

MUNDOS DISTINTOS E REALIDADES SEMELHANTES: EMPREGABILIDADE DOS JOVENS NO NORDESTE E SUDESTE BRASILEIROS

Mateus Carvalho Reis Neves (PPGE/UFV)
Marcos Falcão Gonçalves (BNB - PPGE/UFV)
João Eustáquio de Lima (PPGE/UFV)

Resumo

Abordou-se, neste estudo, como certos fatores influenciaram a probabilidade do ingresso no mercado de trabalho de jovens de 15 a 24 anos, nas regiões Nordeste e Sudeste, marcadas pela heterogeneidade entre si, em diversas dimensões. Para tanto, analisaram-se as razões de risco relativo e os efeitos marginais resultantes de uma função logística aplicada aos microdados da PNAD – 2012. Constatou-se que, a despeito das disparidades que envolvem estas regiões brasileiras, ambas exibiram comportamentos similares quanto ao sentido do efeito dos determinantes sobre a empregabilidade. Ficou evidenciado que a escolaridade e a experiência profissional influenciam positivamente a inserção no mercado de trabalho, sobretudo no Sudeste. Possuir filho, ser do sexo feminino ou não branco possui relação negativa com a probabilidade de trabalhar, especialmente no Nordeste. Tais resultados sugerem o caminho que podem trilhar políticas públicas, específicas para cada região, que visem mitigar o desemprego entre os jovens.

Palavras-chave: Empregabilidade, jovens, função logística

DISTINCT WORLDS AND SIMILAR REALITIES: YOUTH EMPLOYABILITY IN THE BRAZILIAN NORTHEAST AND SOUTHEAST

Abstract

Was focused, in this study, as certain factors influenced the possibility of admission into the labor of young people from 15 to 24 years, in the Brazilian Northeast and Southeast, regions marked by heterogeneity between each other, in several dimensions. To this end, we analyzed the odds ratio and the marginal effects of a logistic function applied to PNAD's – 2012 micro-data. It was verified that, despite these differences involving Brazilian regions, both showed similar behavior regarding the direction of the effect of the determinants on employability. It was evidenced that education and work experience influenced positively the incorporation into the labor market, mainly in the Brazilian Southeast. Owning son, being female or non-white has a negative relationship with the probability of working, particularly in the Brazilian Northeast. These results suggest the path that may be treaded by public policies, specifics for each Brazilian region, aimed at alleviating unemployment among young people.

Keywords: Employability, youth, logistic function

Classificação JEL: C30, J22, J64

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 a dimensão individual e coletiva dos processos em curso (GENNARI; ALBUQUERQUE, 2012). Ademais, Missio; Vieira e Iahn (2008) preconizam 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 este esteja apto a ocupar as novas funções que vão surgindo com a mudança da base tecnológica do sistema produtivo.

Sabe-se que entre os jovens concentra-se a maior parte dos indivíduos que buscam se incorporar ao mercado de trabalho pela primeira vez¹. Presente no contexto elucidativo acerca do elevado desemprego juvenil está justamente a dificuldade que se configura para o jovem em obter o primeiro emprego. Ainda o desemprego juvenil é associado a um sistema de educação inadequado perante às já citadas, e cada vez maiores, exigências do mercado de trabalho e à incapacidade dos jovens em permanecer na escola². Outros autores, como Silva (2001), destacam a opção, por parte dos empresários, por trabalhadores adultos, que somam experiência e hábitos de trabalho mais sedimentados, tornando-se, portanto, mais um obstáculo aos jovens.

Entretanto, de acordo com Costanzi (2009), 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 de baixa renda, ou de 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 qualidade³.

Assim, investigar algumas das características relativas à inserção dos jovens no mercado de trabalho, considerando algumas das diversidades regionais brasileiras, torna-se relevante para a compreensão de peculiaridades que auxiliem à elaboração de ações visando a melhor adequação dos jovens aos postos de trabalho. Pretende-se, portanto, por meio do uso de dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) de 2012, identificar alguns dos fatores determinantes à inserção de jovens, com idade entre 15 e 24 anos, no mercado de trabalho de duas regiões brasileiras balizadas por grandes heterogeneidades: Sudeste e Nordeste⁴.

No Sudeste então circunscritos alguns dos maiores polos urbanos e industriais, responsáveis pela maior parte do Produto Interno Bruto nacional, sendo a região mais afetada

¹ 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 estava trabalhando ou buscando ativamente uma ocupação (COSTANZI, 2009).

² A frequência ao ensino médio na idade adequada abrange, atualmente, menos da metade dos jovens brasileiros de 15 a 17 anos, tendo em vista que cerca de um terço deles ainda estão no ensino fundamental e cerca de 18% estão fora da escola (CASTRO; AQUINO, 2008).

³ Enquanto, em 2006, a taxa geral de desemprego (para os trabalhadores de 15 anos ou mais) era de 8,4% e a dos adultos de 5,6%, para os jovens essa cifra se elevava a 17,8%, sendo, portanto, aproximadamente 3,2 vezes superior à dos adultos e 2,1 vezes superior à taxa geral de desemprego (COSTANZI, 2009).

⁴ Uma ilustração desta realidade pode ser a taxa de analfabetismo que, embora seja residual para os jovens de 15 a 24 anos nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, tem sua erradicação ainda se constituindo um desafio para o Nordeste, onde a taxa é de 5,3%, sendo ainda maior (7,2%) no caso dos homens jovens. Ademais, em 2006, a taxa de informalidade do emprego, também entre os jovens, era de 48,2% no Sudeste, enquanto ultrapassava os 80% no Nordeste (COSTANZI, 2009).

pela reestruturação produtiva. Por outro lado, o Nordeste, segundo Lima (2008), caracteriza-se pela baixa elasticidade emprego-produto, maior vulnerabilidade às variações climáticas, menores níveis de escolarização, rendimento e qualificação, e grandes áreas pouco integradas à economia nacional.

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 e as características acerca do plano amostral adotado na PNAD, sucedida dos resultados obtidos, sendo finalizado pelas considerações finais.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Em meio à complexidade da temática referente à juventude e empregabilidade, destacam-se variadas abordagens metodológicas e recortes geográficos e amostrais, contribuindo para a observação do fenômeno sob as mais distintas óticas. A seguir, apresentam-se alguns trabalhos ilustrativos desta diversidade.

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)⁵, estimada por meio de um modelo de regressão logística binária⁶, o relatório sobre Trabalho Descendente e Juventude, da Organização Internacional do Trabalho (OIT), evidenciou que: a) jovens do gênero masculino que moram na zona rural têm maior probabilidade de estarem na PEA do que, respectivamente, os da zona urbana e os do sexo feminino; b) a frequência à escola reduz a probabilidade de participação dos jovens na PEA, mas uma maior escolaridade, controlada pela frequência à escola, aumenta esta probabilidade; c) 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 este patamar (COSTANZI, 2009).

