclui essas últimas fontes de renda, assim como a eventual renda do trabalho

\_

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> IBGE: Nota Técnica – 2012

auferida pelo jovem. Além dessas, o número de adultos, outros jovens e crianças até 14 anos estão presentes na análise empírica. Variáveis *dummy* para o ano de pesquisa também foram incluídas como parte da análise temporal.

Além das variáveis binárias, a comparação entre diferentes anos pede ainda uma atualização dos valores das aposentadorias, pensões e demais rendimentos. Todos os preços foram trazidos para 2013 através do índice de inflação IPCA, também compilado pelo IBGE.

A Tabela 1 a seguir, mostra o valor médio familiar per capita (a preços de 2013) das (i) aposentadorias para famílias com aposentados, (ii) pensões para famílias com pensionistas e do (iii) total de benefícios para famílias com ao menos um beneficiário (aposentado ou pensionista).

	Tabela 1: Rendimento médio familiar per capita com:				
	(i) Aposentadoria	(ii) Pensão	(iii) Benefício		
2007	R\$ 343.73	R\$ 253.92	R\$ 336.72		
2008	R\$ 372.61	R\$ 269.41	R\$ 363.31		
2009	R\$ 400.76	R\$ 276.54	R\$ 386.06		
2011	R\$ 378.11	R\$ 279.82	R\$ 373.28		
2012	R\$ 372.24	R\$ 298.01	R\$ 378.28		
2013	R\$ 393.80	R\$ 294.94	R\$ 390.37		

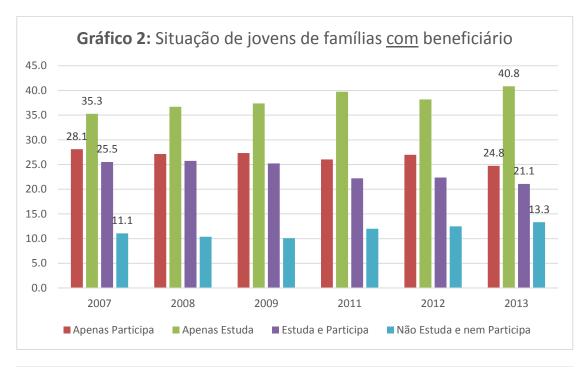
**Nota:** A variável de benefício familiar per capita é uma forma de agregar as variáveis de aposentadoria e pensão em uma só variável. Desse modo, ela é a soma dos valores de aposentadoria e pensão per capita para famílias que recebem ao menos um dos dois benefícios, de modo que se, por exemplo, não houver renda de aposentadoria na família, a variável de benefício é exatamente igual à de pensão e vice-versa.

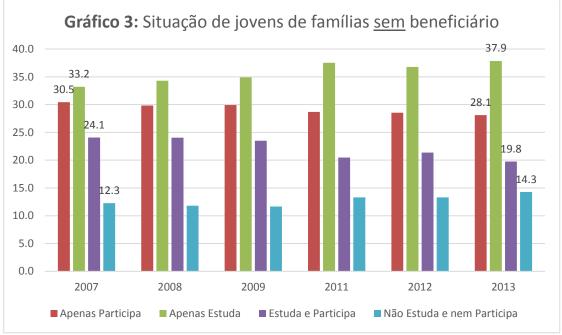
#### 3.1 Características dos Jovens

A seguir, são apresentadas a evolução de estatísticas relevantes dos jovens com base na PNAD de 2007 a 2013. Para efeito de comparação, os jovens estão divididos entre os que são de família que possui pelo menos um aposentado ou pensionista e família sem indivíduos que recebam benefício.

Um primeiro passo importante é olhar o fluxo dos jovens entre as diferentes situações que eles podem se encontrar em relação à participação no mercado de trabalho e frequência escolar. Cada indivíduo pode: (i) estar apenas participando da força de trabalho, (ii) estar apenas estudando, (iii) participar e estudar e (iv) não participar e nem estudar. O Gráfico 2 e

Gráfico 3 mostram a proporção dos jovens em cada situação para cada ano da amostra e a diferença entre jovens de famílias com e sem beneficiários.





A direção da evolução da parcela de indivíduos em cada situação é semelhante para os dois grupos (com ou sem beneficiário). Desde 2007, a maior parte dos jovens está apenas estudando e sua proporção em relação aos demais estados cresceu no período. Por outro lado, houve um aumento também na parcela de jovens que não ofertam trabalho e não estudam. Para os jovens de família com aposentado ou pensionista a proporção passou de 11,1% para

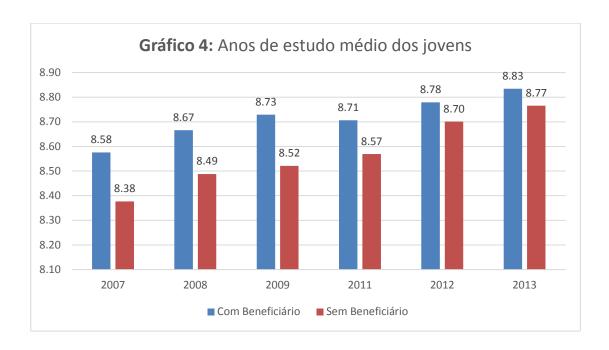
13,3%, sendo menor do que a porcentagem dos jovens dentre os que não possuem esse tipo de rendimento na família (14,3% em 2013).

