

# Determinantes da Inserção de Mulheres Jovens no Mercado de Trabalho Nordestino

## RESUMO

---

Constata que as transformações ocorridas a partir da década de 1980 contribuíram para a redução na oferta de empregos e para o aumento dos níveis de exigências com os trabalhadores. Nesse cenário, os jovens e as mulheres foram os mais afetados. Tem por objetivo identificar e analisar os determinantes da inserção de mulheres jovens, entre 15 e 24 anos, no mercado de trabalho nordestino. Para isso, utiliza a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) referente ao ano de 2009 e procede à estimação de um modelo multinomial *logit*, considerando-se três possíveis categorias em que as jovens poderiam se enquadrar: inativa, ativa e empregada e ativa e desempregada. Os resultados indicam que os fatores mais relevantes na inserção das jovens na categoria ativa e empregada foram experiência, escolaridade, renda e existência de filho.

## PALAVRAS-CHAVE

---

Mercado de Trabalho. Desemprego. Jovens.

### Talles Girardi de Mendonça

- Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV)/ Minas Gerais.

### João Eustáquio de Lima

- Professor Titular do Departamento de Economia Rural da UFV.

### João Ricardo Ferreira de Lima

- D.Sc. em Economia Aplicada - UFV;
- Pesquisador A da Embrapa Semiárido;
- Professor do Programa de Pós Graduação em Desenvolvimento Regional – Universidade Federal do Tocantins (UFT);
- Professor visitante na Faculdade de Ciências Aplicadas e Sociais de Petrolina (Facape) – Petrolina/PE.

### Viviani Silva Lírio

- Professor Adjunto III do Departamento de Economia Rural da UFV.

### Vanessa da Fonseca Pereira

- Doutoranda em Economia Aplicada pela UFV.

## 1 – INTRODUÇÃO

No fim do século XX, profundas transformações marcaram a evolução da economia mundial, sobretudo nas décadas de 1980 e 1990. Substanciais avanços tecnológicos, novas formas de gerenciamento e organização da base produtiva, sobretudo a industrial, foram acompanhados por elevações substanciais nos níveis de produtividade e pelo crescimento das taxas de desemprego em diferentes nações. Essa configuração evolutiva do sistema ocorreu, inicialmente, nos países ditos desenvolvidos.

Entretanto, com o avanço continuado do processo de globalização e com a consequente busca pelo aumento da competitividade, as empresas passaram a implantar novas técnicas de produção, possibilitadas pelo avanço tecnológico e sua difusão, e novas formas de organização da produção, no intuito de elevarem seus níveis de produtividade, sobretudo durante a década de 1990.

Esta busca constante por elevados níveis de produtividade gerou pressões importantes e mesmo perversas sobre o mercado de trabalho. Missio; Vieira e Iahn (2008) destacaram que o processo de busca continuada pelo aumento da produtividade marginal do trabalho tem como corolário a diminuição da oferta de empregos e a ampliação da base de exigências qualitativas do trabalhador – eles devem estar mais escolarizados, participativos e polivalentes, para que estejam aptos a ocupar as novas funções que vão surgindo com a mudança da base tecnológica do sistema produtivo.

A exemplo de outros países emergentes, o Brasil também vivenciou este processo na década de 1990. Além das modificações estruturais na base concorrencial, o país passou por intensas modificações em suas políticas macroeconômicas, com o intuito de promover a estabilização da economia, o que propiciou elevação substancial nas taxas de desemprego.

Esse cenário motivou a realização de vários estudos sobre o mercado de trabalho, entre os quais merecem destaque os de Silva e Kassouf (2002); Bastos (2006); Pochmann (2008); Flori (2008), entre outros.

Vale ressaltar que, na literatura disponível sobre o mercado de trabalho, destaca-se a forma diferenciada como as transformações recentes desse mercado afetam diferentes segmentos da sociedade. Em geral, o desemprego tem afetado, de forma significativa, os jovens e as mulheres.

No caso dos jovens, o elevado desemprego, em geral, é atribuído à dificuldade em obter o primeiro emprego ou, ainda, à inadequação do sistema educacional às atuais exigências do mercado de trabalho. (FLORI, 2008). Pode-se destacar também a preferência dos empresários por trabalhadores mais velhos e, portanto, mais experientes e com hábitos de trabalho mais consolidados, o que dificultaria ainda mais a inserção de jovens no mercado de trabalho, sobretudo com relação à obtenção do primeiro emprego. (SILVA, 2001). Existe ainda um grupo de pesquisadores, a exemplo de Leighton e Mincer (1979); Clark e Summers (1982) e Fisher (2001), que apontaram a rotatividade como a principal causa do desemprego entre jovens.

De fato, as informações disponíveis sobre a inserção de jovens no mercado, quando comparadas com as referentes a outras faixas etárias, deixam claras as dificuldades enfrentadas por esse segmento da força de trabalho.

Em estudo realizado para o mercado de trabalho juvenil, Pochmann (2008) destacou que o desemprego de jovens, entre 15 e 24 anos, aumentou muito mais do que nas outras faixas etárias. O autor, baseado em dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (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%).

Ainda segundo o autor supracitado, baseado na mesma fonte de informação, a situação é pior para jovens do sexo feminino. Nesse grupo, a taxa de desemprego passou de 14,1% para 25%, em 10 anos (aumento de 77,4%), enquanto, para jovens do sexo masculino, a variação foi de 9,7% para 15,3% (aumento de 57,8%). Uma das principais causas do desemprego entre as mulheres, citada pelo autor, é a gravidez precoce.

Essas informações corroboram as conclusões elencadas em relatório recente, elaborado pela Organização Internacional do Trabalho (OIT), sobre a situação do emprego em nível global, no ano de 2007. Segundo a Organização, os jovens têm dificuldade em arrumar emprego e as mulheres não têm tantas oportunidades quanto os homens. (OIT, 2008b).

