



Contextus – Revista Contemporânea de
Economia e Gestão

ISSN: 1678-2089

revistacontextus@ufc.br

Universidade Federal do Ceará
Brasil

de Carvalho Reis Neves, Mateus; Falcão Gonçalves, Marcos; Eustáquio de Lima, João
EMPREGABILIDADE DOS JOVENS NO NORDESTE: FATORES DE INFLUÊNCIA

Contextus – Revista Contemporânea de Economia e Gestão, vol. 13, núm. 2, mayo-
agosto, 2015, pp. 61-81

Universidade Federal do Ceará
Santiago, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=570765351004>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

EMPREGABILIDADE DOS JOVENS NO NORDESTE: FATORES DE INFLUÊNCIA

EMPLOYABILITY OF YOUNG PEOPLE IN BRAZILIAN NORTHEAST: INFLUENCE FACTORS

EMPLEABILIDAD DE LOS JÓVENES EN EL NORDESTE BRASILEÑO: FACTORES DE INFLUENCIA

Mateus de Carvalho Reis Neves

Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV)
mateus.neves@ufv.br

Marcos Falcão Gonçalves

Mestre em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará; Economista do Banco do Nordeste do Brasil S/A
marcos.falcao@ufv.br

João Eustáquio de Lima

Doutor em Economia Rural pela Michigan State University, Estados Unidos; Professor Titular da UFV
jelima@ufv.br

Contextus

ISSNe 2178-9258

Organização: Comitê Científico Interinstitucional

Editor Científico: Marcelle Colares Oliveira

Avaliação : Double Blind Review pelo SEER/OJS

Revisão: Gramatical, normativa e de formatação

Recebido em 31/08/2014

Aceito em 29/01/2015

2ª versão aceita em 24/03/2015

3ª versão aceita em 01/06/2015

RESUMO

Abordou-se, neste estudo, como certos fatores influenciaram a probabilidade do ingresso de jovens de 15 a 24 anos no mercado de trabalho, na região Nordeste do Brasil. Para tanto, analisaram-se os efeitos marginais resultantes de uma função logística aplicada aos microdados da PNAD – 2011. Ficou evidenciado que a escolaridade, a experiência profissional e a idade influenciam positivamente a inserção no mercado de trabalho. Possuir filho, ser do sexo feminino, ser não branco ou morar na área urbana dos municípios possuem relação negativa com a probabilidade de trabalhar. Tais resultados sugerem o caminho que pode ser trilhado por políticas públicas que visem mitigar o desemprego entre os jovens nordestinos.

Palavras-chave: Empregabilidade. Jovens. Função logística. Nordeste.

ABSTRACT

It was examined, in this study, how certain factors influenced the possibility of young people from 15 to 24 to entry into the labor market in the Brazilian Northeast. To this end, we analyzed the marginal effects of a logistic function applied to PNAD's – 2011 micro-data. The study revealed that education, work experience and age positively influenced integration into the labor market. Owning son, being female, non-white or living in urban areas has a negative relationship with the probability of working. These results suggest the path that may be followed by public policies aimed at alleviating unemployment among Brazilian Northeast young people.

Keywords: Employability. Youth. Logistic function. Brazilian Northeast.

RESUMEN

Fue abordado, en este estudio, como ciertos factores influyeron en la probabilidad de los jóvenes del 15 al 24 años entraren en el mercado de trabajo, en el Noreste Brasileño. Con esto fin, se analizaron los efectos marginales de una función logística aplicada a la PNAD - 2011. El estudio reveló que la educación, la experiencia laboral y la edad influyen positivamente en la integración en el mercado laboral. La posesión de hijo, ser mujer, ser no blanco o vivir en zonas urbanas de los municipios tienen una relación negativa con la probabilidad de trabajar. Estos resultados indican el trayecto en que pueden avanzar las políticas públicas destinadas a reducir el desempleo entre los jóvenes del Noreste Brasileño.

Palabras-clave: Empleabilidad. Juventud. Función logística. Nordeste Brasileño.

1 INTRODUÇÃO

As transformações nos modelos de produção, em curso em quase todos os países do mundo, fazem com que o desemprego inscreva-se como uma marca estrutural das sociedades contemporâneas, obrigando à interrogação sobre a genealogia e sobre a dimensão individual e coletiva de tais processos (GENNARI; ALBUQUERQUE, 2012). Ademais, Missio, Vieira e Iahn (2008) preconizaram que a busca por maior produtividade do trabalho tem induzido à diminuição da oferta de empregos e à ampliação da base de exigências qualitativas do trabalhador – maior escolarização e proatividade – para

que esteja apto a ocupar as novas funções que vão surgindo com a mudança da base tecnológica do sistema produtivo.

De maneira análoga a outros países emergentes, o Brasil também passa por esse processo, que vem se intensificando desde a década de 1990. Além das modificações estruturais na base concorrencial, o país passou por intensas modificações em sua política macroeconômica, com o intuito de promover a estabilização da economia, o que propiciou elevação substancial no nível de desemprego (MENDONÇA *et al.*, 2012).

Sabe-se que entre os jovens se concentra a maior parte dos indivíduos que buscam se incorporar ao mercado de

trabalho pela primeira vez, tendo em vista que a taxa de participação dos jovens de 15 a 24 anos, no Brasil, em 2006, era de 63,9%. Isso significa que cerca de dois em cada três jovens estavam trabalhando ou buscando ativamente uma ocupação (COSTANZI, 2009).

Presente, no contexto elucidativo acerca do elevado desemprego juvenil, está justamente a dificuldade que se configura para o jovem em obter o primeiro emprego. O desemprego juvenil ainda é associado a um sistema de educação inadequado perante as já citadas, e cada vez maiores, exigências do mercado de trabalho e a incapacidade dos jovens em permanecer na escola. A frequência ao ensino médio na idade adequada abrange, atualmente, menos da metade dos jovens brasileiros de 15 a 17 anos, sabendo-se que cerca de um terço deles ainda estão no ensino fundamental e que aproximadamente 18% estão fora da escola (CASTRO; AQUINO, 2008). Outros autores, como Silva (2001), destacaram a opção, por parte dos empresários, por trabalhadores adultos, que somam experiência e hábitos de trabalho mais sedimentados, tornando-se isso mais um obstáculo aos jovens.