Na pesquisa realizada por Pochmann (2007) 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, referentes 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, maior para as mulheres do que para os homens, mais elevada entre os negros do que entre os brancos, e 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 destes 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 gênero 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

⁵ População Economicamente Ativa é 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).

⁶ Foram analisadas três regressões logísticas binárias (0 para economicamente inativos e 1 para aqueles que estavam na PEA), com as seguintes variáveis independentes: a) *dummies* de sexo, frequência à escola e de local de moradia (rural e urbano); b) *dummies* de sexo, local de moradia (rural e urbano) e *dummy* de faixa de renda.

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 tem probabilidade menor de permanecer desempregados em comparação aos que procuram emprego pela primeira vez. Camargo e Reis (2005) explicaram este 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 à medida em que ele exerce suas funções. Neste sentido, assimetrias de informações mais elevadas estão associadas a taxas de desemprego maiores.

3. METODOLOGIA

Expõe-se neste tópico, uma discussão sobre os determinantes para a inserção do jovem no mercado de trabalho, considerados na pesquisa, além do modelo econométrico utilizado, de um adendo acerca do plano amostral da PNAD, fonte dos dados do estudo.

3.1. Fatores Determinantes para Inserção no Mercado de Trabalho

Inicialmente, foram consideradas, neste estudo, três categorias relacionadas a situação ocupacional na qual o jovem poderia situar-se, no período analisado: ativos e empregados, ativos e desempregados e inativos. Na categoria ativos e empregados enquadram-se aqueles jovens que haviam efetivamente trabalhado no período de referência da PNAD 2012, ou em parte dele (semana de referência⁷ ou período de referência de 365 dias ou de menos de 4 anos). A categoria ativos e desempregados refere-se aos jovens desempregados, mas que tomaram providência na busca por emprego, também no período de referência. Por fim, inativos são os jovens que não tinham trabalho e não haviam procurado emprego no período

⁷ A semana de referência da PNAD, em 2012, compreendeu o período de 23 a 29 de setembro.

de referência.

Assim, esperou-se determinar quais características, dentre aquelas selecionadas, foram relevantes para a inserção no mercado de trabalho dos jovens de ambos os gêneros, de 15 a 24 anos, buscando-se ressaltar as diversidades e similitudes regionais derivadas da comparação entre as regiões Nordeste e Sudeste brasileiras. Aplicações similares de modelos na determinação da participação dos indivíduos na força de trabalho, para o Brasil, foram abordadas por Mendonça *et al.* (2012), Silva e Kassouf (2002), Kassouf (1999, 1998), Fernandes e Picchetti (1999), entre outros. O instrumental econométrico utilizado, que possibilitou investigar as probabilidades de inatividade, emprego e desemprego, foi o *logit* multinomial, adequado quando da análise de variáveis dependentes qualitativas, com J possíveis categorias, sem que haja alguma ordenação entre estas categorias. Deste modo, no modelo *logit* multinomial utilizado, as categorias ocupacionais em que os jovens poderiam enquadrar-se foram definidas como: inativos ($j=0$), ativos e empregados ($j=1$) e ativos e desempregados ($j=2$).

A estrutura destes modelos foi baseada na análise de probabilidades e, segundo Greene (2003), pode ser ilustrada na seguinte forma:

$$P_j = Prob(Y = j) = F(X', \beta) \quad (1)$$

onde j são as categorias em que o jovem pode se situar. O conjunto do parâmetro β reflete o impacto das mudanças em x (matriz de características observáveis dos jovens) na probabilidade de um determinado jovem se encontrar em uma das três categorias possíveis.

Especifica-se o modelo *logit* multinomial, utilizado neste trabalho, como segue:

$$P_j = Prob(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j' x_i}}{\sum_{k=0}^J e^{\beta_k' x_i}}, j = 0, 1, 2, \dots, J \quad (2)$$

onde Y_i é a variável aleatória que indica a categoria ocupacional à qual o jovem pertence; P_j é a probabilidade de o evento j ocorrer, o que é equivalente à probabilidade do jovem pertencer à categoria j ; x representa a matriz de atributos dos jovens e, β , vetor de parâmetros a ser estimado.

Neste sentido, conforme o modelo descrito, a probabilidade de que ocorra certa resposta, ou seja, que o indivíduo se enquadre em uma das 3 categorias de ocupação definidas, varia entre os jovens de acordo com seus atributos observados, quais sejam:

- Gênero – variável *dummy* que assume valor 1, caso o jovem seja do gênero masculino e 0, caso seja do gênero feminino;
- Cor – variável *dummy* que tem valor 1, caso o jovem seja branco e 0, caso contrário;
- Filho – variável *dummy* que adquire valor 1, caso o jovem assuma o papel de filho da família e 0, caso contrário;
- Cônjuge – variável *dummy* com valor 1, caso o jovem assuma condição de cônjuge na família e 0, caso contrário;
- Outro – variável *dummy* que assume valor 1 caso o jovem seja outro parente, agregado, pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico; e 0, caso contrário;
- Chefe (categoria base) – variável *dummy* que tem valor 1, caso o jovem assuma a condição de chefe da família e 0, caso contrário;
- Situação censitária – variável *dummy* que apresenta valor 1, caso o jovem resida no meio urbano e 0, caso resida no meio rural;
- Filhos – variável *dummy* que admite valor 1, caso o jovem tenha filho nascido vivo e 0, caso não tenha;

- Experiência – anos de experiência do jovem no mercado de trabalho, somados os períodos de experiência profissional no emprego anterior, caso haja, e no emprego atual, caso haja;
- Escolaridade – anos de estudo do jovem;
- Escolaridade x Experiência – interação das variáveis experiência e escolaridade;
- Componentes da família – número de componentes da família;
- Renda – logaritmo natural da renda *per capita* da família do jovem;
- Situação ocupacional – variável que tem valor 0, caso o jovem pertença à categoria inativa; 1, caso o jovem seja ativo e empregado; e 2, caso o jovem pertença à categoria ativo e desempregado;

Deve-se salientar que especificar o modelo conforme a equação (2) geraria uma indeterminação, fato que pode ser resolvido escolhendo-se uma das formulações alternativas. Greene (2003) indica que uma normalização usual é supor β_0 igual a zero. Deste modo, as probabilidades seriam:

$$P_j = Prob(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j'x_i}}{1 + \sum_{k=0}^J e^{\beta_k'x_i}}, j = 0, 1, 2, \dots, J \quad (3)$$

e

$$P_j = Prob(Y_i = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{k=0}^J e^{\beta_k'x_i}} \quad (4)$$

Usualmente, utiliza-se Máxima Verossimilhança (MV) para estimar o modelo, implicando que, diferentemente do método de Mínimos Quadrados Ordinários, por exemplo, tal modelo não possua diretamente, em seus coeficientes estimados, respostas marginais que possam ser assim interpretadas. Visando contornar esta limitação, foram calculados os efeitos marginais dos coeficientes, de modo a facilitar a avaliação dos resultados. Tais efeitos são obtidos pela diferenciação das equações (3) e (4):

$$\frac{\partial P_j}{\partial X_i} = P_j \left[\beta_j - \sum_{k=0}^J P_k \beta_k \right] = P_j [\beta_j - \bar{\beta}] \quad (5)$$

Definidos conforme descrito na equação (5), deve-se salientar que o sinal dos efeitos marginais pode não ser o mesmo dos coeficientes estimados.