Ademais, a organização prevê elevado crescimento da população juvenil, no período de 2003 a 2015, na Ásia Meridional, Sudooriental, América Latina e Caribe, e destaca que esse contexto contrasta com a falta de oportunidade para jovens no mercado de trabalho e com políticas de combate à inflação que desaceleram a atividade econômica e provocam a diminuição de postos de trabalho. (OIT, 2008a). Estas conclusões permitem inferir que o problema do desemprego entre jovens deverá agravar-se nos próximos anos.

Dadas essas considerações, o estudo dos fatores determinantes da inserção dos jovens no mercado de trabalho é de grande relevância, uma vez que auxilia na elaboração de políticas de geração de emprego que tenham um enfoque mais adequado para integrá-los ao mercado de trabalho. Considerando-se estes aspectos, este trabalho pretende identificar e analisar os fatores determinantes da inserção de mulheres jovens, com idade entre 15 e 24 anos, no mercado de trabalho da região Nordeste, no ano de 2009. Para isso, foram utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) referente àquele ano.

A opção pelo Nordeste deve-se às peculiaridades dessa região em relação ao restante do país, que, conforme destacado por Lima, R. R. (2008), possui baixa elasticidade emprego-produto, maior vulnerabilidade às variações climáticas, menores níveis de escolarização, rendimento e qualificação, e grandes áreas pouco integradas à economia nacional.

O trabalho está subdividido em quatro outras seções, além desta introdução. A próxima seção trata de uma breve revisão de literatura sobre o tema proposto. Em seguida, na seção 3, são apresentados os procedimentos metodológicos utilizados para o tratamento dos dados, além de algumas considerações sobre as peculiaridades do plano amostral complexo adotado na PNAD. A seção 4 apresenta os resultados e

algumas discussões, seguida da seção 5, que destaca as principais conclusões do trabalho.

## 2 – REVISÃO DE LITERATURA

A literatura sobre o mercado de trabalho disponibiliza vários trabalhos qualitativos e quantitativos que trataram a questão da inserção de mulheres e de jovens neste mercado.

Em abordagem qualitativa, por meio da comparação de dados das PNAD de 1990 e 1995, Wajnman; Queiroz e Liberato (1998) identificaram e analisaram algumas das particularidades das formas de inserção feminina no mercado de trabalho, as quais geraram o maior número de postos de trabalho. Os resultados apontam que as posições conta própria do comércio de mercadorias, domésticas da prestação de serviços e funcionárias públicas das atividades sociais e da administração pública foram os principais segmentos do mercado de trabalho que atuaram na absorção de mulheres desempregadas e empregadas no setor privado formal da economia. Segundo Wajnman; Queiroz e Liberato (1998), as duas primeiras posições foram importantes na absorção de mulheres inativas e desempregadas, ao passo que as duas últimas foram relevantes na absorção de excedentes gerados no mercado formal de trabalho.

Scorzafave e Menezes-Filho (2001) analisaram os fatores determinantes da participação feminina no mercado de trabalho, entre 1982 e 1997. Para isso, estimaram um modelo *probit* e concluíram que os principais determinantes do aumento da participação feminina no mercado de trabalho foram a diminuição da proporção de mulheres menos escolarizadas na força de trabalho, o aumento da qualificação e o aumento na participação de mulheres cônjuges e mais velhas.

Silva e Kassouf (2002) analisaram os determinantes da inserção de jovens no mercado de trabalho brasileiro com base em dados da PNAD, referentes ao ano de 1998. Para isso, os autores procederam à estimação de um modelo *logit* multinomial, considerando-se a possibilidade de os jovens, do sexo masculino e feminino, residentes em áreas urbanas e rurais, estarem inseridos em três categorias, quais sejam: inativo, empregado e desempregado. Os

resultados mostraram que as principais variáveis que determinaram a inserção dos jovens no mercado de trabalho foram escolaridade, experiência e renda.

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 1993 a 2004, na Região Metropolitana de Porto Alegre (RMPA). 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 e destacou que a situação é pior para indivíduos do sexo feminino, dado seu elevado crescimento proporcional ao restante da população, no período considerado.

Em análise semelhante à de Silva e Kassouf (2002), Tomás (2007) analisou 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 1982/1983, 1991/1992, e 2000/2001. Esta autora 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 e período, apresentaram influência significativa na inserção dos jovens no mercado de trabalho.

Seguindo uma visão alternativa de que a principal causa do desemprego entre jovens não se relaciona com o primeiro emprego e nem com a questão do ciclo econômico, Flori (2008) estimou as taxas de desemprego, de entrada no desemprego e de duração média do desemprego entre jovens e concluiu que a principal causa do desemprego entre jovens é a rotatividade, expressa por elevadas taxas de entrada no desemprego.

### 3 – METODOLOGIA

Nesta seção, pretende-se realizar uma breve discussão sobre determinantes da inserção das jovens no mercado de trabalho considerados nesta pesquisa, modelo econométrico estimado e características da amostra utilizada.

#### 3.1 – Fatores Determinantes da Inserção no Mercado de Trabalho

Este estudo considerou que as jovens poderiam enquadrar-se em três categorias ocupacionais, que foram: inativa, ativa e empregada, ativa e desempregada. A categoria ativa e empregada refere-se a pessoas que tinham trabalho durante todo o período de referência considerado na PNAD 2009, ou em parte dele (semana de referência ou período de referência de 365 dias ou de menos de 4 anos). Já a categoria ativa e desempregada refere-se a pessoas sem trabalho e que tomaram alguma providência efetiva de procura de trabalho no período de referência (semana de referência ou período de referência de 365 dias). Quanto à categoria inativa, refere-se a pessoas que não foram classificadas em nenhuma das categorias anteriores.