Também segundo os gráficos acima, a queda da participação dos jovens na força de trabalho não foi restrita a um grupo específico. Ela é observada tanto para os que estudam como para os que apenas ofertam trabalho. Para esse último grupo, a diminuição foi um pouco mais pronunciada para os jovens que contavam com renda familiar de beneficiário (de 28,1% para 24,8%).

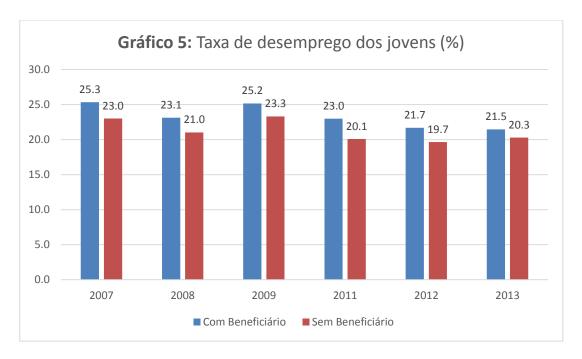
Os dados relativos à situação do jovem entre 15 e 21 anos são condizentes com a intuição econômica, uma vez que famílias com aposentados ou pensionistas possuem, em média, renda per capita acima das famílias em que esses benefícios são ausentes. É o que mostra a Tabela 2 abaixo. Rendimentos per capita cresceram de R\$ 560,66 para R\$ 898,87 (em preços de 2013) em famílias com renda de aposentadoria ou pensão, enquanto os valores são menores caso contrário, aumento de R\$ 432,43 para R\$ 725,59. Desse modo, com uma renda familiar maior é de se esperar que o custo de oportunidade de ofertar trabalho diminua e indivíduos prolonguem seu tempo de estudo.

	Tabela 2: Renda Familiar per capita em famílias:		
	<u>Com</u> Beneficiário	<u>Sem</u> Beneficiário	
2007	R\$ 560.66	R\$ 432.43	
2008	R\$ 631.22	R\$ 484.04	
2009	R\$ 665.74	R\$ 510.54	
2011	R\$ 756.31	R\$ 598.21	
2012	R\$ 818.09	R\$ 664.19	
2013	R\$ 898.87	R\$ 725.59	

O Gráfico 4, mostra que, em média, os jovens de famílias com beneficiários têm mais anos de estudo. O hiato entre os dois grupos, porém, vem diminuindo ao longo dos últimos anos, era de 0,2 anos de estudos a menos para jovens que não tinham aposentados na família e passou para apenas 0,06. O gráfico mostra também que para ambos os grupos o tempo de estudo aumentou na média, para em torno de 8,8 anos em 2013.



O Gráfico 5, a seguir, apresenta informações acerca dos jovens que ofertam trabalho. Desses, a parcela que não encontra trabalho diminuiu nos últimos anos para famílias com e sem renda de aposentadoria ou pensão. Respectivamente, a taxa de desemprego saiu de 25,3% para 21,5% e de 23,0% para 20,3%.

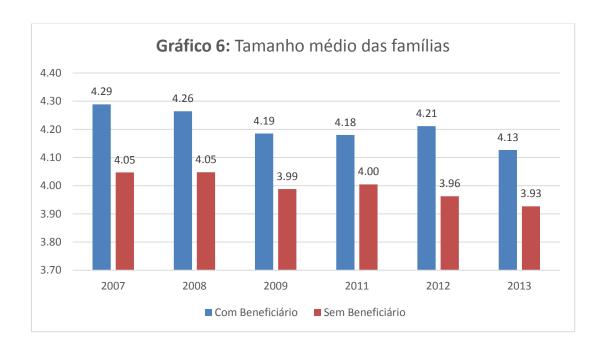


O rendimento médio dos jovens que trabalham é semelhante entre os dois grupos, embora a diferença tenha aumentado. Para os de família com beneficiário, o rendimento é 8,6% inferior em 2013 em comparação com os últimos. Essa diferença mais do que dobrou em

comparação com 2007 quando era de apenas 4,0%. Outro aspecto a se destacar é que esses rendimentos são, em média, inferiores aos valores de aposentadorias e pensões per capita, embora sua taxa de crescimento tenha superado à dos benefícios.