É possível complementar a abordagem dos efeitos marginais por meio de uma forma alternativa de análise, conhecida como *odds-ratio* ou razão de risco relativo (RRR). Define-se esta razão como a probabilidade de dado evento ocorrer, em relação a outro. Para tanto, considerando P_j como a probabilidade de ocorrência do evento, e $1 - P_j$ a probabilidade de não ocorrência, a razão de chances a favor do evento ocorrer é dada pelo quociente:

$$\frac{P_j}{1 - P_j} \quad (6)$$

Com a transformação do *logit*, a expressão (6) passa a ser conhecida como *antilog* do *logit*. Esta interpretação é idêntica a do *logit* binário. A interpretação de variáveis quantitativas é feita pelo incremento de uma unidade e pela comparação da categoria analisada com a categoria base. Já a interpretação para uma variável qualitativa é dada pela relação de uma categoria com a outra (MENDONÇA *et al.*, 2012).

A razão de chances no modelo multinomial *logit* é definida por:

$$RRR = \frac{\frac{Prob(Y = j / x + 1)}{Prob(Y = k / x + 1)}}{\frac{Prob(Y = j / x)}{Prob(Y = k / x)}} \quad (7)$$

Segundo Powers; Xie (2000), o conceito de risco relativo assemelha-se ao de *odds ratio*, sendo o risco definido como a probabilidade de ocorrência de determinado evento em um intervalo de tempo. Visando facilitar a sua interpretação, o *odds ratio* pode ser convertido em incremento percentual, conforme (8):

$$(odds - 1) \cdot 100 \quad (8)$$

com o resultado de tal abordagem representando a probabilidade de mudança da categoria base para a categoria em análise como fruto de variações das características dos indivíduos.

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 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 *DEFF – Design Effect*), expresso pela equação (9):

$$EPA = \frac{Var_{verd}(\hat{\beta})}{Var_{ass}(\hat{\beta})} \quad (9)$$

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 destacam a importância da consideração do plano amostral efetivamente utilizado na estimação das variâncias associadas às estimativas dos parâmetros, podendo a interpretação desta 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 (*MEFF – Misspecification Effect*). Esse método avalia a tendência de um estimador usual

(consistente), calculado sob hipótese de i.i.d., em subestimar ou superestimar a variância verdadeira do estimador pontual. O EPA ampliado é definido por:

$$EPA(\hat{\beta}; v_0) = \frac{V_{verd}(\hat{\beta})}{E_{verd}(v_0)} \quad (10)$$

Na equação (10), $v_0 = \hat{V}_{IID}(\hat{\beta})$ 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.

Estas 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.

3.3. Fonte dos Dados

Os dados utilizados neste estudo foram retirados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD), baseada em amostra probabilística de domicílios, com abrangência nacional, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), em setembro de 2012.

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.

Tendo como escopo deste trabalho os jovens residentes nas regiões Nordeste (NE) e Sudeste (SE) do país, de ambos os gêneros, com idade entre 15 e 24 anos, obteve-se uma amostra composta por 33.750 indivíduos (NE – 18.113 e SE – 15.637).

4. RESULTADOS

Nesta seção, apresenta-se algumas estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no estudo, visando caracterizar a amostra. Posteriormente, serão exibidos os resultados obtidos com a aplicação do modelo *logit* multinomial, por meio da razão de risco relativo e dos efeitos marginais, para cada uma das regiões analisadas, quais sejam, Nordeste e Sudeste. 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* multinomial, apresentam-se as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas, que podem ser visualizadas na Tabela 1.

Inicialmente, podem ser notadas algumas distinções relativas à ocupação dos jovens residentes nas duas regiões consideradas. Enquanto, na região Nordeste, quase 46% dos jovens ainda não haviam buscado emprego, no Sudeste, este número reduzia-se a pouco menos de 39%. Tal diferença reflete-se na quantidade de jovens que buscaram e obtiveram emprego, uma vez que, no Nordeste, estes eram pouco mais de 45%, enquanto no Sudeste, ultrapassavam os 51%. Porém, em termos de jovens ativos e desempregados, nota-se semelhança entre as duas regiões, com valores em torno de 9%, revelando semelhança, em termos numéricos, quanto à desocupação da população em voga neste estudo, tanto no Nordeste quanto no Sudeste.

Tabela 1 – Proporção das variáveis categóricas explicativas, jovens entre 15 e 24 anos – Nordeste e Sudeste brasileiros, 2012

Variável	NORDESTE		SUDESTE		
	Proporção	Erro-Padrão	Proporção	Erro-Padrão	
Ocupação	Inativa	0,4582	0,0050	0,3886	0,0048
	Ativo e empregado	0,4520	0,0048	0,5164	0,0047
	Ativo e desempregado	0,0899	0,0028	0,0950	0,0029
Gênero	Feminino	0,5016	0,0039	0,4941	0,0043
	Masculino	0,4984		0,5059	
Cor	Branco	0,2624	0,0051	0,4982	0,0061
	Não-branco	0,7376		0,5018	
Situação na família	Chefe ⁺	0,1247	0,0027	0,1035	0,0026
	Filho	0,6225	0,0054	0,6974	0,0048
	Cônjuge	0,1264	0,0029	0,0983	0,0025
	Outro	0,1264	0,0032	0,1007	0,0032
Situação censitária	Urbano	0,7272	0,0092	0,9308	0,0061
	Rural	0,2728		0,0692	
Filhos	Sim	0,1355	0,0029	0,1048	0,0025
	Não	0,8645		0,8948	

Fonte: PNAD (2012).

Nota: ⁺ categoria base dentre aquelas que compõem a Situação na Família;

Relativamente às características demográficas, nota-se uma pequena predominância das mulheres na composição da população jovem nordestina, sendo o contrário observado para o Sudeste. No que tange à cor, grande parte do jovens do Nordeste (74%) se declararam não-brancos (pretos, pardos, amarelos, indígenas e sem declaração), em profundo contraste com a composição do contingente jovem do Sudeste, onde o número de brancos era proporcional ao de não-brancos.