De acordo com suas características, as jovens enquadrar-se-iam em uma ou em outra categoria, sendo que o objetivo deste estudo é determinar quais características foram as mais relevantes para que as jovens se inserissem no mercado de trabalho, ou seja, pertencessem à categoria ativa e empregada, conforme ressaltado anteriormente. As características analisadas neste estudo, que atuavam na inserção das jovens no mercado, foram selecionadas com base em consulta à literatura sobre o tema.

Para consecução do objetivo proposto, procedeu-se à estimação do modelo econométrico *logit* multinomial. O uso deste modelo, também conhecido como *logit* múltiplo ou multinomial logístico, é adequado ao caso em que a variável de resposta é qualitativa, com  $J$  possíveis categorias. Vale notar que, nesse modelo, não existe vantagem alocativa entre as  $J$  categorias, isto é, não existe ordenação entre as categorias. (POWERS; XIE, 2000).

Considerando-se o modelo *logit* multinomial, as categorias ocupacionais em que as jovens poderiam enquadrar-se foram definidas da seguinte forma: inativa ( $j = 0$ ), ativa e empregada ( $j = 1$ ) e ativa e desempregada ( $j = 2$ ).

A especificação do modelo *logit* multinomial, de acordo com Greene (2003), é dada por:

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

$$j = 0, 1, 2, \dots, J, \quad (1)$$

em que  $Y_i$  é a variável aleatória que indica a escolha feita, neste caso, a categoria ocupacional à qual a jovem pertence;  $P_j$ , probabilidade de o evento  $j$  ocorrer ou a probabilidade de a jovem pertencer à categoria  $j$ ;  $x_i$ , matriz de características das jovens e,  $\beta$ , vetor de parâmetros a ser estimado.

Segundo Greene (2003), as equações assim estimadas proveem um conjunto de probabilidades para as  $j$  escolhas dos indivíduos, de acordo com suas características  $x_i$  observadas. No caso deste estudo, as equações estimadas proveem probabilidades referentes às três categorias ocupacionais nas quais as jovens podem se enquadrar, de acordo com suas características observadas, que foram:

- cor - variável *dummy* que terá valor 1, caso a jovem seja branca e 0, caso contrário;
- filha - variável *dummy* que terá valor 1, caso a jovem assuma a condição de filha na família e 0, caso contrário;
- cônjuge - variável *dummy* que terá valor 1, caso a jovem assuma condição de cônjuge na família e 0, caso contrário;
- outro - variável *dummy* que terá valor 1, caso a jovem pertença a uma das seguintes categorias: outro parente, agregado, pensionista, empregada doméstica ou parente do empregado doméstico; e 0, caso contrário;
- chefe (categoria base) - variável *dummy* que terá valor 1, caso a jovem assuma condição de chefe na família e 0, caso contrário;
- sit\_cen - variável *dummy* que terá valor 1, caso a jovem resida no meio urbano e 0, caso resida no meio rural;
- filho\_n - variável *dummy* que terá valor 1, caso a jovem tenha filho nascido vivo e 0, caso não tenha;
- exp - anos de experiência da jovem no mercado de trabalho;

- esc - anos de estudo da jovem;
- exp2 - anos de experiência ao quadrado;
- esc\_exp - interação das variáveis experiência e escolaridade, variável indicativa de produtividade;
- comp\_fam - número de componentes na família da jovem;
- lnrenda - ln da renda *per capita* da família da jovem;
- sit\_ocup - variável que terá valor 0, caso a jovem pertença à categoria inativa; 1, caso a jovem pertença à categoria ativa e empregada; e 2, caso a jovem pertença à categoria ativa e desempregada.

A especificação do modelo, conforme a equação (1), gera uma indeterminação. Para resolver esse problema, é feita uma normalização, em que uma alternativa é definida como referência. Segundo Greene (2003), uma normalização conveniente é supor  $\beta_0 = 0$ . A partir daí, as probabilidades seriam dadas por:

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

$$j = 0, 1, 2, \dots, J. \quad (2)$$

O modelo, geralmente, é estimado por Máxima Verossimilhança (MV). Entretanto, neste trabalho, foi utilizado o método de Máxima Pseudoverossimilhança (MPV) em função das características do plano amostral complexo da PNAD, mais bem descritas no item subsequente.

Vale salientar que, em modelos de probabilidade, o efeito das variáveis explicativas sobre a variável dependente não representa diretamente as respostas marginais, como em modelos lineares.

Portanto, a análise dos resultados, obtidos por meio de modelos dessa natureza, em geral, é feita com base nos efeitos marginais das variáveis explicativas sobre as probabilidades de o indivíduo se encontrar em uma das categorias definidas.

Os efeitos marginais podem ser obtidos a partir da equação (2). Assim, tem-se:

$$\frac{\partial P_j}{\partial x_i} = P_j \left[ \beta_j - \sum_{k=0}^J P_k \beta_k \right] = P_j \left[ \beta_j - \bar{\beta} \right]. \quad (3)$$

Os efeitos marginais, assim determinados, não necessariamente possuem o mesmo sinal dos coeficientes estimados.

Uma forma alternativa de análise é pela abordagem de *odds-ratio* (razão de chance) ou razão de risco relativo (RRR). A *odds-ratio* pode ser definida pela probabilidade de determinado evento ocorrer em relação a outro. Assim, se  $P_j$  for probabilidade de sucesso (ocorrência do evento) e  $1 - P_j$ , probabilidade de insucesso, a razão de chances a favor de o evento ocorrer será dada pela razão:

$$\frac{P_j}{1 - P_j}. \quad (4)$$

Com a transformação do *logit*,<sup>1</sup> essa expressão é conhecida como antilog do *logit*. Essa interpretação é a mesma 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 *dummy* é dada pela relação de uma categoria com outra.

