



DETERMINANTES DA PROBABILIDADE DE POBREZA NO PARANÁ: (2004 E 2015)

Ana Cristina Lima Couto¹
Elohá Cabreira Brito²

Área Temática: Área 4 – Métodos Quantitativos

RESUMO

Este artigo tem como objetivo geral estimar, por meio de regressões logit, o impacto de um conjunto de fatores socioeconômicos selecionados na determinação da probabilidade de pobreza no estado do Paraná a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) dos anos de 2004 e 2015. A unidade de análise são as pessoas de referência no domicílio. Dentre os principais resultados, destaca-se que os impactos mais importantes foram verificados no aumento da escolaridade, na existência de aposentados ou pensionistas na família e à forma de inserção no mercado de trabalho em termos de posição na ocupação.

Palavras-chave: Paraná. Pobreza. Modelo Logit.

ABSTRACT

The objective of this article is to estimate, through logit regressions, the impact of a set of selected socioeconomic factors in determining the probability of poverty in the state of Paraná, based on data from the National Household Sample Survey (PNAD) 2004 and 2015. The unit of analysis is the reference person at home. Among the main results, it should be noted that the most important impacts were verified in the increase of schooling, in the existence of retirees or pensioners in the family and the way of insertion in the labor market in terms of position in the occupation.

Keywords: Paraná. Poverty. Logit Model.

1 INTRODUÇÃO

A análise da pobreza envolve diferentes abordagens baseadas em questões monetárias e não monetárias, de modo que há diversos elementos que se não são a causa ao menos estão fortemente correlacionados com a pobreza. De acordo com Haughton e Khandker (2009) e Lima (2005), existem alguns fatores de natureza social, demográfica e econômica associados à pobreza e que são passíveis de intervenção pública por meio de políticas para o seu combate. Tais fatores dizem respeito às características natas dos indivíduos, como cor ou raça, gênero e idade; às características, como educação e experiência; à estrutura familiar; à forma de participação das pessoas no mercado de trabalho; às características do local em que a pessoa vive, seja no âmbito de um país, de uma região, de uma comunidade ou da situação censitária do domicílio (se está localizado em área urbana ou rural), entre outros.

¹ Professora do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: aclcouto@uem.br.

² Professora do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: ecbrito2@uem.br.

Sendo assim, o objetivo geral dessa pesquisa consiste em estimar a probabilidade de pobreza no estado do Paraná nos anos de 2004 e 2015 a partir de um conjunto de fatores selecionados com base na literatura teórica. Pretende-se quantificar tais relações e identificar os fatores que exercem maior influência sobre a pobreza no Paraná por meio de regressões logit. A unidade de observação foi a pessoa de referência no domicílio³, visto que o nível de renda familiar e do bem-estar da família é determinado majoritariamente pela renda dessa pessoa. As variáveis analisadas foram: sexo, cor, idade, faixas de escolaridade, idade em que começou a trabalhar, existência de aposentado ou pensionista no domicílio, situação censitária, setor de atividade (agrícola ou não agrícola), número de crianças no domicílio e posição na ocupação.

Para cumprir o objetivo proposto, esta pesquisa está dividida em três seções, além desta introdução e das conclusões. Na primeira seção apresenta-se o conceito de pobreza bem como uma revisão de literatura sobre seus determinantes. Na segunda seção foram descritos os aspectos metodológicos da pesquisa. Na terceira seção foram apresentados os resultados da pesquisa. Primeiramente, foi feita uma análise descritiva das variáveis selecionadas para análise da pobreza e, em seguida, foram discutidos os resultados das estimações logit.

2 DEFINIÇÃO DE POBREZA E SEUS DETERMINANTES

De acordo com Laderchi, Saith e Stewart (2003), apesar do amplo consenso de que a redução da pobreza é um importante objetivo da política de desenvolvimento de diversos países, não há consenso algum quando se trata de defini-la. A pobreza é um tema muito abrangente e difícil de definir. Segundo Rocha (2006, p. 9-10):

Pobreza é um fenômeno complexo, podendo ser definido de forma genérica como a situação na qual as necessidades não são atendidas de forma adequada. Para operacionalizar essa noção ampla e vaga, é essencial especificar que necessidades são essas e qual nível de atendimento pode ser considerado adequado. A definição relevante depende basicamente do padrão de vida e da forma como as diferentes necessidades são atendidas em determinado contexto socioeconômico. Em última instância, ser pobre significa não dispor dos meios para operar adequadamente no grupo social em que se vive.