	Tabela 3: Rendimento com trabalho do jovem			
	<u>Com</u> Beneficiário	<u>Sem</u> Beneficário	Diferença	
2007	R\$ 158.54	R\$ 164.88	4.0%	
2008	R\$ 178.33	R\$ 184.65	3.5%	
2009	R\$ 183.03	R\$ 191.74	4.8%	
2011	R\$ 225.99	R\$ 241.81	7.0%	
2012	R\$ 258.28	R\$ 272.28	5.4%	
2013	R\$ 264.82	R\$ 287.53	8.6%	

Finalmente, em relação à composição familiar há diferenças entre os grupos. O tamanho médio da família é maior para as que possuem aposentado ou pensionista, 4,13 contra 3,93 em 2013. Como mostrado no Gráfico 6, a comparação ao longo do tempo mostra a diminuição do tamanho das famílias para os dois grupos. O número médio de crianças até 14 anos é um pouco superior em famílias que não recebem benefício. O mesmo pode ser dito em relação ao número de jovens entre 15 e 21 anos. Já em relação aos adultos (entre 22 e 64 anos) e indivíduos de 65 anos ou mais, a média é superior para famílias com aposentados ou pensionistas, como seria o esperado.



<b>Tabela 4:</b> Composição das famílias – Média do número de integrantes por faixa de idade								
	<u>Com</u> Beneficiário			<u>Sem</u> Beneficiário				
	Adultos	Jovens	Crianças	Idosos	Adultos	Jovens	Crianças	Idosos
2007	1.86	1.48	0.53	0.42	1.69	1.55	0.79	0.01
2008	1.83	1.47	0.51	0.44	1.70	1.56	0.78	0.01
2009	1.79	1.46	0.49	0.45	1.69	1.53	0.76	0.01
2011	1.78	1.44	0.50	0.46	1.70	1.53	0.76	0.01
2012	1.78	1.46	0.50	0.48	1.68	1.52	0.74	0.02
2013	1.72	1.44	0.48	0.48	1.67	1.51	0.73	0.02

Nota: Crianças foram definidas como indivíduos com até 14 anos de idade, jovens sendo os de idade entre 15 e 21 anos, adultos os entre 22 e 64 anos e idosos os acima de 65 anos.

#### 4 Abordagem Empírica

De acordo com a intenção de avaliar os efeitos de aposentadoria e pensões sobre a taxa de participação dos jovens, a metodologia utilizada busca acessar o quanto a probabilidade de ofertar trabalho é afetada por esses tipos de benefícios. De maneira semelhante à Camargo e Reis (2007), um modelo *logit* é estimado, controlando para variáveis independentes que também influenciam a probabilidade de o jovem ofertar trabalho.

$$P_{i} = \frac{exp(\alpha X_{i} + \beta(B_{i} * A_{ik}) + \gamma A_{ik})}{1 + exp(\alpha X_{i} + \beta(B_{i} * A_{ik}) + \gamma A_{ik})}$$

no qual:

 $P_i$  assume valor igual a 1 se o jovem i participa da força de trabalho e valor igual a 0 em caso contrário.

 $X_i$  é um vetor de controle para características individuais e da família. Essas são variáveis para: idade, idade ao quadrado, *dummy* para anos de estudo, escolaridade média da família, região de moradia, gênero, etnia, número de adultos, de outros jovens entre 15 e 21 anos, de crianças até 14 anos de idade e renda familiar per capita (excluindo aposentadoria, pensões e rendimento individual do jovem).

 $A_{ik}$  é o conjunto de variáveis binárias para cada ano da pesquisa. As variáveis tomam valor 1 se o indivíduo i foi entrevistado no ano k, com k = 2007, 2008, 2009, 2011, 2012 e 2013.

 $\boldsymbol{B_i}$  é o valor do benefício familiar per capita, que é a soma da aposentadoria e da pensão familiar per capita. Se não há aposentado ou pensionista na família do indivíduo i, a variável assume valor zero.

Os vetores dos coeficientes de interesse  $\beta$  e  $\gamma$  dizem respeito, respectivamente, à (i) interação entre as variáveis *dummy* de ano e o benefício familiar per capita e (ii) as próprias *dummy* de ano. Desse modo, é possível identificar o efeito das aposentadorias e analisar a evolução da probabilidade de o jovem participar do mercado de trabalho ao longo do tempo.

A segunda etapa do trabalho busca identificar os efeitos de aposentadorias e pensões sobre as alternativas que o jovem encontra entre ofertar trabalho e atender à escola. Para isso, através do modelo *logit multinomial*, são estimadas regressões em que a variável dependente

abrange mais de uma possibilidade. Os jovens estariam, portanto, em uma de quatro possíveis situações j: apenas ofertando trabalho (j = 1), apenas estudando (j = 2), estudando e participando da força de trabalho (j = 3) ou não estariam nem participando e nem estudando (j = 4).

$$P_{ij} = \frac{exp(\alpha_{j}X_{ij} + \beta_{j}(B_{ij} * A_{ikj}) + \gamma_{j}A_{ikj})}{1 + \sum_{i=2}^{4} exp(\alpha_{i}X_{ij} + \beta_{j}(B_{ij} * A_{ikj}) + \gamma_{j}A_{ikj})}, \text{para } j = 2, 3 \text{ e } 4$$

$$P_{ij} = \frac{1}{1 + \sum_{j=2}^{4} exp(\alpha_j X_{ij} + \beta_j (B_{ij} * A_{ikj}) + \gamma_j A_{ikj})}$$
, para  $j = 1$ 

De maneira semelhante ao primeiro modelo,

 $P_{ij}$  é a probabilidade do indivíduo i estar na a situação j.