A posição de cada jovem na família à qual está vinculado expressa algumas diferenças relevantes quanto às regiões analisadas. Enquanto no Nordeste, a quantidade de jovens na condição de chefes de família era de 12%, tal número reduzia-se a 10% no Sudeste que, por sua vez, possuía parcela maior de jovens que assumiam o papel de filhos, 70%, enquanto no Nordeste, a quantidade de jovens nesta condição era de 62%. Ademais, era maior o percentual de jovens nordestinos casados (13%, perante 10% no Sudeste), refletindo estas variáveis, em conjunto, precocidade ligeiramente maior dos jovens do Nordeste quanto à responsabilidade que assumem perante o grupo familiar que integram. Neste sentido, outro fator que reforça esta percepção quanto à precocidade seria a posse de filhos, fato que ocorria com maior frequência entre os jovens nordestinos, onde 14% possuíam filhos, ante 10% dos jovens do Sudeste.

Como esperado, o local de moradia de 93% dos jovens amostrados no Sudeste era o meio urbano, diferentemente do Nordeste, onde este percentual chega a 73%⁸.

A Tabela 2 contém a descrição das variáveis contínuas consideradas neste estudo. Assim, tendo em vista o baixo valor para a experiência, em torno de 1 ano, pode-se ponderar que reflete a faixa etária dos investigados. Entretanto, a diferença de tempo de experiência notada entre os jovens das regiões consideradas (1 ano de experiência no Nordeste e 10 meses no Sudeste) pode refletir a situação censitária dos mesmos, visto que os maiores valores encontrados para a variável experiência concentravam-se entre os jovens que residiam na zona rural.

O número de componentes das famílias consideradas não possui grande variação entre o Nordeste e o Sudeste, girando em torno de 4 pessoas. Entretanto, a análise da renda *per capita* (total da renda domiciliar dividido pelo número de componentes da família) evidenciou o abismo vigente entre as regiões. Enquanto no Sudeste, este valor chegava a quase R\$800,00, em média, sendo superior ao salário mínimo vigente em 2012⁹, a renda domiciliar *per capita* dos jovens nordestinos não alcançava R\$ 450,00, em média.

Tabela 2 – Médias e erros-padrão das variáveis explicativas contínuas, jovens entre 15 e 24 anos – Nordeste e Sudeste brasileiros, 2012

Variável	NORDESTE		SUDESTE	
	Média	Erro-Padrão	Média	Erro-Padrão
Experiência	1,007	2,1668	0,8146	1,5806
Comp. família	4,4149	1,8505	4,1307	1,5954
Renda <i>per capita</i>	449,30	629,39	796,57	909,91
Escolaridade	9,4737	3,1149	10,4212	2,7213

Fonte: PNAD (2012).

O diferencial em termos de anos de estudo, entre as regiões Nordeste e Sudeste, era de aproximadamente um ano a mais de estudo, em favor desta última. Apesar da vantagem do Sudeste, pode-se considerar que, em ambas as regiões, os jovens possuíam, ao menos, o ciclo fundamental de ensino completo, tendo em vista que, segundo a Lei nº 11.274/06, o ensino fundamental obrigatório deve iniciar-se aos 6 anos de idade, sendo concluído, geralmente, aos 14 anos de idade (BRASIL, 2006).

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 elevados¹⁰. Em que pese estes avanços, há desigualdades expressivas no acesso à educação (por faixa de renda, cor, residência no rural/urbano, e por região do país), além de problemas relativos à qualidade do sistema educacional. Um espelho desta realidade reflete as desigualdades regionais: mormente no Nordeste, mais que em outras regiões do país, persiste uma elevada distorção idade-série, o que compromete o acesso ao ensino médio na idade adequada (CASTRO; AQUINO, 2008).

4.2. Análise das Razões de Risco Relativo

⁸ Considerando-se o total da população, em 2010, residiam em meio urbano, no Sudeste, 92,95% dos habitantes, enquanto este número reduzia-se para 73,13% no Nordeste (IBGE, 2014).

⁹ De acordo com o estabelecido pelo Decreto da Presidência da República nº 7.655, de 23 de Dezembro de 2011, o valor do salário mínimo brasileiro, em 2012, era de R\$622,00 (BRASIL, 2011).

¹⁰ No Brasil, 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).

Como evidenciado anteriormente, ao contrário de modelos como o de Mínimos Quadrados Ordinários, os coeficientes estimados pelo modelo *logit* multinomial não representam diretamente os efeitos marginais na variável dependente, dado as variações nas variáveis explicativas. Por este motivo, a exposição de tais coeficientes não possui muita utilidade, e não foi feita neste trabalho. Assim, a apresentação e análise dos resultados provenientes do modelo *logit* multinomial foram feitas à luz da razão de risco relativo (RRR) e dos efeitos marginais obtidos para cada uma das variáveis utilizadas.

Pela observação da Tabela 3, depreende-se que a grande maioria dos coeficientes RRR estimados exibiu significância estatística. É importante salientar que, conjuntamente, os coeficientes foram estatisticamente diferentes de zero, já que o valor apresentado pela estatística F, que mede a significância global do modelo, apresentou o valor 67,29, para o modelo referente ao Nordeste e 65,08, para o Sudeste.

Tabela 3 – Estimativas da Razão de Risco Relativo para as Equações de Emprego e Desemprego, jovens entre 15 e 24 anos – Nordeste e Sudeste brasileiros, 2012

	NORDESTE			SUDESTE		
	RRR	Erro-Padrão	MEFF	RRR	Erro-Padrão	MEFF
Ativo e empregado						
Gênero	2,2446***	0,1210	1,4770	1,6719***	0,0765	0,9893
Cor	0,8806***	0,0408	1,0536	0,7219***	0,0329	1,0732
Filho	0,1460***	0,0117	0,9681	0,1364***	0,0154	1,2990
Cônjuge	0,3306***	0,0286	0,9290	0,2616***	0,0345	1,4241
Outro	0,1847***	0,0182	1,1435	0,2137***	0,0282	1,3840
S. censitária	1,088	0,0634	1,2314	0,8924	0,0775	0,9699
Filhos	0,4956***	0,0455	1,3216	0,6949***	0,0728	1,2483
Experiência	2,1590***	0,4526	5,3613	15,1636***	6,5179	3,6160
Escolaridade	1,0740***	0,0110	1,7106	1,1564***	0,0133	1,4776
Esco. x Expe.	1,0640***	0,0256	5,9961	0,9449	0,0339	3,1240
Com. família	1,0665***	0,0137	1,1447	1,1219***	0,0169	1,0594
Renda	1,4435***	0,0397	1,8559	1,4857***	0,0457	2,0338
Ativo e desempregado						
Gênero	1,5894***	0,1146	1,4532	1,1416*	0,0785	1,1394
Cor	0,7784***	0,0577	1,4006	0,7653***	0,0506	1,1622
Filho	0,6528***	0,0806	1,2243	0,5153***	0,0763	1,2135
Cônjuge	0,7305**	0,0975	1,2779	0,5227***	0,0872	1,2315
Outro	0,6726***	0,0934	1,2229	0,4486***	0,0756	1,1836
S. censitária	2,3404***	0,2470	1,5074	1,7033***	0,2673	1,1317
Filhos	0,9171	0,1047	1,2924	0,8626	0,1209	1,2774
Experiência	1,4331	0,3512	2,7884	6,9018***	3,4135	2,9495
Escolaridade	1, 1498***	0,0156	1,6802	1,1420***	0,0179	1,4326
Esco. x Expe.	1,007	0,2803	3,4501	0,9168**	0,0398	2,7951
Com. família	0,9449***	0,0202	1,6985	1,0356	0,0233	1,3729
Renda	0,8578***	0,1670	1,1377	0,9012***	0,0182	1,0940