Adicionalmente, não existe apenas uma juventude no Brasil. A heterogeneidade

e as desigualdades que permeiam a sociedade brasileira se tornam manifestas na situação dos jovens, mormente quando se considera o acesso a direitos, bens e serviços que ampliam ou restringem as possibilidades de acesso a um trabalho decente. Existem, de fato, juventudes diversas, imersas em distintos cenários. As mulheres jovens, os jovens negros de ambos os sexos, bem como os jovens das áreas metropolitanas de baixa renda, ou de certas zonas rurais – por vezes – são molestados de forma mais severa pela exclusão social, pela falta de oportunidades e pelo déficit de oportunidades de emprego de qualidade, visto que a taxa geral de desemprego (para os trabalhadores de 15 anos ou mais) era de 8,4% e a dos adultos de 5,6%, em 2006, ao passo que para os jovens essa cifra se elevava a 17,8%, sendo aproximadamente 3,2 vezes superior à dos adultos e 2,1 vezes superior à taxa geral de desemprego (COSTANZI, 2009).

Assim, um estudo que aborde os fatores determinantes da inserção dos jovens no mercado de trabalho torna-se relevante, tendo em vista a possibilidade de identificar peculiaridades que auxiliem na elaboração de ações visando a melhor adequação tanto dos jovens aos postos de trabalho quanto dos empregos a esses jovens. Considerando-se esses aspectos, pretende-se compreender

melhor os fatores determinantes da inserção de jovens com idade entre 15 e 24 anos, no mercado de trabalho da região Nordeste. Para isso, foram utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios (PNAD) referentes ao ano de 2011.

Aborda-se, neste estudo, a região Nordeste, devido às particularidades dessa relevante região, em comparação ao restante do país, que, conforme destacado por Lima (2008), possui baixa elasticidade emprego-produto, maior vulnerabilidade às variações climáticas, menores níveis de escolarização, de rendimento e de qualificação e grandes áreas pouco integradas à economia nacional. Uma ilustração dessa realidade pode ser a taxa de analfabetismo que, entre os jovens da região Sul, era de 0,9% em 2006 e se elevava para 5,3% no Nordeste, sendo ainda maior (7,2%) no caso dos homens jovens (COSTANZI, 2009).

Este artigo é composto, além desta introdução, por uma revisão de literatura acerca do tema em tela, seguida de uma seção que explicita a metodologia utilizada, sucedida dos resultados obtidos, sendo finalizado pelas considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Nesta seção, destacam-se as variadas abordagens metodológicas e recortes geográficos e amostrais empregados ao se abordar a temática da juventude e da empregabilidade, contribuindo para a observação do fenômeno sob as mais diversas óticas.

Com relação à busca por emprego, em uma investigação sobre probabilidade de participação de jovens de 15 a 19 anos na População Economicamente Ativa (PEA) – composta pelas pessoas de 10 a 65 anos de idade que foram classificadas como ocupadas ou desocupadas na semana de referência da PNAD (IBGE, 2014) – estimada por meio de três regressões logísticas binárias (0 para economicamente inativos e 1 para aqueles que estavam na PEA) com as seguintes variáveis independentes: a) *dummys* de sexo, frequência à escola e de local de moradia (rural e urbano); b) *dummys* de sexo, local de moradia (rural e urbano); e c) *dummy* de faixa de renda, o relatório sobre Trabalho Decente e Juventude – da Organização Internacional do Trabalho (OIT) – evidenciou que: i) jovens do sexo masculino, residentes na zona rural, têm maior probabilidade de estarem na PEA do que, respectivamente, os da zona urbana e os do sexo feminino; ii) a frequência à escola

reduz a probabilidade de participação dos jovens na PEA, mas uma maior escolaridade, controlada pela frequência à escola, aumenta essa probabilidade; iii) jovens de famílias com renda domiciliar *per capita* superior a cinco salários mínimos têm menor probabilidade de inserção precoce no mercado de trabalho, se comparados àqueles de domicílios com renda inferior a esse patamar (COSTANZI, 2009).

Na pesquisa realizada por Pochmann (2008) para o mercado de trabalho juvenil, evidenciou-se que o desemprego de jovens de ambos os sexos, entre 15 e 24 anos, teve aumento maior do que em outras faixas etárias. O autor, baseado em dados da PNAD referente ao ano de 2005, ressaltou que a taxa de desemprego entre os jovens variou 70,2% entre 1995 e 2005 (de 11,4% para 19,4%). Para o restante da população economicamente ativa, variou 44,2% (de 4,3% para 6,2%). Complementarmente, o estudo de Guimarães e Souza (2007) evidenciou que o desemprego juvenil no Brasil pode ser caracterizado como feminino, negro e metropolitano, já que a desocupação é maior entre os jovens do que entre os adultos, mais elevada para as mulheres do que para os homens, mais eminente entre os negros do que entre os brancos e mais notável nas áreas urbanas, em especial metropolitanas, do que nas zonas rurais.

Já em seu trabalho, Bastos (2006) analisou o quanto o tamanho relativo da população jovem masculina e feminina e a conjuntura econômica influenciaram a ocupação e o desemprego desses segmentos, no período de 1993 a 2004, na Região Metropolitana de Porto Alegre. O autor concluiu, após a estimação de modelos econométricos, que ambos os fatores tiveram efeito significativo na determinação da ocupação e no desemprego de jovens, destacando realidade mais atroz para o sexo feminino, dado seu elevado crescimento proporcional ao restante da população no período considerado.

Utilizando outra abordagem, Silva e Kassouf (2002) avaliaram os determinantes da inserção de jovens no mercado de trabalho brasileiro com base em dados da PNAD, referentes ao ano de 1998. Os autores estimaram um modelo *logit* multinomial, considerando-se a possibilidade de os jovens, do sexo masculino e feminino, estarem inseridos em três categorias ocupacionais, quais sejam: inativo, empregado e desempregado. Os resultados exibiram que as variáveis que mais influenciaram na inserção dos jovens no mercado de trabalho foram escolaridade, experiência e renda.

Em exame semelhante ao de Silva e Kassouf (2002), Tomás (2007) avaliou o ingresso de jovens no mercado de trabalho

em seis regiões metropolitanas – Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre – nos períodos de 1982/1983, 1991/1992 e 2000/2001. O autor utilizou-se de algumas técnicas para esse propósito, sendo uma delas o modelo *logit* multinomial. Os resultados indicaram que características individuais – como sexo e escolaridade –, recursos familiares disponíveis e variáveis demográficas – como idade – apresentaram influência significativa na empregabilidade dos jovens.