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

$$RRR = \frac{\text{Pr ob}(Y = j / x + 1)}{\frac{\text{Pr ob}(Y = k / x + 1)}{\frac{\text{Pr ob}(Y = j / x)}{\text{Pr ob}(Y = k / x)}}}. \quad (5)$$

O conceito de *odds ratio* aproxima-se do de risco relativo, sendo que risco pode ser definido pela probabilidade de ocorrência de determinado evento em um intervalo de tempo. (POWERS; XIE, 2000).

Para facilitar sua interpretação, o *odds ratio* pode ser convertido em incremento percentual, que fornece a probabilidade de mudança da categoria base para a categoria analisada em função de variações nas características dos indivíduos, da seguinte forma:

$$(odds - 1) * 100. \quad (6)$$

1 O *logit* é dado pelo logaritmo natural da razão de chances.

### 3.2 – Observações sobre a Amostra e o Método de Estimação Considerando o Plano Amostral

O plano amostral adotado na PNAD é complexo, ou seja, a forma como o processo de seleção da amostra é executado envolve peso amostral, estratificação, conglomeração (em um ou mais níveis) e probabilidades desiguais de seleção. Por esse motivo, os dados obtidos por meio das amostras da PNAD não podem ser tratados como se fossem observações independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.), ou seja, como se tivessem sido gerados por amostras aleatórias simples com reposição (AAS).

Ao ignorar as características inerentes a um plano amostral complexo, problemas que comprometem a inferência analítica podem ocorrer. Isto porque, segundo Leite e Silva (2002), as estimativas pontuais dos parâmetros são influenciadas pela ocorrência de pesos amostrais distintos, enquanto as estimativas de variância (precisão) dos estimadores dos parâmetros do modelo são influenciadas também pelos efeitos de estratificação e conglomeração.

Desse modo, procedimentos adequados de estimação precisam ser adotados para levar em conta os efeitos do plano amostral, de modo que os resultados obtidos sejam consistentes. Uma forma de considerar as características do plano amostral complexo é pela estimação por Máxima Pseudoverossimilhança (MPV). O método utiliza-se de procedimentos de estimação dos parâmetros que levam em consideração os pesos amostrais adequados. De modo semelhante, a variância assintótica dos estimadores de MPV incorpora as características do plano amostral. Uma forma comumente utilizada na operacionalização do cálculo da variância, para o caso da PNAD, é o método de linearização de Taylor.<sup>2</sup>

Uma vez que as estimativas dos parâmetros e das variâncias são afetadas pelo plano amostral, foram criados métodos para avaliar o impacto da incorporação do plano amostral sobre a precisão das estimativas. O primeiro deles foi proposto por Kish (1965 apud LEITE; SILVA, 2002), sendo denominado

2 Para maiores detalhes sobre o método de Máxima Pseudoverossimilhança e linearização de Taylor, consultar Silva; Pessoa e Lila (2002).

Efeito do Plano Amostral (EPA ou *DEFF – Disgn Effect*), cuja expressão é dada por

$$EPA = \frac{Var_{verd}(\hat{\beta})}{Var_{aas}(\hat{\beta})}, \quad (8)$$

em que  $Var_{verd}(\hat{\beta})$  é a variância estimada, incorporando o plano amostral efetivamente utilizado e  $Var_{aas}(\hat{\beta})$ , variância estimada, supondo o plano amostral igual à uma amostra aleatória simples.

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. A interpretação dessa medida segue o critério abaixo:

- Se  $EPA < 1 \rightarrow$  variância sob AAS superestimada;
- Se  $EPA = 1 \rightarrow$  não há diferença entre as estimativas de variância;
- Se  $EPA > 1 \rightarrow$  variância sob AAS subestimada.

Outro método desenvolvido com finalidade semelhante foi proposto por Skinner; Holt e Smith (1989 apud LEITE; SILVA (2002), e foi denominado 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

$$EPA(\hat{\beta}; \nu_0) = \frac{V_{verd}(\hat{\beta})}{E_{verd}(\nu_0)}, \quad (9)$$

em que  $\nu_0 = \hat{V}_{IID}(\hat{\beta})$  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;  $E_{verd}(\nu_0)$  é a esperança do estimador usual, sob o plano amostral efetivamente utilizado.

Essas medidas fornecem um indicativo da importância em considerar as características do plano amostral, uma vez que permitem observar quanto a estimativa da variância dos coeficientes seria subestimada ou superestimada, caso o plano amostral complexo e suas peculiaridades fossem ignorados.

A inclusão do plano amostral permite contornar o problema de subestimação ou superestimação das variâncias dos coeficientes estimados, possibilitando a obtenção de estimativas robustas.

Neste trabalho, procedeu-se à estimação do modelo *logit* multinomial, por meio do método de Máxima Pseudoverossimilhança, e à obtenção das estimativas da variância dos coeficientes por meio do método de Linearização de Taylor. No intuito de destacar a importância em considerar as características do plano amostral, neste trabalho, foram calculadas as medidas *DEFF* e *MEFF*. Todos os procedimentos econométricos foram realizados com uso do *software* Stata 11.1.

### 3.3 – Fonte de Dados

Os dados utilizados na realização deste trabalho são provenientes da Pesquisa Nacional por Amstras de Domicílios (PNAD), realizada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). É uma pesquisa rica em informações, por tratar-se de dados individuais que retratam detalhes da vida socioeconômica dos indivíduos. São coletadas informações sobre rendimento proveniente do trabalho, rendimento não-proveniente do trabalho, região onde vive, raça, escolaridade, experiência, idade, posição dos indivíduos na família, atividade principal que o indivíduo exerce, horas trabalhadas e várias outras.

A amostra utilizada neste trabalho baseou-se na PNAD referente ao ano de 2009 e restringiu-se aos dados coletados para mulheres residentes na região Nordeste do país, com idade entre 15 e 24 anos.