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: Categoria base: Inativo.

* Significativo a 10%, ** Significativo a 5% e *** Significativo a 1%.

As estimativas do efeito do plano amostral indicam que sua correta consideração é essencial para obtenção de estimativas robustas e não-viciadas. Nos modelos para ambas as regiões, praticamente, 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.

Em síntese, a estimação das razões de risco relativo permite verificar, dadas mudanças das variáveis explicativas, as chances que os jovens considerados no estudo tem de transitar

da categoria inativa (categoria base) para as demais categorias: i) ativo e empregado e; ii) ativo e desempregado.

Deste modo, na Tabela 3, nota-se, quanto ao gênero dos jovens, que há duas vezes mais chances daqueles do sexo masculino transitarem da categoria inativo para a categoria ativo e empregado, no Nordeste, enquanto no Sudeste, esta chance é incrementada em 67%. Ainda, os jovens do gênero masculino tem suas chances de pertencer à categoria ativo e desempregado majoradas em 59% e 14%, no Nordeste e Sudeste, respectivamente. Portanto, embora em ambas as regiões as mulheres jovens tenham menores chances de pertencerem às categorias ativas, percebe-se uma maior segregação entre os gêneros no Nordeste.

Já com relação à cor dos jovens, percebe-se que aqueles que se declararam brancos possuem menos 12% e 22% de chances de transitarem da categoria inativo para as categorias ativo e empregado e ativo e desempregado, respectivamente, no Nordeste. Já no Sudeste, estes números são mais contundentes, principalmente na chance de transição da categoria inativo à categoria ativo e empregado (menos 27%). Tais resultados indicam que pode haver estímulo aos jovens brancos em permanecerem inativos e não buscarem emprego, possivelmente, somente estudando neste período, sobretudo no Sudeste.

Observando-se as variáveis binárias referentes à posição do jovem na família (chefe – categoria base), observou-se a importância da pessoa de referência¹¹ na família, mesmo que ainda com menos idade, uma vez que verifica-se que assumir a posição de filho, cônjuge e outro reduz as chances de passar de inativo a ativo e empregado, quando comparadas com a categoria base, tanto no Nordeste, quanto no Sudeste. Em menor magnitude, há redução das chances de transitar da categoria inativo para ativo e desempregado para os jovens que são filhos, cônjuges e outros, em ambas as regiões.

Com relação à situação censitária, notou-se, tanto no Nordeste, quanto no Sudeste, que o fato dos jovens morarem no meio urbano não foi significativo para explicar as chances de passar da categoria inativo à categoria ativo e empregado. Porém, chama atenção o aumento em mais de duas vezes nas chances dos jovens em transitar da categoria inativo para a categoria ativo e desempregado, caso morem no meio urbano, comparativamente a residir no meio rural, no Nordeste. Tal fator também aumenta a possibilidade desta transição, no Sudeste, em mais de 70%. A análise destes efeitos demonstra que, especialmente no Nordeste, residir no meio urbano não traz vantagens relativas à obtenção de emprego, apesar de nada se poder afirmar quanto à maior facilidade para obtenção de emprego no campo e, muito menos, sobre a qualidade desta ocupação.

Possuir filho faz com que as chances do jovem mudar da categoria inativo para a categoria ativo e empregado sejam de menos 50% e 31%, no Nordeste e no Sudeste, respectivamente, na comparação àqueles jovens que não tem filhos, demonstrando os embaraços pelas quais passam os pais e mães jovens, notadamente no Nordeste, na busca por oportunidades de trabalho.

Corroborando o que preconizam Silva e Kassouf (2002) com relação às variáveis experiência e escolaridade, que representam o estoque de capital humano contido em um indivíduo, estando o seu aumento associado à ampliação da produtividade e consequente elevação da probabilidade de obtenção de emprego, notou-se que incrementos nas variáveis experiência e escolaridade agiram no sentido de aumentar a probabilidade dos jovens transitarem da categoria inativo para as categorias ativo e empregado, conforme esperado. Um ano a mais de experiência, por exemplo, aumenta, no Sudeste, em mais de 15 vezes a probabilidade dos jovens transitarem da categoria inativo para a categoria ativo e empregado, e eleva em 6 vezes a possibilidade de passarem à ativos e desempregados, demonstrando grande importância desta variável nas chances de mudança, mormente entre aqueles jovens

¹¹ Pessoa de referência é aquela responsável pela família, ou assim considerada pelos demais membros.

que já trabalharam. Tal variável, para o Nordeste, aumenta em 2 vezes a possibilidade dos jovens estarem empregados. Ademais, um ano adicional de estudo aumenta as chances de passar da categoria inativo para ativo e empregado e ativo e desempregado em 7% e 15%, respectivamente, no Nordeste. Já no Sudeste, este ano a mais de estudo representa aumentos de 16% nas chances de empregabilidade e de 14% na possibilidade de estar ativo e desempregado. Tais decorrências ressaltam a relevância das variáveis relacionadas ao conhecimento, notadamente no concorrido mercado de trabalho do Sudeste do país.

O número de componentes da família do jovem foi significativo apenas para explicar as chances de passagem da categoria inativo para a categoria ativo e empregado, em ambas as regiões, com aumento de 6,65% no Nordeste e 12,20% no Sudeste. Apenas no Nordeste esta variável estava significativamente relacionada às chances de desemprego, reduzindo as chances em 5,51%, evidenciando uma possível tendência, em famílias maiores, de obtenção de trabalho entre os jovens.