Importantes também foram os resultados obtidos por Mendonça *et al.* (2012), que consideraram os fatores determinantes para a participação feminina no mercado de trabalho dos estados do Nordeste brasileiro, no ano de 2009, estimando um modelo *logit* multinomial. Concluíram que as variáveis mais relevantes sobre a possibilidade de inserção das jovens foram escolaridade e experiência, que tiveram efeito positivo, e possuir filho, com efeito negativo.

Há pesquisas que sugerem uma relação entre anos de estudo e taxa de desemprego com formato de U invertido, como os de Barros *et al.* (1997) e Fernandes e Picchetti (1999). Ademais, Camargo e Reis (2005) expuseram que a taxa de desemprego entre trabalhadores qualificados é relativamente baixa e sistematicamente decrescente com aumentos nos anos de

estudo, sendo o formato de U invertido uma característica dos trabalhadores mais jovens.

Considerando especificamente a variável experiência, Menezes Filho e Picchetti (2000) enfatizaram que aqueles que já trabalharam têm probabilidade menor de permanecer desempregados em comparação aos que procuram emprego pela primeira vez. Camargo e Reis (2005) explicaram esse fato demonstrando que a falta de experiência causa um problema de assimetria de informações no mercado de trabalho, dado que parte das características produtivas do trabalhador costuma ser revelada na medida em que ele exerce suas funções. Nesse sentido, assimetrias de informações mais elevadas estão associadas a taxas de desemprego maiores.

3 METODOLOGIA

Nesta seção serão apresentadas as variáveis consideradas como determinantes para a inserção do jovem no mercado de trabalho, além de uma breve explicitação sobre o modelo econométrico utilizado e a fonte dos dados do estudo.

3.1 Fatores Determinantes para Inserção no Mercado de Trabalho

Para investigar os determinantes da inserção dos jovens de 15 a 24 anos dos estados do Nordeste no mercado de trabalho, foi estimado um modelo *logit* para as

probabilidades de eles se encontrarem trabalhando ou desempregados na semana de referência da PNAD, que compreendeu os dias de 18 a 24 de setembro de 2011. Nesse modelo, a variável dependente manifesta-se sob a forma discreta.

Desse modo, indivíduos desempregados são todos aqueles que não tinham trabalho na semana de referência. De forma contrária, indivíduos empregados são todos aqueles que trabalharam ou tinham trabalho na semana de referência da

pesquisa. Assim, a variável dependente *trabalho* tomará o valor 0 – se o indivíduo estava sem trabalho e 1 – se o indivíduo estava empregado.

A estrutura geral desses modelos baseia-se na análise de probabilidades. Assim, numa regressão $Y_i = X_i\beta + \varepsilon_i$, Y assume o valor 1 com probabilidade p e o valor 0 com probabilidade $p - 1$. Segundo Greene (2003), pode-se ilustrar a ideia geral do método adotado do seguinte modo:

$$P_i = P(Y_i = 1|X) = F(X_i\beta) \quad (1)$$

Onde $F(.)$ é uma função de $X_i\beta$, que é uma função de distribuição de probabilidade acumulada, que visa garantir que $0 \leq P_i \leq 1$.

$$\Lambda(X_i\beta) = \frac{e^{\beta X_i}}{1 + e^{\beta X_i}} = \frac{1}{1 + e^{-\beta X_i}} \quad (2)$$

Assim, o modelo *logit* pode ser

$$P_i = \Lambda(X_i\beta) = \frac{1}{1 + e^{-\beta X_i}} \quad (3)$$

Em que P_i representa a probabilidade de o jovem pertencer à categoria i ; X_i representa as características dos jovens; e β representa os parâmetros a serem estimados pelo modelo.

Neste estudo, a equação estimada

No caso do modelo *logit*, utilizou-se como $F(.)$ da equação (1) a função logística dada por (2):

especificado conforme a equação (3):

fornece a probabilidade referente a estar ou não trabalhando, de acordo com a matriz X_i de atributos observáveis, que foram:

- *anosest* – anos de estudo do jovem;
- *expe* – anos de experiência do jovem no mercado de trabalho;

- *sexo* – com valor 0 para o sexo feminino e 1 para o sexo masculino;
- *idade* – idade, em anos, do indivíduo;
- *cor* – que toma valor 1 caso o jovem seja branco e 0 caso contrário;
- *civil* – com valor 1 caso o jovem seja casado e 0 caso seja solteiro;
- *filhos* – variável binária com valor 1 caso o jovem tenha filhos e 0 caso contrário;
- *sitcen* – situação censitária do jovem, que toma valor 1 caso o mesmo resida no meio urbano e valor 0 caso more na área rural.

Neste trabalho, foi utilizado o método de Máxima Verossimilhança (MV),

tendo em vista características do plano amostral complexo da PNAD, implicando, diferentemente do método de Mínimos Quadrados Ordinários, por exemplo, em coeficientes estimados que não possuem respostas marginais que possam ser assim interpretadas. Portanto, a análise dos resultados obtidos por meio de estimações dessa natureza, em geral, é feita com base nos efeitos marginais das variáveis explicativas sobre a probabilidade de o indivíduo se encontrar na situação especificada.

Assim, no caso do modelo *logit*, deve-se diferenciar a equação (3) com relação à variável X_i de interesse (GREENE, 2003):

$$EM_{Xj} = \frac{\partial P_i}{\partial X_k} = \beta_k \cdot P_i(1 - P_i) \quad (4)$$

Sendo que:

$$(1 - P_i) = \frac{e^{-\beta X_i}}{1 + e^{-\beta X_i}} \quad (5)$$

Para variáveis contínuas, tal equação é válida. Porém, para variáveis explicativas binárias, o efeito marginal é dado pela mudança na probabilidade $P(Y=1)$ quando a

variável binária D passa de 0 para 1 (LIMA, 2012), conforme se demonstra na equação seguinte:

$$EM_{Xj} = P(Y = 1|D = 1) - P(Y = 1|D = 0) \quad (6)$$

3.2 Análise de Planos Amostrais Complexos

Constata-se que o plano amostral adotado na PNAD é complexo, sendo formado por um processo de seleção da amostra que é executado envolvendo peso amostral, estratificação, conglomeração e probabilidades díspares de seleção. Sendo assim, os dados obtidos por meio das amostras da PNAD não podem ser tratados como se fossem observações independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.), como se tivessem sido gerados por amostras aleatórias simples com reposição (AAS) (MENDONÇA *et al.*, 2012).