 $X_{ij}$  corresponde ao vetor de características individuais e da família do indivíduo i na situação j.

 $A_{ikj}$  corresponde ao vetor de variáveis binárias de ano para o indivíduo i na situação j e ano k.

 $\boldsymbol{B_i}$  é o valor do benefício familiar per capita para o indivíduo i na situação j.

Todos os vetores de coeficientes  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\gamma$  são reportados para cada uma das alternativas j=2, 3 e 4 e devem ser interpretados em relação ao grupo de referência — apenas participar do mercado de trabalho (j=1).

#### 5 Apresentação dos Resultados

Os resultados empíricos estão divididos de acordo com os diferentes modelos já apresentados. Primeiro, são apresentados os resultados para o *logit* em que a probabilidade de participar no mercado de trabalho é a variável dependente. Depois, os resultados para o modelo *logit multinomial*, que permite que a variável dependente tome mais de dois valores, são reportados.

As tabelas não apresentam os valores para as variáveis de controle, mas, como mencionado em seções anteriores, elas estão incluídas nas regressões. Para facilitar a interpretação, os coeficientes e efeitos marginais para benefício familiar per capita estão reportados para cada 100 reais.

#### 5.1 Logit para a participação no mercado de trabalho

As colunas 1 e 3 da Tabela 5 apresentam os resultados das regressões para as variáveis de interesse. Para efeito de comparação, o modelo da coluna 1 foi estimado sem as interações das variáveis de aposentadoria e pensão com as variáveis *dummy* de ano. A inclusão das variáveis de benefício aumenta a capacidade explicativa do modelo, mas não parece alterar as conclusões acerca das *dummy* de ano. Tal fato sugere, portanto, que os benefícios não são os únicos responsáveis pelas diferenças entre os anos da amostra, há mais fatores específicos de cada ano responsáveis por alterar a probabilidade do indivíduo participar do mercado de trabalho.

Como esperado, as variáveis de benefício apresentam coeficientes negativos estatisticamente diferentes de zero. A comparação de seus valores entre si, no entanto, não aponta para uma variação significativa entre os anos da amostra, enfraquecendo o argumento de que jovens poderiam ter alterado a sua sensibilidade ao incremento de renda gerado por aposentadorias e pensões no período amostral.

Diferente dos modelos lineares, a interpretação do coeficiente não é direta e as derivadas não são as mesmas para todos os pontos da curva dos valores preditos. Nas colunas 2 e 4, portanto, são calculados os efeitos marginais para um grupo de referência: jovens de 18 anos

entrevistados em 2013, homens, não negros, da região sudeste, com 9 anos de estudo, escolaridade média familiar de 7 anos, que moram com 2 adultos e 1 outro jovem na família e cuja renda familiar per capita e com benefícios são iguais à média para todo o período. O grupo foi escolhido arbitrariamente, baseado nos valores medianos de cada variável, exceto, é claro, para as variáveis relacionadas à renda.

A análise da coluna 4 nos mostra que, para o jovem mediano, um aumento de 100 reais per capita de aposentadoria ou pensão diminui em 1,4 p.p. a probabilidade de o jovem ofertar trabalho no ano de 2013. Embora esse valor seja o maior para os anos da amostra, não é estatisticamente diferente dos demais. O mesmo ocorre para o coeficiente correspondente. Esse resultado é próximo ao que Camargo & Reis (2007) encontraram para a PNAD 2003: R\$ 100 neste ano (ou R\$ 170 a preços de 2013), diminuíam em 2,9 p.p. as chances de o jovem ofertar trabalho.

Um resultado interessante diz respeito à variação entre os anos da amostra não explicados pelos benefícios. De acordo com a coluna 4, o efeito marginal das *dummy* de ano em relação à 2013 diminui ao longo do tempo, em especial a partir de 2011. Em 2007, a probabilidade de participar do mercado de trabalho era 6 p.p. maior do que no último ano da amostra, já em 2011 e 2012 essa diferença cai para apenas 1,6 e 2,4 p.p. respectivamente. Muitos podem ser os fatores por trás dessa diferença, um candidato plausível, porém não testado, é a flutuação no produto da economia.

**Tabela 5:** Logit para probabilidade de participar da Força de Trabalho na semana de referência. (PNAD 2007-2013 - Jovens 15-21 anos)