## 4 – RESULTADOS

Nesta seção, apresentam-se, inicialmente, algumas estatísticas descritivas com o objetivo de caracterizar a amostra considerada no trabalho. Em seguida, são mostrados os resultados obtidos por meio da estimação do modelo *logit* multinomial, juntamente com as medidas *MEFF* e *DEFF*, seguidos das razões de risco relativo e dos efeitos marginais.

### 4.1 – Análise dos Determinantes da Inserção das Jovens no Mercado de Trabalho Nordestino

Antes de demonstrar os resultados do *logit* multinomial, apresentam-se as estatísticas descritivas

das variáveis com o erro-padrão obtido por linearização de Taylor. A amostra representativa de mulheres jovens, entre 15 e 24 anos de idade, para a região Nordeste do país, apresentou concentração na categoria inativa, já que 53,58% das jovens entrevistadas encontravam-se nessa situação na época da pesquisa. (Tabela 1). Já a categoria ativa e desempregada representou 11,32% da amostra. Essa análise preliminar demonstra o elevado nível de inatividade na região, para esta faixa etária, bem como o elevado nível de desemprego.

Ao analisar as variáveis binárias que representam o local de moradia, a raça e a posição da jovem na família – chefe, outro, cônjuge e filha –, constata-se que 74,46% das jovens residem no meio urbano, 29,45% se declaram da raça branca, 9,80% das jovens assumem a posição de chefe na família, 55,20% são jovens que assumem a posição de filha na família, 24,86% assumem posição de cônjuge, 10,13% têm outra posição no interior da família. Para a variável *dummy* que indica a existência de filho, a maior parte da população é composta por jovens sem filhos (72,39%).

Outros pontos a serem destacados são o nível de escolaridade e a experiência das jovens. (Tabela 2). O baixo valor médio encontrado para a variável experiência (3,24 anos) pode ser resultante do elevado nível de inatividade. A média de escolaridade é superior a 9 anos. Vale destacar que a média da renda *per capita* familiar apresentou o valor de R\$ 390,81, o que demonstra o baixo nível de renda na região, se comparado ao valor do salário mínimo nacional (R\$465,00 em set./2009). Com relação ao número de componentes da família, a Tabela 2 mostra que as famílias não são numerosas, estando em torno de quatro membros.

A interpretação e a discussão dos resultados do modelo *logit* multinomial foram baseadas na razão relativa de risco (RRR) e nos efeitos marginais obtidos para cada variável selecionada. A opção por apresentar os resultados desta forma deve-se, conforme ressaltado anteriormente, ao fato de os coeficientes estimados por meio do modelo *logit* multinomial não representarem diretamente

**Tabela 1 – Proporção das Variáveis Categóricas Explicativas Utilizadas. Nordeste, Jovens entre 15 e 24 Anos – 2009**

Variável	Proporção	Erro-padrão por Linearização de Taylor	Intervalo de Confiança (95%)	
Ocupação				
Inativa	0,5358	0,0064	0,5232	0,5484
Ativa e Empreg.	0,3510	0,0058	0,3396	0,3623
Ativa e Desempreg.	0,1132	0,0038	0,1057	0,1207
Sit. Censitária				
Urbano	0,7446	0,0122	0,7206	0,7685
Raça				
Branco	0,2945	0,0072	0,2804	0,3086
Filha				
Sim	0,5520	0,0058	0,5406	0,5635
Conjuge				
Sim	0,2486	0,0054	0,2381	0,2591
Outro				
Sim	0,1013	0,0036	0,0942	0,1084
Chefe				
Sim	0,0980	0,0034	0,0914	0,1047
Filho_Nasc.				
Possui	0,2761	0,0050	0,2662	0,2860

Fonte: Elaboração Própria dos Autores a partir de Dados da PNAD 2009.

**Tabela 2 – Médias e Desvios-padrão das Variáveis Explicativas Utilizadas. Nordeste, Jovens entre 15 e 24 anos – 2009**

Variável	Média	Erro-padrão por Linearização de Taylor	Intervalo de Confiança (95%)	
Experiência	3,2396	0,0551	3,1316	3,3476
Escolaridade	9,3372	0,0560	9,2274	9,4470
Número de Componentes Família	3,9805	0,0254	3,9308	4,0303
Renda <i>per Capita</i>	390,8102	8,1569	374,8084	406,8120

Fonte: Elaboração Própria dos Autores a partir de Dados da PNAD 2009.

as respostas marginais da variável dependente, as quais são resultantes de variações nas variáveis explicativas, como em modelos lineares. São também apresentadas as estimativas dos efeitos do uso do plano amostral (EPA) ampliado (MEFF).

A maior parte dos coeficientes estimados apresentou significância estatística. Para a categoria ativa e empregada, apenas o coeficiente de número de

componente da família não se apresentou significativo. Para a categoria ativa e desempregada, apenas três coeficientes não foram estatisticamente significativos. (Tabela 3). 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 55,86.