Ao se ignorar características inerentes a um plano amostral complexo, podem surgir dificuldades que afetam a

$$EPA = \frac{Var_{verd}(\hat{\beta})}{Var_{ass}(\hat{\beta})} \quad (7)$$

Em que $Var_{verd}(\hat{\beta})$ refere-se à variância estimada, incorporando o plano amostral utilizado de fato, com $Var_{ass}(\hat{\beta})$ referindo-se à variância estimada, supondo o plano amostral igual ao de uma amostra aleatória simples.

A obtenção de valores do EPA significativamente diferentes de 1 destaca a importância da consideração do plano amostral efetivamente utilizado na estimação das variâncias associadas às estimativas dos

inferência analítica, uma vez que, segundo Leite e Silva (2002), estimativas pontuais dos parâmetros são influenciadas pela ocorrência de pesos amostrais distintos, enquanto as estimativas de variância dos estimadores dos parâmetros do modelo são influenciadas também pelos efeitos de estratificação e conglomeração.

Tendo em vista que as estimativas dos parâmetros e das variâncias são afetadas pelo plano amostral, foram construídos métodos para avaliar o impacto da incorporação do plano amostral sobre a precisão (variância) das estimativas. O primeiro deles foi proposto por Kish (1965 *apud* LEITE; SILVA, 2002), sendo denominado Efeito do Plano Amostral (EPA ou *Design Effect – DEFF*), expresso pela equação (7):

parâmetros, podendo a interpretação dessa medida ser feita de acordo com o seguinte critério: a) se $EPA < 1 \rightarrow$ variância sob AAS superestimada; b) se $EPA = 1 \rightarrow$ não há diferença entre as estimativas de variância; e c) se $EPA > 1 \rightarrow$ variância sob AAS subestimada.

Adicionalmente, outro método foi desenvolvido com finalidade semelhante, proposto por Skinner; Holt e Smith (1989 *apud* LEITE; SILVA, 2002), sendo

designado EPA ampliado (*Misspecification Effect – MEFF*). Esse método avalia a tendência de um estimador usual (consistente), calculado sob hipótese de

$$EPA(\hat{\beta}; v_0) = \frac{V_{verd}(\hat{\beta})}{E_{verd}(v_0)} \quad (8)$$

Na equação (8), $v_0 = \hat{V}_{IID}(\hat{\beta})$ é um estimador usual (consistente) da variância do estimador, sob a hipótese de observações i.i.d.; $V_{verd}(\hat{\beta})$ é a variância do estimador sobre o plano efetivamente utilizado; e $E_{verd}(v_0)$ é a esperança do estimador usual, sob o plano amostral efetivamente utilizado.

Essas medidas fornecem um indicativo da importância de se considerar as características do plano amostral, uma vez que possibilitam observar em quanto a estimativa da variância dos coeficientes seria subestimada ou superestimada, no caso de serem ignoradas as vicissitudes do plano amostral complexo, que, ao ser considerado, possibilita contornar tais problemas relativos à variância dos coeficientes estimados, permitindo a obtenção de resultados robustos.

Neste trabalho, no intuito de destacar a importância de se considerar as características do plano amostral, foram calculadas as medidas *MEFF* para cada uma das variáveis apreciadas.

i.i.d., em subestimar ou superestimar a variância verdadeira do estimador pontual. O EPA ampliado é definido por:

3.3 Fonte dos Dados

Os dados utilizados neste estudo foram retirados da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios (PNAD), baseada em amostra probabilística de domicílios, com abrangência nacional, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em setembro de 2011.

Conforme exposto por Leite e Silva (2002), a PNAD tem como finalidade produzir informações básicas que possam ser empregadas no estudo de soluções que levem ao desenvolvimento do país. O plano amostral da pesquisa permite a obtenção de resultados para a totalidade do país, para cada uma das regiões geográficas e para cada estado brasileiro. Devido à natureza de sua coleta de dados, a pesquisa relata informações pormenorizadas acerca das condições socioeconômicas de cada um dos indivíduos residentes nos domicílios amostrados.

A amostra deste trabalho baseou-se em jovens, de ambos os sexos, residentes nas áreas rurais e urbanas de todos os estados

nordestinos, com idade entre 15 e 24 anos, perfazendo um total de 12.188 indivíduos.

4 RESULTADOS

Serão aqui apresentadas algumas estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no estudo e, em seguida, expostos os resultados do modelo *logit* aplicado ao problema em questão. São também apresentadas as estimativas dos efeitos do uso do plano amostral (EPA) ampliado (MEFF).

4.1 Análise Preliminar dos Dados

Antes de expor os resultados obtidos com a aplicação do modelo *logit*, faz-se

pertinente elucidar algumas estatísticas descritivas acerca das variáveis utilizadas nesta investigação.

A amostra representativa dos jovens nordestinos de 15 a 24 anos apresentou em sua maioria, em torno de 80%, empregados, conforme se demonstra na Tabela 1. Quanto ao sexo dos jovens amostrados, cerca de 40% foram do sexo feminino. Considerando-se a informação relativa à cor, pouco mais de 73% se declararam negros, pardos, indígenas, amarelos ou não declararam sua cor. No que tange ao estado civil, aproximadamente 75% estavam solteiros à época da realização das entrevistas da PNAD (2011).

Tabela 1 – Proporção das variáveis categóricas explicativas, jovens entre 15 e 24 anos – Nordeste, 2011

Variável		Proporção	Erro-Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
Trabalho	Sim	0,8034	0,0052	0,7932	0,8135
	Não	0,1966		0,1865	0,2068
Sexo	Feminino	0,4020	0,0058	0,3937	0,4145
	Masculino	0,5980		0,5867	0,6093
Cor	Branco	0,2643	0,0070	0,2507	0,2780
	Não-Branco	0,7338		0,7220	0,7493
Estado Civil	Casado	0,2532	0,0058	0,2419	0,2645
	Solteiro	0,7468		0,7355	0,7581
Situação	Urbano	0,7323	0,0100	0,7127	0,7519
	Rural	0,2677		0,2481	0,2873
Censitária	Sim	0,1158	0,0035	0,1090	0,1225
	Não	0,8842		0,8775	0,8910

Fonte: PNAD (2011)

A Tabela 1 ainda contém a informação de que a maioria dos jovens (73%) moravam no meio urbano e que 11% dos jovens considerados possuíam ao menos um filho.