(2) (3) (4) Participa Efeito Margi-Participa Efeito Marginal nal 0.281\*\*\* 0.284\*\*\* D2007 0.0614\*\*\* 0.0609\*\*(17.22)(17.07)(16.30)(16.24)D2008 0.274\*\*\* 0.0594\*\*\* 0.272\*\*\*  $0.0590^{***}$ (16.47)(16.35)(15.61)(15.65)0.0587\*\*\*  $0.270^{***}$ 0.0585\*\*\*  $0.270^{***}$ D2009 (16.28)(16.17)(15.60)(15.57)0.0752\*\*\* 0.0169\*\*\* 0.0726\*\*\* 0.0163\*\*\* D2011 (4.40)(4.40)(4.05)(4.05)0.112\*\*\* 0.0250\*\*\*  $0.106^{***}$ 0.0237\*\*\* D2012 (6.60)(6.59)(5.94)(5.95)Benefício fpc \* D2007 -0.0552\*\*\* -0.0125\*\*\* (-10.46)(-10.44)-0.0123\*\*\* -0.0539\*\*\* Benefício fpc \* D2008 (-11.07)(-11.05)-0.0578\*\*\* -0.0131\*\*\* Benefício fpc \* D2009 (-11.89)(-11.92)-0.0129\*\*\* -0.0569\*\*\* Benefício fpc \* D2011 (-10.14)(-10.13)-0.0117\*\*\* -0.0513\*\*\* Benefício fpc \* D2012 (-9.28)(-9.27)Benefício fpc \* D2013 -0.0618\*\*\* -0.0140\*\*\* (-10.77)(-10.74)-19.77\*\*\* -19.74\*\*\* Constant (-40.43)(-40.31)226178 226178 226178 226178 Observações Pseudo  $R^2$ 0.169 0.171

Notas: Todas as equações apresentam controles para: idade, idade ao quadrado, renda familiar per capita (excluindo renda com benefícios e renda do trabalho do jovem), escolaridade média da família, número de adultos, número de outros jovens, número de crianças até 5 anos, número de crianças entre 6 e 10 anos, número de crianças entre 10 e 14 anos, variáveis dummy para anos de estudo, gênero, etnia e região. Os efeitos marginais são calculados para o jovem de 18 anos entrevistado em 2013, homem, não negro, da região sudeste, com 9 anos de estudo, escolaridade média familiar de 7 anos que mora com 2 adultos e 1 outro jovem na família e cuja renda familiar per capita e com benefícios iguais a média para todo o período.

<sup>\*</sup> p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001Estatística T entre parênteses.

As demais variáveis de controle, não reportadas na Tabela 5, apresentam comportamento esperado. Os coeficientes das variáveis binárias para mulher e negro são negativo e positivo respectivamente. Quanto maior a idade do jovem, maior a probabilidade de ser economicamente ativo, embora esse aumento ocorra a taxas negativas. Escolaridade aumenta a probabilidade de participação, com picos para os que têm 11 e 15 anos de estudo. Já a escolaridade média da família tem efeito inverso, diminuindo essa probabilidade. Por região, Norte e Nordeste são as que jovens tem menor chance de ofertar trabalho, enquanto as regiões Sul e Centro-oeste estão na outra ponta. Em relação à composição da família, o número de adultos e crianças até 10 anos diminui a probabilidade de participação, ao passo que o número de outros jovens aumenta. A variável para o número de crianças entre 11 e 14 anos não apresentou significância estatística. Finalmente, a renda familiar per capita, como esperado, desincentiva o jovem a participar da PEA.

#### 5.2 Logit multinomial para participação e frequência escolar

A seguir, são apresentados os resultados do modelo *logit multinomial*. Esse modelo admite que a variável dependente assuma mais de dois estados. Nesse caso, as mesmas variáveis do modelo anterior são utilizadas para avaliar a probabilidade de um indivíduo estar em uma das combinações possíveis de frequência escolar e participação no mercado de trabalho. Cabe ressaltar que os coeficientes devem ser interpretados tendo como referência o estado base, estar apenas ofertando trabalho. Já os efeitos marginais são reportados sobre a probabilidade de o jovem estar em um determinado estado (dentre as combinações de participação e estudo) em relação às demais situações.

Tabela 6: Logit Multinomial para probabilidade de estar nas demais situações vis-à-vis participar da Força de Trabalho na semana de referência. (PNAD 2007-2013 - Jovens 15-21

anos)

	(1)	(2)	(3)
	Apenas Estuda	Estuda e Participa	Não Estuda e Não Par-
D2007	-0.0882***	0.240***	ticipa -0.282***
22007	(-3.37)	(9.22)	(-10.39)
D2008	-0.0575*	0.257***	-0.281***
	(-2.18)	(9.77)	(-10.19)
D2009	-0.0863**	0.207***	-0.301***
	(-3.28)	(7.87)	(-10.96)
D2011	0.0119	$0.0719^{**}$	-0.123***
	(0.44)	(2.60)	(-4.40)
D2012	-0.0615*	$0.0639^{*}$	-0.0952***
	(-2.28)	(2.34)	(-3.43)
Benefício fpc * D2007	0.146***	0.107***	0.0847***
	(15.28)	(11.30)	(7.58)
Benefício fpc * D2008	0.134***	0.0950***	0.0816***
	(14.54)	(10.28)	(7.67)
Benefício fpc * D2009	0.138***	0.0939***	0.0801***
	(15.41)	(10.40)	(7.70)
Benefício fpc * D2011	0.136***	0.0953***	0.0802***
	(13.68)	(9.43)	(7.15)
Benefício fpc * D2012	0.122***	0.0835***	0.0665***
	(12.64)	(8.49)	(6.15)
Benefício fpc * D2013	0.137***	0.0924***	0.0896***
	(13.71)	(8.99)	(8.32)
Constant	46.79***	31.73***	16.63***
	(54.24)	(37.45)	(18.34)
Observações	226178		
Pseudo $R^2$	0.265	dada ::dada aa aaadaada	

Notas: Todas as equações apresentam controles para: idade, idade ao quadrado, renda familiar per capita (excluindo renda com benefícios e renda do trabalho do jovem), escolaridade média da família, número de adultos, número de outros jovens, número de crianças até 5 anos, número de crianças entre 6 e 10 anos, número de crianças entre 10 e 14 anos, variáveis dummy para anos de estudo, gênero, etnia e região.