**Tabela 3 – Estimativas da Razão Relativa de Risco para as Equações de Emprego e Desemprego e do Efeito do Plano Amostral**

	RRR	Erro-padrão por Linearização	Signif.	Intervalo de Confiança		MEFF
<b>Ativa e empregada</b>						
raça	0,8285	0,0426	0,0000	0,7490	0,9164	1,1079
outro	0,5490	0,0757	0,0000	0,4189	0,7196	1,3985
filha	0,4530	0,0563	0,0000	0,3550	0,5780	1,3949
sit. censit.	0,8219	0,0625	0,0100	0,7080	0,9542	1,8586
cônjuge	0,6309	0,0658	0,0000	0,5141	0,7742	1,5766
Filho_nasc	0,5971	0,0477	0,0000	0,5106	0,6984	1,1580
escolaridade	1,4730	0,0284	0,0000	1,4183	1,5298	1,3627
núm. comp. fam.	1,0275	0,0208	0,1790	0,9876	1,0691	1,4967
Exper	1,8404	0,1136	0,0000	1,6305	2,0774	1,2758
Exper2	0,9767	0,0031	0,0000	0,9707	0,9827	1,1315
escXexp	0,9808	0,0042	0,0000	0,9727	0,9891	1,2976
lnrenda	1,1198	0,0307	0,0000	1,0612	1,1817	2,1702
<b>Ativa e Desempregada</b>						
raça	0,7233	0,0536	0,0000	0,6255	0,8364	1,1387
outro	0,7870	0,1373	0,1700	0,5589	1,1080	1,2668
filha	0,6768	0,1127	0,0190	0,4882	0,9382	1,4221
sit. censit.	2,2922	0,2962	0,0000	1,7788	2,9536	1,6770
cônjuge	0,5283	0,0726	0,0000	0,4035	0,6917	1,4638
filho_nasc	0,8748	0,0896	0,1920	0,7155	1,0696	0,9954
escolaridade	1,4420	0,0347	0,0000	1,3755	1,5117	1,2256
núm. comp. fam.	0,9965	0,0252	0,8910	0,9483	1,0473	1,2555
Exper	1,8272	0,1510	0,0000	1,5538	2,1487	1,1102
Exper2	0,9738	0,0043	0,0000	0,9653	0,9823	1,0341
escXexp	0,9769	0,0055	0,0000	0,9661	0,9878	1,1379
lnrenda	0,9448	0,0110	0,0000	0,9236	0,9666	1,0598

Fonte: Resultados da Pesquisa. Categoria base: inativo.

A estimação das razões relativas de risco permite verificar as chances que as jovens possuem de transitar da categoria inativa (categoria base) para as duas outras categorias, em razão de variações em suas características (variáveis explicativas). Tomando-se como exemplo a variável raça, verifica-se que, se a jovem for branca, ela terá 17,15% a menos de chances de transitar da categoria inativa para a categoria ativa e empregada, e a chance em favor de ser ativa e desempregada se reduz em 27,67%, considerando tudo mais constante.

Observando-se a razão relativa de risco e as variações nas chances para as *dummies* que representam a posição da jovem na família – chefe (categoria base), filha, cônjuge e outro –, constata-se que a jovem que assume as posições filha, cônjuge e outro, reduz suas chances em transitar da categoria inativa para ativa e empregada em 54,70%, 36,91% e 45,10%, respectivamente, quando comparadas com a categoria considerada como base. Do mesmo modo, o fato de a mulher ter filho reduz suas chances em sair da inatividade para a situação de ativa e com emprego em 40,29%.

Conforme esperado, aumentos nas variáveis experiência e escolaridade atuaram no sentido de elevar a probabilidade de que a mulher passe da categoria inativa para a de ativa empregada e ativa desempregada. Um ano a mais de experiência elevou

as chances de que a jovem transite da categoria inativa para a ativa e empregada em 84,04% e para a ativa e desempregada em 82,72%. De modo semelhante, um ano a mais de escolaridade atuou no sentido de elevar as chances de transição da categoria inatividade para as demais em 47,30% e 44,20%. Aumento na renda também eleva as chances de a jovem participar do mercado de trabalho e reduziram as chances de desemprego. Chama a atenção o valor da razão relativa de risco para a variável situação censitária. Esta indica que a jovem mulher que reside no meio urbano tem 2,29 vezes mais chances de ser ativa e estar desempregada do que ser inativa comparativamente à residente no meio rural.

As estimativas do efeito do plano amostral indicam que sua correta consideração é fundamental para obtenção de estimativas robustas e não-viciadas. Praticamente, todas as estimativas *MEFF* apresentaram-se superiores a 1, o que indica que as variâncias das estimativas dos coeficientes, caso a amostra complexa fosse considerada como aleatória simples, seriam subestimadas.

Os efeitos marginais de cada variável, em seus respectivos pontos médios, foram obtidos para as equações de inatividade, emprego e desemprego, e se apresentaram estatisticamente significativos em sua maioria, como demonstra a Tabela 4.

**Tabela 4 – Efeitos Marginais para as Equações de Inatividade, Emprego e Desemprego**

Variáveis	Inativa		Ativa e Empregada		Ativa e Desempregada	
	Efeito Marginal	Signif.	Efeito Marginal	Signif.	Efeito Marginal	Signif.
raça	0,0552	0,0000	-0,0298	0,0080	-0,0253	0,0000
outro	0,1282	0,0000	-0,1295	0,0000	0,0013	0,9350
filha	0,1738	0,0000	-0,1678	0,0000	-0,0060	0,6920
sit. censit.	-0,0126	0,4860	-0,0819	0,0000	0,0944	0,0000
cônjuge	0,1257	0,0000	-0,0797	0,0010	-0,0460	0,0010
filho_nasc	0,1059	0,0000	-0,1145	0,0000	0,0086	0,3720
escolaridade	-0,0791	0,0000	0,0631	0,0000	0,0159	0,0000
núm. comp. fam.	-0,0049	0,2570	0,0065	0,1640	-0,0015	0,5560
experiência	-0,0653	0,0000	0,0553	0,0000	0,0100	0,0000
lnrenda	-0,0181	0,0010	0,0289	0,0000	-0,0108	0,0000

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Os resultados mostraram que, se a jovem não for da raça branca, considerando tudo mais constante, isto atua no sentido de elevar a probabilidade de que ela pertença à categoria inativa (0,055 pontos percentuais) e de reduzir a probabilidade de que ela pertença à categoria ativa empregada (-0,030) ou desempregada (-0,025). Estes resultados sugerem a existência de discriminação racial no mercado de trabalho nordestino contra mulheres que não sejam brancas. Este resultado está de acordo com o encontrado por Silva e Kassouf (2002), que o atribuíram à existência de discriminação racial no mercado de trabalho no preenchimento das vagas existentes. Campante e Summers (2004) também verificaram a existência de discriminação racial tanto dentro do mercado de trabalho, refletida por meio de diferenciais de salário, quanto em termos de inserção neste mercado, refletida pela maior dificuldade que pessoas da raça negra possuem para encontrar emprego. A discriminação racial também foi abordada por Heringer (2002). Segundo Heringer (2002), menores e piores oportunidades de emprego estão à disposição de pessoas da raça negra.