Quanto à análise da razão de risco relativo, percebe-se a importância da maior renda familiar nas chances de emprego dos jovens pesquisados, majorando, em ambas as regiões, em mais de 40%, as chances de transitar à categoria ativo e empregado e, adicionalmente, reduzindo as chances de desemprego. Assim, depreende-se o que pode caracterizar-se como um ciclo vicioso no que tange à variável renda, uma vez que maiores rendimentos familiares estariam relacionados à maiores chances de obtenção de emprego, nas duas regiões analisadas.

4.3. Análise dos Efeitos Marginais

Adicionalmente à análise das razões de risco relativo (RRR), foram obtidos, para as regiões Nordeste e Sudeste, os efeitos marginais de cada variável, em seus respectivos pontos médios, para cada uma das 3 equações, em cada região considerada: inativo, ativo e empregado e ativo e desempregado. Conforme pode ser notado pela análise da Tabela 4, a maioria dos coeficientes exibiu significância estatística.

Tabela 4 – Efeitos Marginais para as Equações de Inatividade, Emprego e Desemprego, jovens entre 15 e 24 anos – Nordeste e Sudeste brasileiros, 2012

NORDESTE						
Variáveis	Inativo		Ativo e Empregado		Ativo e Desempregado	
	Efeito Marginal	Erro-Padrão	Efeito Marginal	Erro-Padrão	Efeito Marginal	Erro-Padrão
Gênero	-0,1620***	0,0121	0,1675***	0,0125	-0,0055	0,0053
Cor	0,0306***	0,0098	-0,0181*	0,0106	-0,0125**	0,0051
Filho	0,3303***	0,0169	-0,3916***	0,0164	0,0613***	0,0090
Cônjuge	0,2292***	0,0195	-0,2554***	0,0196	0,0261**	0,0125
Outro	0,3399***	0,0212	-0,3805***	0,0191	0,0406***	0,0140
S. censitária	-0,0357***	0,0124	-0,0177	0,0138	0,0535***	0,0064
Filhos	0,1391***	0,0203	-0,1678***	0,0216	0,0287***	0,0106
Experiência	-0,1533***	0,0433	0,1650***	0,0427	-0,0117	0,0148
Escolaridade	-0,0170***	0,0021	0,0099***	0,0024	0,0071***	0,0011
Esco. x Expe.	-0,0118**	0,0049	0,0144***	0,0047	-0,0026*	0,0015
Com. família	-0,0106***	0,0027	0,0182***	0,0029	-0,0077***	0,0016
Renda	-0,0647***	0,0059	0,0953***	0,0067	-0,0306***	0,0025
SUDESTE						
Variáveis	Inativo		Ativo e Empregado		Ativo e Desempregado	
	Efeito Marginal	Erro-Padrão	Efeito Marginal	Erro-Padrão	Efeito Marginal	Erro-Padrão
Gênero	-0,0750***	0,0076	0,0986***	0,0099	-0,0236***	.0063
Cor	0,0511***	0,0074	-0,0498***	0,0091	-0,0013	.0056
Filho	0,2387***	0,0154	-0,3106***	0,0163	0,0719***	.0090

Cônjuge	0,2503***	0,0294	-0,2734***	0,0290	0,0231	.0154
Outro	0,2957***	0,0292	-0,3139***	0,0293	0,0183	.0154
S. censitária	0,0080	0,0131	-0,0528***	0,0164	0,0447***	.0092
Filhos	0,0580***	0,0188	-0,0696***	0,0215	0,0116	.0121
Experiência	-0,4208***	0,0639	0,4369***	0,0662	-0,0161	.0309
Escolaridade	-0,0231***	0,0021	0,0213***	0,0026	0,0018	.0014
Esco. x Expe.	0,0097*	0,0056	-0,0059	0,0059	-0,0038	.0028
Com. família	-0,0169***	0,0024	0,0217***	0,0031	-0,0049**	.0020
Renda	-0,0536***	0,0052	0,0902***	0,0065	-0,0366***	.0029

Fonte: Resultados da pesquisa.

* Significativo a 10%, ** Significativo a 5% e *** Significativo a 1%.

Os efeitos evidenciaram que, para o Nordeste, caso o jovem fosse do gênero masculino, tudo mais considerado constante, isto atuaria no sentido de diminuir a probabilidade de pertencer à categoria inativo em 16,2 pontos percentuais (p.p.), aumentando a probabilidade de estar ativo e empregado em 16,75 p.p.. Comportamento semelhante desta variável foi notado para o Sudeste, apesar da menor magnitude do efeito marginal. Nesta região, ser homem reduzia a inatividade em 7,5 p.p., ao passo em que elevava as chances de empregabilidade em 9,86 p.p. Estas implicações demonstram desvantagem relativa ao gênero feminino no preenchimento das vagas existentes no mercado de trabalho, sobretudo no Nordeste, corroborando o estudo de Silva e Kassouf (2002), que evidenciaram maior acesso ao mercado de trabalho por parte dos jovens do sexo masculino. Esta realidade fica mais visível em análise realizada pela OIT, constatando que 72% dos 22 milhões de jovens que não estudavam nem trabalhavam na América Latina eram mulheres (OIT, 2007b). Essa dupla “inatividade” pode estar relacionada a três fatores básicos: a maternidade precoce, que ainda é um fenômeno bastante frequente entre as jovens de baixa renda; os estereótipos de gênero, que atribuem às mulheres a responsabilidade principal (quando não exclusiva), pelas tarefas domésticas e pela função de cuidado (COSTANZI, 2009). Entretanto, deve-se salientar que, a despeito do resultado encontrado em OIT (2007a), as mulheres brasileiras possuem, em geral, número médio de anos de estudo maior do que os homens, podendo este também ser uma razão para a maior inatividade feminina, que permaneceria por mais tempo apenas estudando¹².

A cor dos jovens influencia da seguinte forma suas chances concernentes ao mercado de trabalho: no Nordeste, região com grande concentração de não brancos, sendo preto, pardo, amarelo ou indígena, *ceteris paribus*, o jovem tem sua chance de ser inativo aumentada em 3,06 p.p., ao passo que diminui sua chance de estar ativo e empregado (1,81 p.p.) e de estar ativo e desempregado (1,25 p.p.). Estes efeitos são um pouco mais acentuados para o Sudeste, onde é quase idêntico o número de brancos e não brancos: relativamente aos brancos, os jovens não brancos enfrentavam aumento de 5,11 p.p. na perspectiva de inatividade e diminuição, em 4,98 p.p., na possibilidade de obter emprego. Tais resultados demonstram certa discriminação aos jovens não brancos por parte dos agentes demandantes de mão-de-obra, mormente no Sudeste. Estas implicações estão de acordo com as encontradas por Silva e Kassouf (2002), que as atribuíram à existência de posturas preconceituosas no mercado de trabalho com relação ao preenchimento das vagas existentes. Além disso, também podem ser explicados pela escolaridade dos jovens negros, em geral, menor e de pior qualidade, quando comparada a dos brancos (CASTRO; AQUINO, 2008). Neste sentido, Heringer (2002) sugere que as piores e menos numerosas oportunidades de emprego estão à disposição dos negros. Confirmam tal análise os resultados de Campante, Crespo e Leite (2004), que mostraram

¹² Entre os jovens de 20 a 24 anos, as mulheres possuíam, em média, 9,4 anos de estudo, ante 8,8 anos dos homens (COSTANZI, 2009).

serem tanto as oportunidades de emprego, quanto os salários, menores para pessoas da cor negra.