<sup>\*</sup> p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001Estatística T entre parênteses.

**Tabela 7:** Efeitos Marginais para <u>jovem representativo 1</u> a partir de Logit Multinomial para probabilidade de estar nas demais situações vis-à-vis participar da Força de Trabalho na semana de referência. (PNAD 2007-2013 - Jovens 15-21 anos)

(3) (1)(2)Apenas Estuda Estuda e Participa Não Estuda e Não Participa D2007 -0.0434\*\*  $0.0754^{***}$ -0.0176\* (-10.65)(15.60)(-13.29)-0.0394\*\*\* 0.0757\*\*\* -0.0182\*\*\* D2008 (-9.61)(15.58)(-13.65)-0.0386\*\*\* -0.0177\*\*\* 0.0673\*\*\* D2009 (-9.46)(13.84)(-13.34)0.0185\*\*\* -0.00833\*\*\* D2011 -0.00411(-0.94)(3.66)(-6.03)-0.0190\*\*\* 0.0249\*\*\* D2012 -0.00556\*\*\* (-4.45)(4.97)(-3.99)Benefício fpc \* D2007  $0.0168^{***}$  $0.00586^{***}$ -0.000434 (13.68)(4.20)(-0.81)0.00444\*\*\*  $0.0159^{***}$ Benefício fpc \* D2008 -0.000115 (13.88)(3.36)(-0.23) $0.0168^{***}$ Benefício fpc \* D2009  $0.00377^{**}$ -0.000244(15.04)(2.87)(-0.50)0.0161\*\*\* 0.00441\*\* Benefício fpc \* D2011 -0.000222(12.59)(2.89)(-0.42) $0.0149^{***}$  $0.00353^*$ Benefício fpc \* D2012 -0.000471 (11.69)(2.34)(-0.91)0.0165\*\*\* Benefício fpc \* D2013  $0.00337^*$ 0.000354 (12.78)(2.15)(0.72)Observações 226178 226178 226178

Notas: Todas as equações apresentam controles para: idade, idade ao quadrado, renda familiar per capita (excluindo renda com benefícios e renda do trabalho do jovem), escolaridade média da família, número de adultos, número de outros jovens, número de crianças até 5 anos, número de crianças entre 6 e 10 anos, número de crianças entre 10 e 14 anos, variáveis *dummy* para anos de estudo, gênero, etnia e região. Os efeitos marginais do grupo de referência 1 são calculados para o jovem de 18 anos entrevistado em 2013, homem, não negro, da região sudeste, com 9 anos de estudo, escolaridade média familiar de 7 anos que mora com 2 adultos e 1 outro jovem na família e cuja renda familiar per capita e com benefícios são iguais a média para todo o período. \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

Estatística T entre parênteses.

**Tabela 8:** Efeitos Marginais para jovem <u>representativo 2</u> a partir de Logit Multinomial para probabilidade de estar nas demais situações vis-à-vis participar da Força de Trabalho na se-

mana de referência. (PNAD 2007-2013 - Jovens 15-21 anos)

	(1)	(2)	(3)
	Apenas Estuda	Estuda e Participa	Não Estuda e Não
			Participa
D2007	-0.00618**	0.0339***	-0.0458***
	(-2.82)	(12.55)	(-11.68)
D2008	-0.00354	0.0354***	-0.0466***
	(-1.60)	(12.87)	(-11.75)
D2009	-0.00517*	0.0303***	-0.0477***
	(-2.35)	(11.36)	(-12.07)
D2011	0.00300	0.00983***	-0.0213***
	(1.29)	(4.01)	(-5.23)
D2012	-0.00470*	0.00933***	-0.0153***
	(-2.09)	(3.86)	(-3.75)
Benefício fpc * D2007	0.0112***	0.00670***	0.00813***
	(13.60)	(8.75)	(4.90)
Benefício fpc * D2008	0.0103***	0.00574***	0.00815***
	(13.22)	(7.85)	(5.22)
Benefício fpc * D2009	0.0107***	0.00563***	0.00785***
	(14.01)	(7.82)	(5.13)
Benefício fpc * D2011	0.0104***	0.00579***	0.00789***
	(12.50)	(7.13)	(4.78)
Benefício fpc * D2012	0.00956***	0.00511***	0.00622***
	(11.72)	(6.45)	(3.90)
Benefício fpc * D2013	0.0104***	0.00529***	0.00947***
	(12.67)	(6.50)	(6.10)
Observações	226178	226178	226178