Ainda analisando as variáveis

empregadas neste estudo, constatou-se que, segundo demonstrado na Tabela 2, a experiência média dos jovens da amostra era de 1 ano e 11 meses. Um valor baixo, porém compreensivo, considerando-se a faixa etária pesquisada. Os maiores valores encontrados

para essa variável, segundo análise dos dados, concentrava-se entre os jovens

residentes na zona rural.

Tabela 2 – Média e erro-padrão das variáveis explicativas, jovens entre 15 e 24 anos – Nordeste, 2011

Variável	Média	Erro-Padrão	Mínimo	Máximo
Escolaridade (anosest)	9,6563	3,3797	1	17
Experiência (expe)	1,8963	2,7535	0	18
Idade	20,3562	2,6391	15	24

Fonte: PNAD (2011)

A idade média dos jovens era de 20 anos e 4 meses na PNAD de 2011, sendo a escolaridade média de 9 anos e 8 meses.

Atendo-se à análise do nível educacional, cabe salientar que, para o Brasil, dados demonstram que a juventude atual tem feito um maior investimento em educação formal, o que seria um reflexo da demanda do mercado de trabalho por níveis de educação formal mais elevados. Nesse país, enquanto 17,1% dos jovens de 24 anos tinham 12 anos ou mais de estudo, essa proporção se reduzia para 12,5% no caso dos adultos com 25 anos ou mais (COSTANZI, 2009).

Em que pese esses avanços, há desigualdades expressivas no acesso à educação (por faixa de renda, por cor, por residência no rural ou urbano, e por região do país), além de problemas relativos à qualidade do sistema educacional. Um espelho dessa realidade reflete as desigualdades regionais, embora o analfabetismo entre os jovens de 15 a 24 anos seja residual nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, sua erradicação ainda se constitui um desafio para o Nordeste (a taxa

é de 5,3%) em que, adicionalmente, persiste uma elevada distorção idade-série, o que compromete o acesso ao ensino médio na idade adequada (CASTRO; AQUINO, 2008).

4.2 Análise dos Determinantes da Inserção dos Jovens no Mercado de Trabalho do Nordeste

Com relação ao modelo *logit* estimado, seus coeficientes e seus efeitos marginais, encontrados em seus respectivos pontos médios, estão explicitados na Tabela 3. Em sua totalidade, apresentaram-se significativos. A estatística da razão de verossimilhança (LR) foi significativa, indicando que, em conjunto, os coeficientes das variáveis explicativas não são iguais a zero.

As estimativas do efeito do plano amostral indicam que sua correta consideração é essencial para obtenção de estimativas robustas e não viciadas. Todas as estimativas MEFF apresentaram-se superiores a 1, indicando que, caso a amostra complexa fosse considerada como aleatória

simples, as variâncias das estimativas dos coeficientes seriam subestimadas.

Inicialmente, conforme indicado por Silva e Kassouf (2002), é válido enfatizar que as variáveis experiência e escolaridade representam o estoque de capital humano contido em um indivíduo, estando o seu aumento associado à ampliação da produtividade e à consequente elevação da probabilidade de obtenção de emprego.

Analisando a variável *anosest*, que representa os anos de estudo dos jovens, constatou-se possuir relação positiva com a probabilidade de estar trabalhando, mesmo

que em baixa magnitude, conforme demonstra seu efeito marginal. Em termos das características inerentes à variável educacional, há numerosas evidências da existência de desigualdades que a permeiam, dentre elas, aquelas tipicamente regionais. As regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentam os melhores índices. Enquanto os jovens de 15 a 17 anos; 18 e 19 anos; e 20 a 24 anos na região Nordeste tinham respectivamente 6,4; 7,5; e 7,8 anos de estudo, em média, essas mesmas cifras se elevavam para 7,7; 9,4; e 9,9 anos na região Sudeste (COSTANZI, 2009).

Tabela 3 – Coeficientes e Efeitos Marginais do modelo *logit* estimado, jovens entre 15 e 24 anos – Nordeste, 2011

Variáveis	Variável dependente: <i>trabalho</i>		
	Coeficientes	Efeitos Marginais	MEFF
Anosest	0,0154* (0,0093)	0,0020* (0,0012)	1,1455
Expe	0,4013*** (0,0214)	0,0522*** (0,0022)	3,6781
Sexo	0,4413*** (0,0617)	0,0590*** (0,0085)	1,1397
Idade	0,0947*** (0,0115)	0,0123*** (0,0015)	1,3536
Cor	0,1058* (0,0622)	0,0135* (0,0078)	1,3569
Civil	0,2566*** (0,0707)	0,0319*** (0,0083)	1,0984
Filhos	-0,6126*** (0,0901)	-0,0932*** (0,0157)	1,1636
Sitcen	-0,3153*** (0,0802)	-0,0385*** (0,0092)	1,4279
Constante	-1,1645*** (0,2189)	---	1,1476
Observações:	12.188		
LR $\chi^2(7)$:	1.056,02***		
Pseudo R²:	0,1094		

Nota: * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%; () erro padrão

Fonte: Resultados da pesquisa

Ademais, no Brasil, há uma desigualdade educacional considerável entre

os jovens residentes na área rural em face daqueles da zona urbana, tendo em vista que,

enquanto 8,6% e 33% dos jovens na zona urbana tinham respectivamente zero a quatro e cinco a oito anos de estudo, tais percentuais se elevavam para 28,7% e 43,7% para a juventude no campo. Além disso, há expressiva inferioridade, em termos de anos de estudo, da população não branca. No Brasil, apenas 7,2% dos jovens brancos tinham de zero a quatro anos de estudo, e 29,5% de cinco a oito anos. No caso dos jovens negros, essas cifras elevavam-se respectivamente para 16,2% e 39,7% (COSTANZI, 2009), fato que se busca mais recentemente reverter por meio de políticas afirmativas de inclusão.