Os coeficientes das variáveis *dummies*, utilizadas para analisar o efeito da posição da jovem na família, indicaram que a probabilidade de que ela pertença à categoria inativa foi maior quando ela assumiu o papel de outro (0,128), filha (0,1738) ou cônjuge (0,1257), em relação à categoria considerada como base.

Os efeitos marginais estimados para a variável que representa o meio em que a jovem reside – urbano ou rural – mostraram que, se a jovem passa a residir no meio rural, reduz a probabilidade de que seja inativa (-0,013) e ativa-empregada (-0,082), aumentando a probabilidade de que ela seja ativa-desempregada em 0,094 pontos percentuais. Uma justificativa para o comportamento do efeito marginal dessa variável é que os jovens que residem no meio rural, em geral, começam a trabalhar mais cedo.

Ao analisar os resultados encontrados para a variável *dummy* se possui filho, constata-se que a existência de filho atuou na elevação da probabilidade de que a mulher pertença à categoria inativa e na redução da probabilidade de que ela esteja empregada. Esse resultado sugere que, conforme destacado por

Pochmann (2008), a presença de filho dificulta o acesso da jovem ao mercado de trabalho.

Com relação à variável experiência, apontada pela literatura disponível como uma das principais determinantes da inserção no mercado de trabalho, os efeitos marginais estimados indicaram que, quanto mais elevado o nível de experiência, maiores as probabilidades de estarem ativas e menores as probabilidades de inatividade. Um ano a mais de experiência, em relação ao valor médio de 3,239 anos, atuou na redução da probabilidade de inatividade da jovem em cerca de 0,065 p.p., no aumento da probabilidade de emprego em 0,055 p.p., resultados que corroboram a importância da experiência para o acesso ao mercado de trabalho.

Outra variável apontada como importante determinante da posição de um indivíduo no mercado de trabalho é a escolaridade. Um ano a mais de estudo contribuiu para reduzir a probabilidade de que a jovem seja inativa em 0,0791 p.p., ao passo que elevou a probabilidade de inserção no mercado em 0,0631 p.p..

Segundo Silva e Kassouf (2002), as variáveis experiência e escolaridade representam o estoque de capital humano possuído por um indivíduo, estando o seu aumento associado à ampliação da produtividade e consequente elevação da probabilidade de obtenção de emprego.

Nesse ponto, cabe uma comparação entre as variáveis experiência e escolaridade. Embora ambas tenham influenciado a probabilidade de inserção da jovem, nas três categorias consideradas, na direção esperada, as magnitudes dos efeitos mostram que a escolaridade contribui, de forma mais significativa, para a inserção das jovens no mercado de trabalho. Esses resultados sugerem que o mercado de trabalho valoriza mais a escolaridade que a experiência para a faixa etária considerada. Contudo, não se pode concluir algo sobre isto analisando apenas o efeito em um ano específico, como é o caso neste artigo.

Ainda com relação aos efeitos das variáveis escolaridade e experiência, é importante destacar que ambas atuam no sentido de elevar a probabilidade de desemprego, em razão do fato de que indivíduos com melhores níveis de experiência e escolaridade são

também mais exigentes com o emprego que desejam ocupar, fato que contribui para elevar a duração do desemprego. Resultado semelhante foi encontrado por Silva e Kassouf (2002). As autoras sugeriram que jovens mais preparados para o mercado de trabalho (com maior experiência e maior nível de escolaridade) seriam mais seletivos com relação às vagas disponíveis e, portanto, permaneceriam maior tempo desempregados.

O efeito marginal da variável que representa o número de componentes da família elevou a probabilidade de emprego e reduziu as probabilidades das duas outras categorias. A explicação para esse resultado pode estar no fato de que os jovens, em geral, precisam participar do mercado de trabalho no intuito de ajudarem no sustento da família. Esse argumento também foi utilizado por Lima, J. R. F. (2008).

Por fim, com relação aos efeitos apresentados pela variável renda, constata-se que a elevação da renda provoca queda nas probabilidades de desemprego e inatividade e aumento na probabilidade de que a jovem esteja inserida no mercado de trabalho. Um aumento de 1% na renda *per capita* familiar reduz a probabilidade de que a jovem seja inativa em 0,018 p.p., e desempregada em 0,011 p.p.. Entretanto, a mesma variação provoca aumento na probabilidade de que a jovem esteja empregada em 0,029 p.p..

Inicialmente, poder-se-ia supor que aumentos na renda familiar *per capita* geraria aumento da inatividade, já que mulheres jovens pertencentes a famílias que possuam renda *per capita* elevada teriam melhores condições de se preparar para o mercado de trabalho, dedicando-se aos estudos, por exemplo, o que elevaria a inatividade e reduziria as probabilidades de emprego e desemprego. Entretanto, outro ponto de vista foi apresentado por Scorzafave e Menezes-Filho (2001), segundo os quais, as famílias mais ricas poderiam pagar creches e babás, liberando a mulher para o mercado de trabalho. Essa constatação pode ser um indicativo de que aumentos na renda *per capita* geram aumentos na probabilidade de emprego das jovens. Além disso, famílias mais ricas, em geral, possuem uma rede de contatos que poderia facilitar a inserção de seus jovens no mercado de trabalho. É

importante ressaltar que, embora se constituam em análises distintas, as razões relativas de risco e os efeitos marginais fornecem um indicativo semelhante dos determinantes do posicionamento das jovens nordestinas entre as categorias consideradas.