Notas: Todas as equações apresentam controles para: idade, idade ao quadrado, renda familiar per capita (excluindo renda com benefícios e renda do trabalho do jovem), escolaridade média da família, número de adultos, número de outros jovens, número de crianças até 5 anos, número de crianças entre 6 e 10 anos, número de crianças entre 10 e 14 anos, variáveis *dummy* para anos de estudo, gênero, etnia e região. Os efeitos marginais do grupo de referência 2 são calculados para o jovem de 18 anos entrevistado em 2013, homem, não negro, da região sudeste, com anos de estudo e escolaridade média familiar igual a 4 anos, que mora com 2 adultos e 1 outro jovem na família e cuja renda familiar per capita é igual à mediana, menor do que a média, e com benefícios iguais à metade da média para todo o período.

Estatística T entre parênteses.

<sup>\*</sup> p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

As três colunas da Tabela 6 mostram que os coeficientes das variáveis relacionadas aos benefícios apresentam valores positivos para todas as categorias. Isso significa que um aumento do valor da aposentadoria ou pensão tem por efeito aumentar a probabilidade dos indivíduos se encontrarem nos demais estados em relação a apenas ofertar trabalho. Os coeficientes são maiores para as alternativas em que o jovem está estudando, em especial para a situação em que ele estuda e não participa. O resultado é positivo, já que a literatura econômica evidencia os benefícios de se prolongar o tempo de estudo para a produtividade do trabalhador no futuro. Ainda assim, é importante ressaltar que com maiores benefícios, há também uma maior probabilidade de o jovem ficar de fora da força de trabalho e ausente das escolas em relação à situação em que ele apenas participa.

Como já assinalado na apresentação dos resultados do modelo anterior, a análise dos efeitos marginais difere dependendo do valor para as quais as variáveis estão fixas. Para ilustrar essa diferença, são mostrados os efeitos marginais para dois grupos de referência diferentes, em que a escolaridade do indivíduo e da família, além das variáveis de renda, são fixadas em valores distintos. No primeiro caso, da Tabela 7, o grupo de referência é o mesmo do modelo anterior, homem branco com valores médios de renda e benefício familiar per capita e valores medianos para as demais variáveis, como idade e anos de estudo. Nesse caso, para o ano de 2013, o efeito marginal de se aumentar a aposentadoria e pensão familiar em R\$ 100 é de acrescentar 1,65 p.p. à probabilidade do jovem estar apenas estudando. O efeito não se altera significativamente ao longo do tempo, para 2007 é de 1,68 p.p. Para a probabilidade de estar estudando e participando, o efeito é também positivo, porém menor do que um ponto percentual para todos os anos da amostra. Um resultado positivo é que, para este grupo de referência, os resultados para a probabilidade de o jovem não participar e nem estudar não são estatisticamente diferentes de zero. Os efeitos positivos sobre estudar parecem superar os de ficar completamente inativo para os jovens com essas características.

No entanto, os efeitos marginais são diferentes para o outro grupo de referência definido com as mesmas características do primeiro grupo, porém com renda familiar per capita igual à mediana, menor do que a média, benefício familiar per capita reduzido à metade da média e escolaridade média da família e própria igual a 4 anos. Nesse caso, o efeito marginal de se aumentar o benefício familiar per capita em R\$ 100 sobre a probabilidade do jovem apenas estudar é muito próximo ao incremento na chance de ele ficar inativo e não estudar, 1p.p. contra 0,95p.p. em 2013. Para esse ano, a probabilidade de o jovem estudar e participar aumenta em 0,5p.p. com incremento de R\$ 100 na aposentadoria ou pensão familiar per capita.

Outro resultado importante do modelo diz respeito às variáveis *dummy* de ano. Os coeficientes da coluna 1 da Tabela 6 nos dizem que em relação à chance de apenas ofertar trabalho ao mercado, a probabilidade de apenas estudar aumentou ao longo do tempo. Por outro lado, a probabilidade de participar e estudar caiu, principalmente a partir de 2011, o que enfraquece um pouco o argumento de que a queda da participação observada pode ser positiva. Os resultados são mistos se considerarmos ainda que a probabilidade de não participar e não estudar também aumentou no período, em particular para os últimos anos da amostra.

Para poder melhor mensurar os efeitos sobre as probabilidades basta olhar a Tabela 7 e 8 dos efeitos marginais. Em 2007, por exemplo, a chance de o jovem do primeiro grupo de referência estar participando e estudando era 7,5 p.p. maior do que em 2013. Para o segundo, essa diferença era de 3,4 p.p.. A diferença entre os dois grupos segue nos demais estados possíveis. O grupo mais escolarizado apresentou um aumento maior na probabilidade de estudar e um aumento em menor escala na probabilidade de ficar inativo e sem estudar. No período, enquanto houve incremento de 4,3 p.p. na chance de estar apenas estudando para esse grupo, o outro apresentou incremento de apenas 0,6 p.p.. É possível observar ainda que o segundo apresentou aumento de 4,6 p.p. na probabilidade de estar nem estudar e nem participar da força de trabalho, bem acima do aumento de 1,8 p.p percebido para o primeiro grupo de referência.