Porém, quando se deseja inferir acerca das razões mais apropriadas para esclarecer a baixa magnitude da influência da educação na empregabilidade, talvez se devam considerar aquelas pertinentes ao “(des)incentivo” ao estudo. Afinal, a frequência ao ensino médio na idade adequada abrangia menos da metade dos jovens brasileiros, de 15 a 17 anos, tendo em vista que cerca de um terço deles ainda estava no ensino fundamental, quando deveriam estar no ensino médio, e 18% estavam fora da escola (CASTRO; AQUINO, 2008).

Autores como Silva Filho *et al.* (2007) e Furtado e Alves (2012)

evidenciaram uma preocupação adicional relacionada à evasão entre aqueles que chegam a iniciar o ensino superior. Instituições de Ensino Superior, especialmente aquelas particulares, têm sofrido com essa questão, que acaba por impactar, em última instância, o nível educacional dos egressos sem titulação.

A experiência, ou *expe*, também possui relação positiva com a probabilidade de estar trabalhando. A tudo mais constante, um ano a mais de experiência no mercado de trabalho representou um aumento de 5,22 pontos percentuais (p.p.) na probabilidade do jovem obter trabalho. Em consonância com o relatório da OIT (COSTANZI, 2009), esse resultado pode indicar o aumento da demanda por experiência profissional no mercado de trabalho, o que acabaria, em última instância, por prejudicar os mais jovens.

Porém, dar mais oportunidades aos adultos, mais experientes, do que aos jovens poderia ser contraditório com outra característica que parece estar presente no período, que é o incremento da demanda por um nível mais elevado de educação formal, favorecendo aos jovens que possuem maior escolaridade que os adultos. Por outro lado, em geral, a maior escolaridade dos jovens é diretamente proporcional às suas exigências

para o ingresso no mercado de trabalho. Em outras palavras: os jovens que concluem o ensino superior buscam ocupações que lhes garantam melhores condições de trabalho e renda.

Contudo, é imperativo ponderar que um maior nível de escolaridade não será necessariamente mais valorizado no mercado de trabalho se a qualidade e a pertinência da educação estiverem em questão. Nesse sentido, cada vez mais empresas têm propiciado a seus trabalhadores as condições para que tenham uma aprendizagem ativa e contínua, condizente com as demandas e a cultura da organização, conforme enfatizado por Lourenço *et. al.* (2010).

Conforme indica seu efeito marginal, a magnitude para experiência foi superior à explicitada pela variável *anosest*. Desse modo, pode-se ponderar que, de acordo com a faixa etária analisada neste estudo, o mercado de trabalho da região Nordeste considerava, em 2011, ser mais relevante a experiência do que a escolaridade, quando da contratação de um jovem. Pode-se compreender esse resultado como uma tendência de redução na taxa de participação da juventude, que está relacionada basicamente ao declínio da participação no mercado de trabalho dos mais jovens (entre

15 e 19 anos), o que é positivo e possivelmente refere-se ao aumento da escolaridade e à redução do trabalho infantil. Por outro lado, ela aumenta entre os de 20 e 24 anos (COSTANZI, 2009). Alguns estudos, como o de Silva (2001), destacam atitudes preconceituosas – como a opção, por parte dos empresários, por trabalhadores adultos – que somam experiência e hábitos de trabalho mais sedimentados, o que seria mais um obstáculo à colocação do jovem principalmente para a obtenção do primeiro emprego.

O sexo também foi significativo na determinação da probabilidade de estar ou não empregado. A variável *sexo* demonstra que, sendo do sexo masculino, o jovem possuía 5,9 p.p. a mais de chances de estar empregado. Isso revela a proeminência da necessidade de se dar especial atenção às jovens mulheres, tanto brancas quanto negras, em particular àquelas que têm filhos e consequentemente maior carga de responsabilidade doméstica e familiar. Tal como evidenciado na apreciação dos próximos determinantes, neste trabalho, e também em análise realizada pela OIT, 72% dos 22 milhões de jovens que nem estudavam, nem trabalhavam na América Latina eram mulheres (OIT, 2007). Essa dupla “inatividade” pode estar relacionada a

dois fatores básicos: a maternidade precoce, que ainda é um fenômeno bastante frequente entre as jovens de baixa renda; e os estereótipos de gênero, que atribuem às mulheres a responsabilidade principal (quando não exclusiva) pelas tarefas domésticas e pela função de cuidado (COSTANZI, 2009).

A idade, como era esperada, possuiu relação positiva com a probabilidade de o jovem estar trabalhando, sendo que o acréscimo de mais um ano na idade dele, a tudo mais constante, aumentou em 1,23 p.p. essa probabilidade. Espera-se que, com o avanço da idade, mesmo aqueles jovens que têm a possibilidade de estudar, acabem, cedo ou tarde, por ingressar no mercado de trabalho.

Analisando-se a variável binária cor, que possui valor 1 para os jovens declarados brancos e 0 aos não-brancos, percebe-se que foi significativa para explicar a probabilidade de o jovem da região Nordeste do país estar trabalhando, sendo que os jovens da cor branca possuíam majoração de 1,35 p.p. nas chances de estarem empregados. Essa implicação está de acordo com a encontrada por Silva e Kassouf (2002), que a atribuíram à existência de posturas preconceituosas no mercado de trabalho com relação ao preenchimento das

vagas existentes.

Nesse sentido, de acordo com Heringer (2002), as piores e menos numerosas oportunidades de emprego estão à disposição dos negros. Confirmam tal análise os resultados de Campante, Crespo e Leite (2004), os quais mostraram que as oportunidades de emprego e os salários menores são para pessoas da cor negra. Ademais, conforme Napoleão *et al.* (2014), no Brasil, a discriminação racial pode estar camuflada, diferentemente de outros países nos quais as relações entre segmentos étnicos estariam caracterizadas pelo racismo institucionalizado e explícito. Diante desse contexto, a instituição da igualdade racial no país, alicerce para possibilitar a justiça social, deveria passar pelos processos admissionais das empresas socialmente responsáveis.

O estado civil dos jovens, representado pela variável binária civil, influenciou a probabilidade de estar empregado. O casamento influenciou positivamente em 3,19 p.p. a probabilidade de estar trabalhando. Todavia, tal circunstância não se evidencia necessariamente vantajosa, tendo em vista que uma das explicações para tal resultado indica que jovens de famílias ou domicílios com baixa renda *per capita* que ocupam a

posição de pessoas de referência – aquela responsável pela família, ou assim considerada pelos demais membros – tendem a ter mais necessidade de ingressar precocemente no mercado de trabalho para contribuir com a renda familiar e terão, portanto, maiores dificuldades para continuar os estudos (COSTANZI, 2009).