O termo pobreza está associado com a ideia de privação, material ou não. A pobreza é um fenômeno que pode ser estudado a partir de diferentes óticas. Uma delas é por meio da delimitação de uma linha de pobreza em que são considerados pobres todos que estão abaixo do limite monetário estabelecido. Assim, a baixa renda ainda é uma medida amplamente utilizada para caracterizar os pobres, e, conforme argumentam Barros, Carvalho e Franco (2006, p. 7), isto se deve a dois fatores, tais quais:

Em primeiro lugar está o fato de que as medidas de pobreza baseadas na insuficiência de renda são naturalmente escalares. Em segundo, como é comum que as famílias acessem os bens e serviços que determinam o seu bem-estar através dos mercados, e para participar deles é preciso que tenham recursos monetários, segue-se que a insuficiência de renda acaba sendo um dos determinantes da carência das famílias e, portanto, um forte candidato escalar para medir a pobreza.

Hoffmann (1998) reconhece as fragilidades por trás do uso da renda para identificar os pobres, considerando-a uma medida que não capta adequadamente as condições de vida dos indivíduos. Porém, este mesmo autor ressalta que a renda é uma importante medida isolada para distinguir o pobre do não pobre.

³ Também chamadas de chefes de família.

Sobre os determinantes da pobreza⁴, a análise da literatura teórica e empírica revela que há diversos elementos que se não são a causa ao menos estão fortemente correlacionados com a pobreza. De acordo com Haughton e Khandker (2009) e Lima (2005), existem alguns fatores de natureza social, demográfica e econômica associados à pobreza e que são passíveis de intervenção pública por meio de políticas para o seu combate. Tais fatores dizem respeito às características natas dos indivíduos, como cor ou raça, gênero e idade; às características adquiridas, como educação; à estrutura familiar; à forma de participação das pessoas no mercado de trabalho; às características do local em que a pessoa vive, seja no âmbito de um país, de uma região, de uma comunidade ou da situação censitária do domicílio (se está localizado em área urbana ou rural).

2.1 A relação entre pobreza e mercado de trabalho

O trabalho é um elemento central na vida do homem, sendo um ativo de grande importância como fonte de riqueza e que pode lhe proporcionar uma vida digna. Segundo Schwartzman (2007, p.40), o trabalho “[...] é a principal forma de inclusão das pessoas nas sociedades modernas”. As características do mercado de trabalho podem afetar a forma de inserção ocupacional das pessoas, o que deve ser levado em conta nos estudos que tratam da pobreza. Sobre essa questão, Barros, Corseuil e Leite (2000, p. 177) afirmam que:

Um dos principais determinantes do nível de pobreza numa sociedade é como os recursos humanos são usados e remunerados. Quanto maior a eficiência em alocar recursos humanos disponíveis para atividades econômicas e quanto melhor a remuneração recebida por aqueles que estão engajados em atividades econômicas, menor será o nível de pobreza predominante. Em outras palavras, quanto maior for a subutilização dos recursos humanos nas atividades econômicas, tanto maior será o nível de pobreza.

Na sequência, são discutidas algumas características que afetam a inserção ocupacional e, conseqüentemente, a capacidade de geração de renda das pessoas, o que, por sua vez, se correlaciona com a pobreza.

2.2 A relação entre pobreza e as características dos indivíduos

Deve-se considerar que determinados grupos de pessoas encontram maiores dificuldades de inserção ocupacional em virtude de possuírem certas características. Conforme Lima (2005), Offe e Hinrich (1989) e Schwartzman (2007), deve-se analisar os determinantes socioeconômicos mais gerais do acesso ao mercado de trabalho, visto que alguns atributos pessoais podem afetar a inserção dos indivíduos, influenciando o desemprego, a subutilização e a subremuneração dos trabalhadores e, portanto, o seu grau de pobreza. Estes atributos podem ser de dois tipos: a) atribuídos, e praticamente imutáveis, como idade, gênero, condição física e cor ou raça; e b) adquiridos, como educação e experiência. Dessa maneira, o risco de uma pessoa estar desempregada ou de ocupar postos de trabalho mais precários, marcados por baixos rendimentos e sem a proteção e garantias da legislação trabalhista, afeta mais fortemente algumas pessoas do que outras (OFFE; HINRICH, 1989).