Em resumo, na comparação de 2007 com 2013, indivíduos de menor renda e menos anos de estudo aumentaram mais a probabilidade de estar completamente inativos do que a de estar frequentando escola. Já para indivíduos do primeiro grupo de referência, o incremento na probabilidade de estar sem estudar e sem trabalhar é mais sutil do que o aumento na chance desses jovens estarem apenas estudando.

#### 6 Conclusões

A monografia procurou elucidar o comportamento recente dos jovens em relação à sua participação no mercado de trabalho. A partir da vasta literatura em Economia do Trabalho e dos dados da PNAD, se buscou avaliar, para uma amostra de 2007 a 2013, o desincentivo ao jovem ofertar trabalho causado pelas aposentadorias e pensões recebidas por integrantes da mesma família. Tal avaliação se deu por evidenciar e mensurar o desincentivo, além de analisar uma possível mudança de sensibilidade dos jovens a esses tipos de benefícios ao longo do tempo.

Os resultados encontrados mostram que, de fato, a probabilidade de o jovem participar do mercado de trabalho diminui com aposentadorias ou pensões. Na comparação entre os anos da amostra, se evidencia uma propensão menor dos jovens a ofertar trabalho a partir de 2011, apesar de essa diferença não parecer ser explicada por alterações nas sensibilidades dos jovens aos benefícios.

Os demais resultados mostram que aposentadoria e pensão aumentam a probabilidade de o jovem estudar, ainda que também produzam um efeito indesejado de incentivar a situação em ele é inativo e não estuda. Em geral, os efeitos positivos de estudar tendem a se sobressair, embora para a parcela mais pobre e menos escolarizada a opção de não fazer nada seja relativamente mais provável, na comparação com jovem mediano de renda média. Apesar de esperado, esse resultado tende a ser ruim dado que, no Brasil, a educação fornece altos retornos, sendo um mecanismo importante para quebrar o ciclo de pobreza entre gerações.

Um resultado importante da análise temporal é o fato de que, em relação a situação base (apenas participar), a alternativa que mais aumentou sua probabilidade ao longo do período amostral foi a de não estudar e não ofertar trabalho. Houve ainda, em menor escala, um incremento na probabilidade de o jovem apenas estudar. Mais uma vez, esse resultado é mais pronunciado para o grupo de referência de jovens mais pobres e com menos anos de estudo.

Para futuras investigações sobre o tema, se sugere uma análise que investigue os fatores por trás das diferenças entre os coeficientes para os anos de realização da pesquisa. Um fator que pode ser examinado mais de perto é o efeito da redução das taxas de juros do FIES, que concede crédito estudantil para jovens ingressarem universidades particulares. Pode-se ainda, futuramente, expandir a presente análise para os efeitos dos programas de transferência de renda. Esse acompanhamento, ausente na PNAD anual (exceto em versão suplementar para

2006 e 2008), passou a ser feito para a PNAD Contínua, cujos microdados serão disponibilizados em 2015 pelo IBGE.

#### 7 Referências Bibliográficas

Arulampalam, W.; Stewart, M. (1995). **The Determinants of Individual Unemployment Durations in an Era of High Unemployment**. The Economic Journal, 105: pp. 321-332

Atkinson, A.; Micklewright J. (1991). **Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review**. Journal of Economic Literature, 29(4): pp. 1679-1727

Cabanas, P. F.; Menezes, N. A.; Komatsu, B. K. (2013). A Condição "Nem-nem" entre os Jovens é Permanente? Insper Policy Paper 7.

Camargo, J. M.; Reis, M. C. (2005). **Aposentadoria, Pressão Salarial e Desemprego por Nível de Qualificação**. Ipea, Texto para Discussão, n. 1115

Camargo, J. M.; Reis, M. C. (2007). **Rendimentos Domiciliares com Aposentadorias e Pensões e as Decisões dos Jovens Quanto à Educação e à Participação na Força de Trabalho.** Ipea, Texto para Discussão, n. 1262

Cameron, A. C.; Trivedi P. K. (2009). **Microeconomics Using Stata.** College Station, Texas: Stata Press

Clark, K. B.; Summers, L. H. (1982). **The Dynamics of Youth Unemployment** In: Freeman, R. B.; Wise D. A. (1982). The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes, and Consequences, pp. 199-234

Freeman, R. B.; Wise D. A. (1982). **The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes, and Consequences.** In: Freeman, R. B.; Wise D. A. (1982). The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes, and Consequences, pp. 1-16

Kruger, D.; Soares, R.; Berthelon, M. (2007) **Household Choices of Child Labor and Schooling: A Simple Model with Application to Brazil.** Institute for the Study of Labor IZA, Bonn, Germany (2007) Discussion Paper No. 2776

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Notas Técnicas – PNAD 2012** (2012). Disponível em: ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho\_e\_Rendimento/Pesquisa\_Nacional\_por\_Amostra\_de\_Domicilios\_anual/2012/Volume\_Brasil/brasil\_notas\_tecnicas.pdf