Quanto à variável binária filhos, que assume valor 1 caso o jovem possua um ou mais filhos e 0 caso contrário, percebeu-se relação negativa com a probabilidade de estar trabalhando. Portanto, segundo análise dos resultados constantes na Tabela 3, a presença de filho reduziu em quase 9,32 p.p. a probabilidade de obter-se trabalho, a tudo mais constante. Esse resultado sugere que a presença de filhos dificulta a entrada no mercado de trabalho, sendo as mulheres mais sensíveis a essa variável, conforme informações pregressas, e como o destacado por Pochmann (2008). Tal constatação, portanto, corrobora o pleito de se articularem as políticas educacionais, as de emprego e as de qualificação com as políticas de saúde reprodutiva e as de conciliação entre trabalho e família (OIT, 2007). Torna-se imperiosa a ampliação do acesso à proteção, à maternidade, às creches e a outros equipamentos de apoio ao cuidado infantil.

Por fim, considerando-se a variável

binária sitcen, que indica se o jovem mora no meio rural (valor 0) ou urbano (valor 1), constatou-se que há uma relação negativa com a probabilidade de trabalhar, explicitada pelo efeito marginal da variável, indicando haver redução de 3,85 p.p. na probabilidade de trabalhar entre aqueles jovens que residem nas cidades. Pode-se justificar o comportamento do efeito marginal dessa variável pelo fato dos jovens que residem no meio rural, em geral, começarem a trabalhar mais cedo. Esse resultado também evidencia, em parte, a reprodução da segmentação ocupacional por sexo. As mulheres se concentram mais nas ocupações de profissionais das ciências e das artes, nos serviços administrativos e no comércio; enquanto que os homens, no trabalho agrícola e industrial (produção de bens), na reparação e manutenção e nas Forças Armadas (COSTANZI, 2009). Segundo a estrutura ocupacional evidenciada pelo relatório da OIT (COSTANZI, 2009), 18,5% dos jovens de 15 a 24 anos ocupados estavam no setor agrícola. Em termos de sexo, enquanto 23,4% dos jovens trabalhavam no campo, esse número decrescia para 11,2%, no caso das mulheres.

Em síntese, notou-se coerência e compatibilidade dos resultados advindos deste estudo, quando cotejados a outras

pesquisas que versaram sobre tema semelhante ao aqui abordado, sobretudo nas últimas duas décadas, indicando que, ainda que haja melhorias relacionadas a algumas das variáveis sopesadas, resta ao país uma extensa caminhada rumo ao estabelecimento de condições que permitam à população mais jovem obter empregos sem tantos entraves.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Abordaram-se neste estudo fatores determinantes para o trabalho de jovens de 15 a 24 anos na região Nordeste do Brasil, no ano de 2011. Por meio da análise de uma função logística e dos efeitos marginais dela derivados, demonstrou-se que a escolaridade, a experiência profissional e a idade influenciam positivamente a inserção no mercado de trabalho. Possuir filho ou morar na área urbana dos municípios possui relação negativa com a probabilidade de trabalhar.

Os resultados também apontaram haver, para a amostra considerada, uma possível discriminação relativa à cor e ao sexo, quando do ingresso dos jovens no mercado de trabalho. Com relação à cor/raça, ficou explicitado que os não brancos possuem menor chance de obterem emprego. Em termos de sexo, os homens

possuem maior empregabilidade. Esse resultado pode, também, estar relacionado ao fato de os jovens do sexo feminino estudarem por mais tempo, auxiliarem na vida do lar e/ou serem aquelas que cuidam dos filhos.

Com base nesse diagnóstico, manifesta-se a necessidade de investimentos em iniciativas que priorizem a educação de qualidade, desde o ensino fundamental, possibilitando aos jovens maior acesso ao ensino superior. A chance de adquirirem experiência profissional, por meio de ações que incentivem os empregadores a oferecerem a oportunidade do primeiro emprego aos jovens, condizentes com o objetivo do Programa Nacional de Estímulo ao Primeiro Emprego (PNPE), instituído pela Lei nº 10.748, de 22 de outubro de 2003, também se mostra uma alternativa valiosa na busca pela redução do desemprego juvenil. Ainda nesse contexto, a educação profissional técnica tem papel relevante, oferecendo conhecimento prático, que vem sendo valorizado pelo mercado de trabalho.

Adicionalmente, campanhas educativas acerca das consequências da gravidez precoce, bem como políticas de planejamento familiar, e em última instância a provisão de uma ampla rede de creches e

pré-escolas podem minimizar as atribuições ocasionadas pela presença de filhos na inserção de jovens, prioritariamente mulheres, no mercado de trabalho.

Fundamentando-se nesses intuitos, faz-se imprescindível apoiar e desenvolver ações como a Política Nacional da Juventude, instituída por meio da Medida Provisória nº 238 de 1º de fevereiro de 2005 e o Programa Nacional de Inclusão de Jovens (ProJovem), tendo como objetivo propiciar aos jovens a conclusão do ensino fundamental, o aprendizado de uma profissão e o desenvolvimento de ações comunitárias.

Por fim, deve-se esclarecer que este trabalho não visou esgotar os determinantes que influenciam a entrada dos jovens do mercado de trabalho, bem como não considera a região Nordeste como representativa para todo o país. Desse modo, ficam subentendidas sugestões relativas a futuros trabalhos que possam avançar mais no que diz respeito ao estudo desses determinantes.

REFERÊNCIAS

BASTOS, R. L. A. Crescimento populacional, ocupação e desemprego dos jovens: a experiência recente na Região Metropolitana de Porto Alegre. **Revista Brasileira de Estudos de População**, São Paulo, v. 23, n. 2, p. 301-315, 2006.

Disponível em:

<<http://www.rebep.org.br/index.php/revista/article/view/219>>. Acesso em: 10 abr. 2014.

CAMPANTE, F. R.; CRESPO, A. R. V.; LEITE, P. G. P. G. Desigualdade Salarial entre Raças no Mercado de Trabalho Urbano Brasileiro: aspectos regionais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2, p. 185-210, 2004. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/874/562>>. Acesso em: 10 abr. 2014.

CASTRO, J. A.; AQUINO, L. **Juventude e políticas sociais no Brasil**. Brasília, DF: IPEA, 2008. (Texto para discussão, no. 1335).