## 5 – CONCLUSÕES

A reestruturação produtiva, iniciada no país na década de 1980, aliada às políticas de estabilização da década de 1990, contribuiu para redução na oferta de empregos e também para elevação dos níveis de exigência no mercado de trabalho. Este cenário tem afetado, de forma negativa e mais significativa, alguns segmentos da sociedade, a exemplo dos jovens e das mulheres.

Nesse sentido, torna-se necessário observar quais são os fatores que têm contribuído para a inserção desses segmentos no mercado de trabalho, de forma a possibilitar a elaboração de políticas de combate ao desemprego adequadas à realidade de cada segmento. Este trabalho, abordou desses fatores inerentes à entrada de mulheres jovens no mercado de trabalho.

A análise realizada, tanto por meio da razão relativa de risco quanto da análise dos efeitos marginais, mostrou que as variáveis mais relevantes na determinação da inserção das jovens no mercado de trabalho foram escolaridade e experiência, que tiveram efeito positivo, e “possuir filho”, com efeito negativo. Certamente estas variáveis podem ser influenciadas por políticas governamentais. Esses resultados indicam que a adoção de políticas públicas que visam preparar as mulheres jovens para o mercado de trabalho são necessárias. Tanto medidas que permitam acesso a uma boa educação como medidas que garantam acesso das jovens ao primeiro emprego, como forma de adquirirem experiência, são de extrema importância.

Fica demonstrado, pelos resultados, que a participação feminina no mercado de trabalho é prejudicada, muitas vezes, pela gravidez precoce. Nesse sentido, campanhas e políticas que visem ao controle da natalidade, sobretudo em comunidades mais pobres, poderiam permitir a essas jovens melhores condições de inserção no mercado de trabalho.

Por fim, tendo em vista que são vários os fatores que influenciam a posição das jovens no mercado de trabalho, estas deveriam contar com uma rede de políticas integradas, adequadas à sua realidade, de forma a melhorarem suas possibilidades de conseguir um emprego que lhes possibilite condições dignas de trabalho e sobrevivência.

## ABSTRACT

This paper notes that the changes occurred from the 1980s contributed to the reduction in the supply of jobs and increased levels of requirements with the workers. In this scenario, young people and women were the most affected. It aims to identify and analyze the determinants of insertion of young women between 15 and 24 years, in the labor market in the Northeast. For this it uses the National Survey by Household Sampling (NSHS) for the year 2009 and proceeds to estimate a logit multinomial model, considering three possible categories in which the young people could fit: inactive, active and employed and active and unemployed. The results indicate that the most relevant factors in the insertion of young people in the active and employed category were experience, education, income and presence of children.

## KEY WORDS

Labor Market, Unemployment, Young People

## 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 Populacionais**, São Paulo, v. 23, n. 2, p. 301-315, 2006.
- 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.
- CLARK, K. B.; SUMMERS, L. H. The dynamics of youth unemployment. In: FREEMAN, R. B.; WISE, D. A. **The youth labor market problem: its nature, causes and consequences**. Chicago: University of Chicago Press, 1982. p. 199-235.
- FISHER, A. The kids are all right. **Magazine Fortune**, v. 143, n. 9, p. 28, 2001.
- FLORI, P. M. Desemprego de jovens no Brasil. In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO LATINO AMERICANA DE POPULAÇÃO, 2004, Caxambu. Anais... Caxambu, 2004. Disponível em: <[http://www.abep.nepo.unicamp.br/site\\_eventos\\_alap/PDF/ALAP2004\\_296.PDF](http://www.abep.nepo.unicamp.br/site_eventos_alap/PDF/ALAP2004_296.PDF)>. Acesso em: 8 jul. 2008.
- GREENE, W. **Econometric analysis**. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 2003. 828 p.
- 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. **PNAD 2009: Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios**. Rio de Janeiro, 2009.
- KISH, L. **Survey sampling**. New York: John Wiley & Sons, 1965. 643 p.
- LEIGHTON, L.; MINCER, J. **Labor turnover and youth unemployment**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1979. 59 p. (Working Paper, 378).
- LEITE, P. G.; SILVA, D. B. 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, 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.
- 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](http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_387.pdf)>. Acesso em: 25 jul. 2008.

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.], [20-]. Disponível em: <<http://www.fee.tche.br/3eeg/Artigos/m19t02.pdf>>. Acesso em: 15 jun. 2008.

OIT. **Nuevo informe de la OIT sobre las tendencias mundiales del empleo en 2003.** Disponível em: <[http://www.ilo.org/global/About\\_the\\_ILO/Media\\_and\\_public\\_information/Press\\_releases/lang--es/WCMS\\_007280/index.htm](http://www.ilo.org/global/About_the_ILO/Media_and_public_information/Press_releases/lang--es/WCMS_007280/index.htm)>. Acesso em: 27 jun. 2008a.

OIT. **Tendências mundiales del empleo en 2007.** Disponível em: <<http://www.ilo.org/public/english/employment/strat/download/getb07sp.pdf>>. Acesso em: 27 jun. 2008b.

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: 15 jul. 2008.

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 em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, MG, 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.

SILVA, P. L. N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 659-670, 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.

WAJNMAM, S.; QUEIROZ, B.; LIBERATO, V. C. O crescimento da atividade feminina nos anos noventa no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 11., 1988, Caxambu. **Anais...** Caxambu: ABEP, 1988. V. 1

---

Recebido para publicação em 10.10.2010.