Com relação às variáveis binárias referentes à posição dos jovens na família, em relação à categoria tomada como base (chefe), os resultados sugeriram que, para o Nordeste, a probabilidade de que pertençam à categoria inativo tornou-se maior enquanto assumiam o papel de filho (33,03 p.p.), cônjuge (22,92 p.p.) ou outro (33,99 p.p.), também atuando no sentido de aumentar as chances de estarem ativos e desempregados em detrimento de estarem ativos e empregados. Comportamento similar foi observado para a região Sudeste, onde ser filho, cônjuge ou outro ampliaram a chance de inatividade em 23,87 p.p., 25,03 p.p. e 29,57 p.p., respectivamente, reduzindo a probabilidade de obterem emprego. Neste sentido, os chefes das famílias parecem beneficiarem-se, perante os demais membros da família, tendo em vista a maior empregabilidade. 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, 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. Ademais, quando na chefia da família figuram os homens, a cônjuge do sexo feminino contribui assumindo a responsabilidade pelo trabalho reprodutivo e de cuidado na esfera doméstica, o que atua no sentido de reduzir suas chances de emprego (COSTANZI, 2009).

Tendo em vista o local onde o jovem reside (meio urbano ou meio rural), em ambas as regiões, morar na zona urbana diminui as chances dos jovens estarem ativos e desempregados, aumentando, no Sudeste (que possui alta taxa de urbanização), a possibilidade de estarem ativos e empregados em 5,28 p.p.. Os efeitos marginais ainda demonstraram que os jovens do Nordeste que habitam o meio rural tem reduzida a probabilidade de serem inativos em 3,57 p.p.. Tal resultado corrobora aquele obtido por Mendonça *et al.* (2012), quando da análise apenas de mulheres jovens do Nordeste brasileiro. Deve-se salientar que, no meio rural, dadas as condições de recrutamento para o trabalho, geralmente, os jovens tornam-se ativos mais cedo¹³.

Possuir filhos, no Sudeste, fez com que a inatividade aumentasse em 5,8 p.p., ao passo que reduziu a empregabilidade (6,96 p.p.). No Nordeste, esta característica atuou mais fortemente na direção de elevar em 13,91 p.p. e 2,87 p.p. as probabilidades dos jovens estarem inativos e ativos e desempregados, respectivamente, diminuindo, em contrapartida, a probabilidade de estarem ativos e empregados em 16,78 p.p.. Os resultados demonstram ser imperiosa a ampliação, sobretudo no Nordeste, do acesso das mães e pais à proteção, à maternidade e às creches, e a outros equipamentos de apoio ao cuidado infantil. São ações necessárias uma vez que percebe-se a presença de filhos como limitante à entrada no mercado de trabalho, especialmente, acredita-se, no caso de jovens do sexo feminino, confirmando o que foi demonstrado por Mendonça *et al.* (2012) e Pochmann (2007) que, de modo geral, evidenciaram ser a presença de filhos um fator mitigador da empregabilidade dos jovens. Tal constatação, portanto, legitima o pleito por melhor articulação das políticas educacionais, de emprego e de qualificação com as políticas de saúde reprodutiva e de conciliação entre trabalho e família (OIT, 2007a).

A variável experiência, considerada uma das mais importantes pela literatura como determinante para a inserção no mercado de trabalho, teve efeitos marginais indicando que um incremento na experiência dos jovens eleva a chance de estarem na categoria ativo e empregado, notadamente no concorrido mercado da região Sudeste, onde um ano a mais de

¹³ Adicionalmente, 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 gênero, enquanto 23,4% dos jovens trabalhavam no campo, este número decrescia para 11,2%, no caso das mulheres.

experiência do jovem foi capaz de majorar a chance de estar ativo e empregado em 43,69 pontos percentuais, ao passo que reduz as chances de inatividade em 42,08 p.p., resultados que, segundo também comprova Mendonça *et al.* (2012), confirmam a importância desta variável como determinante para o acesso ao mercado de trabalho. No Nordeste, apesar da menor magnitude dos efeitos, a variável experiência também reduz a inatividade (em 15,33 p.p.), elevando a empregabilidade (16,5 p.p.). De acordo com Silva e Kassouf (2002), dado que é natural que jovens possuam pouca experiência profissional, aqueles que tenham alguma vivência no mercado estão em vantagem em relação aos demais. Porém, em consonância com relatório da OIT (COSTANZI, 2009), o fato deste resultado indicar o aumento da demanda por experiência profissional no mercado de trabalho, acabaria, em última instância, por prejudicar os mais jovens. Todavia, 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 os jovens, que possuem, como já demonstrado, maior escolaridade que os adultos. Mas é imprescindível 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. 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.

A escolaridade, outra variável relevante para determinar o acesso ao mercado de trabalho, atuou de forma semelhante à experiência nas três categorias analisadas. No Nordeste, um ano a mais de escolaridade atuou no sentido de diminuir em 1,71 p.p. a probabilidade do jovem estar inativo, elevando em 0,9 p.p. a chance de que seja ativo e empregado e em 0,7 p.p. a possibilidade de ser ativo e desempregado.

No Sudeste, os efeitos marginais para a escolaridade não se apresentam tão elevados quanto aqueles apresentados pela variável experiência. Um ano a mais de escolaridade minimizou em 2,31 p.p. a chance de inatividade, elevando em 2,13 p.p. a empregabilidade, indicando efeitos novamente superiores aos do Nordeste. 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).

Outrossim, no Brasil, há uma desigualdade educacional considerável entre os jovens que estão na área rural e aqueles da zona urbana¹⁴, além de expressiva inferioridade, em termos de anos de estudo, da população não branca¹⁵, fato que se busca, mais recentemente, reverter por meio de políticas sociais de afirmação das populações mais vulneráveis. Porém, quando se deseja inferir acerca das razões mais apropriadas para esclarecer a baixa magnitude da influência da educação na empregabilidade, talvez deva-se considerar aquelas pertinentes à qualidade e 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 estão no ensino fundamental, quando deveriam estar no ensino médio, e cerca de 18% estão fora da escola (CASTRO; AQUINO, 2008).

¹⁴ 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.

¹⁵ 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, estas cifras elevavam-se, respectivamente, para 16,2% e 39,7% (COSTANZI, 2009).