COSTANZI, R. N. **Trabalho Decente e Juventude: Brasil**. Brasília, DF: OIT, 2009.

FERNANDES, R. Mercado de trabalho não-regulamentado: participação relativa e diferenciais de salários. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 26, n. 3, p. 417-442, dez. 1996. Disponível em: <<http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/746>>. Acesso em: 10 abr. 2014. ??.

FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Uma análise da estrutura do desemprego e da inatividade no Brasil metropolitano. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 29, n. 1, p. 87-111, abr. 1999. Disponível em: <<http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/192>>. Acesso em: 10 abr. 2014.

FURTADO, V. V. A.; ALVES, T. W. Fatores Determinantes da Evasão Universitária: uma análise com alunos da UNISINOS. **Contextus – Revista Contemporânea de Economia e Gestão**, v. 10, n. 2, p. 115, 2012. Disponível em: <<http://www.contextus.ufc.br/index.php/cont>

extus/article/view/502 >. Acesso em: 10 abr. 2014.

GENNARI, A.; ALBUQUERQUE, C. Globalização e reconfigurações do mercado de trabalho em Portugal e no Brasil. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 27, n. 79, p. 65-79, jun. 2012. Disponível em: <<http://www.rebep.org.br/index.php/revista/article/view/219>>. Acesso em: 10 abr. 2014.

GREENE, W. **Econometric Analysis**. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 2003. 828 p.

GUIMARÃES, N. A.; SOUZA, A. P. **Emprego e heterogeneidade estrutural no Brasil: refletindo sobre tendências recentes**. [S.l.: s.n.], 2007.

HERINGER, R. Desigualdades Raciais no Brasil: síntese de indicadores e desafios no campo das políticas públicas. **Caderno de Saúde Pública**, v. 18, n. 2, p. 57-65, 2002.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Indicadores Sociais Mínimos: conceitos. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/condicaoodevida/indicadoresminimos/conceitos.shtm>>. Acesso em: 25 abr. 2014.

KASSOUF, A. L. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. **Economia Aplicada**, São Paulo: FIPE/FEA-USP, v. 2, n. 2, jun. 1998.

KASSOUF, A. L. **O trabalho infantil no Brasil**. São Paulo, 1999. 110 p. Tese de livre docência. Piracicaba: DEAS-ESALQ-USP.

KISH, L. **Survey Sampling**. New York: John Wiley & Sons, 1965. 643 p.

LEITE, P. G. P. G.; SILVA, D. B. do N. Análise da Situação Ocupacional de Crianças e Adolescentes nas Regiões Sudeste e Nordeste do Brasil Utilizando Informações da PNAD 1999. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 19, n. 2, p. 47-63, jul/dez. 2002.

LIMA J. E. **Estimação de Modelos de Escolha Binária**. 2012. (Notas de Aula)

LIMA, R. R. A. **Projeto Áridas – Nordeste: uma estratégia para a geração de emprego e renda**. [S.l.]: IPEA, 1995. 49 p. (Texto para Discussão, 387). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_387.pdf>. Acesso em: 24 abr. 2014.

SILVA FILHO, R. L. L.; MOTEJUNAS, P.R.; HIPÓLITO, O.; LOBO, M.B.C.M. A evasão no Ensino Superior Brasileiro. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n. 132, p. 641-659, 2007.

LOURENÇO, S. C. C.; VILLELA, L.E.; FREITAS, J.A. de S. A Percepção de Trabalhadores Terceirizados sobre as Práticas de Gestão de Pessoas nas Empresas Offshore da Rede Petro Bacia de Campos. **Contextus – Revista Contemporânea de Economia e Gestão**, v. 8, n. 1, p.45-56, 2010.

MENDONÇA, G.M.; LIMA, J.E.; LIMA, J.R.F.; LÍRIO, V.S.; PEREIRA, V.F. Determinantes da Inserção de Mulheres Jovens no Mercado de Trabalho Nordestino. **Revista de Economia do Nordeste**, v.43, n.4, p. 161-174, 2012.

MENEZES-FILHO, N.; PICCHETTI, P. Os Determinantes da Duração do Desemprego em São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 30, n. 1, p. 23-48, 2000.

MISSIO, J. F.; VIEIRA, R. M.; IAHN, J. F. **Reestruturação produtiva, plano real e**

mercado de trabalho: algumas considerações sobre a Região Metropolitana de Porto Alegre. [S.l.], [2008]. Disponível em: <<http://www.fee.tche.br/3eeg/Artigos/m19t02.pdf>>. Acesso em: 25 abr. 2014.

NAPOLEÃO, R.; CARVALHO NETO, A.M.; LIMA, G.S.; GONÇALVES, P.; ALMEIDA, T. Responsabilidade Social Empresarial e Gestão de Pessoas: a perspectiva dos trabalhadores de uma empresa pública. **Contextus – Revista Contemporânea de Economia e Gestão**, v. 12, n. 2, p. 38, 2014.

OIT – Organização Internacional do Trabalho. **Trabalho decente e juventude:** América Latina: [resumo executivo]. Brasília, DF, 2007.

_____. **Trabajo decente y juventud: relatório regional.** Lima, 2007.

PNAD. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro: IBGE, 2011.

POCHMANN, M. **Situação do jovem no mercado de trabalho no Brasil: um balanço dos últimos 10 anos.** Disponível em: <<http://www.cursodeveraofortaleza.com.br/2007/Textos/Situa%E7%E3o%20do%20Jovem%20no%20mercado%20de%20trabalho.pdf>>. Acesso em: 26 abr. 2014.

SILVA, N. D. V. **Jovens Brasileiros: o conflito entre estudo e trabalho e a crise de desemprego.** 2001. 131 f. Tese (Doutorado). Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”/USP, Piracicaba, 2001.

SILVA, N. D. V.; KASSOUF, A. L. A exclusão social dos jovens no mercado de trabalho brasileiro. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 19, n. 2, p. 99-115, 2002.

SKINNER, C.J.; HOLT, D.; SMITH, T.M.F. **Analysis of Complex Surveys.** Chichester: John Wiley, 1989.

TOMÁS M. C. **O Ingresso dos Jovens no Mercado de Trabalho: uma análise das regiões metropolitanas brasileiras nas últimas décadas.** 2007. 152 f. Dissertação (Mestrado em Demografia) - Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2007.