Algumas pesquisas que tratam da pobreza do ponto de vista do gênero constataram que as mulheres estão mais expostas do que os homens a vivenciarem situações de pobreza (ARRIAGADA, 2005; DIEESE, 2001b; CEPAL, 2004; FREITAS; RODRIGUES, 2012; HAUGHTON; KHANDKER, 2009; LIMA, 2005; MELO, 2005). O ponto comum de tais

⁴ Esta seção está baseada no Capítulo 8 (*Understanding the determinants of poverty*) de Haughton e Khandker (2009) e no Capítulo 3 (Fatores socioeconômicos associados à pobreza) de Lima (2005), sendo complementada por outros autores que abordam o assunto.

pesquisas é a ênfase dada aos aspectos relacionados ao mercado de trabalho, em que as mulheres ainda se encontram em situação muito desigual em relação aos homens em termos de oportunidades de emprego e de remuneração. Esta constatação contribui para a chamada “feminização” da pobreza, no sentido de que, entre os pobres, a participação da mulher é proporcionalmente mais elevada do que a dos homens.

A idade é um dos atributos que também discrimina no mercado de trabalho. Em geral, os trabalhadores jovens encontram maiores dificuldades de inserção ocupacional e, em consequência, estão mais suscetíveis à pobreza. As taxas de desemprego juvenis são maiores do que a taxa de desemprego dos adultos e do que a taxa de desemprego total (BORGES, 2010; O’HIGGINS, 1997; POCHMANN, 2000), o que é um problema estrutural do mercado de trabalho. Quando se utiliza a idade como parâmetro para avaliar o potencial de inserção ocupacional dos indivíduos, além dos jovens, outro grupo vulnerável é o dos idosos. No entanto, como atesta Rocha (2006), esse grupo possui um baixo nível de pobreza porque muitos estão amparados pelos benefícios provenientes das aposentadorias e pensões.

A cor ou raça também é outro importante determinante do emprego (ou do seu contrário, do desemprego) e, conseqüentemente, da pobreza, de maneira que há forte relação com questões associadas às desigualdades e às discriminações existentes na sociedade em relação a esse atributo. No Brasil, a herança cultural escravista reforça o preconceito em relação aos negros, mas a discriminação que ocorre no âmbito do mercado de trabalho constitui-se em um fator que limita as chances desse grupo ter acesso ao emprego e renda.

A educação tem um papel central na medida em que se constitui ativo que influencia positivamente a inserção social e ocupacional dos indivíduos, contribuindo para que obtenham melhores empregos e rendimentos mais altos, além de ser um mecanismo de mobilidade social. Em consequência, existe forte relação entre educação, trabalho e pobreza. Ao analisar os dados para o Brasil, Rocha (2006) constatou alta correlação entre pobreza e baixo nível educacional.

Barros, Henriques e Mendonça (2000) explicam que a relação entre educação e pobreza se dá por dois mecanismos de transmissão. O primeiro diz respeito ao aumento do nível educacional, que, ao elevar a produtividade do trabalho, favorece o crescimento econômico, o que pode aumentar os salários e reduzir a pobreza. O segundo mecanismo refere-se ao fato de que um maior nível educacional contribui para a redução da desigualdade e para a mobilidade social.

A importância da educação para a redução da pobreza não deve ser entendida apenas como um meio de favorecer a inserção no mercado de trabalho e a obtenção de renda, mas também porque pessoas mais instruídas podem cuidar melhor tanto da sua saúde como da saúde de sua família. Além disso, a educação afeta a estrutura familiar, contribuindo para a redução das taxas de natalidade e de mortalidade (LIMA, 2005; NEY, 2006). É importante ressaltar ainda o problema da transmissão da pobreza entre gerações, isto é, filhos de pais pouco escolarizados tendem a ter também baixa escolaridade, visto que eles encontram dificuldades adicionais para avançarem e/ou concluírem os estudos. Essa situação pode comprometer as novas gerações de obterem melhores oportunidades de emprego e renda.