As variáveis experiência e escolaridade, que representam o estoque de capital humano adquirido pelo jovem, possuem relação direta entre seu aumento e a produtividade e, conseqüentemente, a elevação da empregabilidade (SILVA; KASSOUF, 2002). Com relação a estas variáveis, percebeu-se, para o ano em análise, e considerando os jovens brasileiros na faixa etária de 15 a 24 anos, que o mercado de trabalho valoriza mais a experiência dos jovens do que a escolaridade. Pode-se compreender este 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 (15 a 19 anos), o que é positivo e, possivelmente, está relacionado ao aumento da escolaridade e à redução do trabalho infantil. Por outro lado, ela aumenta entre os 20 e os 24 anos (COSTANZI, 2009). Alguns estudos, como o de Silva (2001), destacam, ainda, 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 aos jovens, principalmente para a obtenção do primeiro emprego.

O número de componentes na família, atuou para elevar a probabilidade de emprego (2,13 p.p., no Nordeste, e 2,17 p.p., no Sudeste), reduzindo as chances de inatividade e desemprego, manifestando o conceito de que os jovens, muitas vezes, precisam trabalhar para auxiliar no sustento de suas famílias, sobretudo a mais numerosas, conforme argumentam Lima (2008) e Mendonça *et al.* (2012).

Em ambas as regiões analisadas, os efeitos marginais da variável renda atuaram no sentido de reduzir as probabilidades de inatividade e desemprego, elevando a possibilidade de empregabilidade dos jovens avaliados, tudo mais considerado constante, em magnitudes similares, apesar do diferencial de renda observado entre o Nordeste e o Sudeste. Tais resultados são contrários à crença mais comum de que famílias com uma renda *per capita* maior podem proporcionar melhores condições para que seus filhos se preparem para o mercado de trabalho, possibilitando que dediquem-se aos estudos, elevando, num primeiro momento, a inatividade e diminuindo as probabilidades de que haja busca por colocação no mercado de trabalho. Porém, Scorzafave e Menezes-Filho (2001) demonstraram que, em famílias mais abastadas, há possibilidade de contratação de babás e pagamento de creches, liberando jovens mulheres para o trabalho. Ademais, a rede de contatos proporcionada aos jovens de famílias mais ricas poderia facilitar sua entrada no mercado de trabalho.

É válido salientar que, apesar de constituírem análises distintas, as razões de risco relativo e os efeitos marginais indicaram uma direção semelhante, nas regiões Nordeste e Sudeste, com relação ao comportamento das variáveis consideradas como determinantes para a situação ocupacional dos jovens brasileiros, no período examinado.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Abordou-se, neste trabalho, como certos fatores influenciaram a empregabilidade de jovens, de 15 a 24 anos, nas regiões Nordeste e Sudeste do Brasil. Por meio das apreciações feitas, tanto considerando os resultados das razões de risco relativo, quanto dos efeitos marginais, constatou-se que, apesar da grande heterogeneidade que abrange o Nordeste e o Sudeste, evidenciada pela análise descritiva das variáveis abordadas, ambas as regiões brasileiras apresentaram comportamentos semelhantes com relação ao sentido dos efeitos destes determinantes sobre a inatividade, a empregabilidade e o desemprego dos jovens.

Com efeito, ressaltou-se a escolaridade e a experiência profissional como fatores que influenciam positivamente o emprego, com impactos de maior magnitude no Sudeste. No sentido oposto, com efeitos negativos na probabilidade de estar empregado, sobressaem-se características como ser do gênero feminino, não-branco e possuir filhos, que exibiram maior proeminência na região Nordeste. Deste modo, nota-se a importância do capital humano na

região economicamente mais dinâmica do país, cujo mercado de trabalho prioriza a formação dos jovens como requisito para sua contratação, ao passo em que se percebe, no Nordeste, um marcante alijamento das mulheres, sobretudo mães, e dos não brancos das oportunidades de emprego, refletindo, muito provavelmente, a ausência mais acentuada nesta região do país de mecanismos efetivos para mitigação de desigualdades de gênero e raciais, entre outras.

Com base neste 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 mostra-se uma alternativa valiosa na busca pela redução do desemprego juvenil. Ainda neste 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 atribulações, observadas sobremaneira no Nordeste, ocasionadas pela presença de filhos, na inserção de jovens, prioritariamente mulheres, no mercado de trabalho.

Fundamentando-se nestes 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 estudo não visou esgotar os fatores que influenciam a entrada dos jovens do mercado de trabalho, não refletindo a realidade brasileira como um todo. Deste modo, ficam subentendidas sugestões relativas a futuras investigações que possam avançar no que diz respeito ao estudo destes determinantes.

REFERÊNCIAS

BARROS, R.; CAMARGO, J. M.; MENDONÇA, R. **Estrutura do Desemprego no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 1997 (Texto para Discussão, 478).

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**, v. 23, n. 2, p. 301-315, 2006.

BRASIL. Lei n. 11.274, de 6 de Fevereiro de 2006. **Diário Oficial (da República Federativa do Brasil)**, Brasília, DF, 7 fev. 2006.

BRASIL, Decreto n. 7.655, de 23 de Dezembro de 2011. **Diário Oficial (da República Federativa do Brasil)**, Brasília, 26 dez. 2011.

CAMARGO, J. M.; REIS, M. C. Desemprego: o custo da desinformação. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 3, p. 381-5425, 2005.

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.

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.; 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.
- 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.
- 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. **Sinopse do Censo Demográfico 2010**. Disponível em: <http://www.censo2010.ibge.gov.br/sinopse/index.php?dados=8>. Acesso em: 14 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**. 1999. 110 f. Tese (Livre Docência) – DEAS-ESALQ-USP, Piracicaba, 1999.
- 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. R. F. **Efeitos da Pluriatividade e Rendas Não Agrícolas Sobre a Pobreza e a Desigualdade Rural na Região Nordeste**. 2008. 157 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2008.
- 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**. Porto Alegre. [S.l.], 2008.
- OIT – Organização Internacional do Trabalho. **Trabalho decente e juventude: América Latina: [resumo executivo]**. Brasília, DF, 2007a.
- _____. **Trabajo decente y juventud: relatório regional**. Lima, 2007b.
- PNAD. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro: IBGE, 2012.
- POCHMANN, M. **Situação do jovem no mercado de trabalho no Brasil: um balanço dos últimos 10 anos**. São Paulo. Fev. 2007.
- POWERS, D. A.; XIE, Y. **Statistical Methods for Categorical Data Analysis**. San Diego:

Academic, 2000. 305 p.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. A. Participação Feminina no Mercado de Trabalho Brasileiro: evolução e determinantes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 3, p. 441-478, 2001.

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.

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.