A família é “[...] responsável pela reprodução cotidiana dos seus integrantes, produzindo, reunindo e distribuindo recursos para a satisfação de suas necessidades básicas” (CARVALHO, 2003, p. 117). Dado o seu papel redistributivo, o bem-estar dos que não possuem renda depende do total dos que a possuem. O tamanho da família, por exemplo, pode afetar as condições de vida dos seus componentes. Portanto, deve-se levar em conta o número de membros da família, suas características como idade, posição que ocupam (se chefe, cônjuge, filho etc.) e sua capacidade ou não de gerar renda. Conforme Rocha (2006), em geral as famílias pobres costumam ter muitas crianças, o que pode

agravar a situação de pobreza visto que, teoricamente, elas não geram renda e contribuem para aumentar as despesas. Quanto aos idosos, ao contrário, sua presença pode contribuir para a redução da pobreza de muitas famílias graças aos rendimentos por eles obtidos na forma de aposentadorias e pensões.

Por fim, a pobreza também tem relação com a localização (área rural ou urbana) do domicílio em que se vive. Muitos estudos têm constatado que, em termos proporcionais, a pobreza é mais alta no meio rural do que no meio urbano. Por exemplo, Dedecca (2012), Couto (2016) fazem referência à alta proporção de pobres no meio rural brasileiro, apesar de que no meio rural vive apenas cerca de 15% da população brasileira.

3 Metodologia

3.1 O modelo logit

O modelo de regressão logística é utilizado para analisar a associação entre uma variável dependente binária (ou dicotômica) e um conjunto de variáveis explicativas, as quais podem ser binárias ou contínuas, sendo empregado nos casos em que se pode observar a ocorrência ou não de um determinado evento. Sua aplicação permite estimar a probabilidade de tal evento, dado um conjunto de variáveis consideradas relevantes, assim como avaliar a importância relativa destas variáveis (ou o seu peso) para a ocorrência do evento. (DIAS FILHO; CORRAR, 2012; MODELOS....., 2000). No presente estudo, a variável dependente (Y) assume duas possibilidades excludentes: ou um indivíduo se encontra em situação de pobreza ($Y_i = 1$) ou não ($Y_i = 0$)⁵. Portanto, os resultados das estimações devem ser interpretados em termos de probabilidade⁶.

Para calcular a probabilidade condicional de ocorrência de um evento quando a variável dependente é binária, utiliza-se a função de distribuição cumulativa logística, que é especificada pela equação (1):

$$Prob(Y = 1|X) = \frac{e^{\beta'X}}{1 + e^{\beta'X}} = \frac{1}{1 + e^{-\beta'X}} \quad (1)$$

em que X é uma matriz das características consideradas relevantes para estimar a probabilidade de ocorrência de um dado evento e β corresponde ao vetor de coeficientes estimados pela regressão. Já a probabilidade condicional de não ocorrência do evento é especificada pela equação (2):

$$Prob(Y = 0|X) = (1 - Prob(Y = 1|X)) \quad (2)$$

Dadas as equações (1) e (2), para que os resultados sejam expressos em termos de probabilidade, faz-se uma transformação logística, de modo a linearizar a relação entre a variável dependente e o conjunto de variáveis explicativas. Primeiramente, define-se a razão de probabilidade⁷, que é dada pela probabilidade de ocorrência do evento contra a probabilidade de não ocorrência do evento, conforme equação (3):

$$\frac{Prob(Y=1|X)}{1-Prob(Y=1|X)} = \frac{1}{e^{-\beta'X}} = e^{\beta'X} \quad (3)$$

Em seguida, aplica-se o logaritmo natural na razão de probabilidade,

⁵ Conforme Greene (2012), os valores “zero” e “um” são uma mera convenção para expressar os resultados “não” e “sim”.

⁶ Ou seja, o modelo logit difere dos modelos com variáveis dependentes quantitativas. Este último tem como objetivo estimar o valor esperado ou médio da variável dependente em função de um conjunto de variáveis independentes (GUJARATI; PORTER, 2011).

⁷ Também chamada de razão de chance ou *odds ratio*.

$$\ln \left[\frac{\text{Prob}(Y = 1|X)}{1 - \text{Prob}(Y = 1|X)} \right] = \beta'X \quad (4)$$

Assim, a transformação logística foi realizada visando linearizar a relação entre a variável dependente e as variáveis explicativas, de modo que o logaritmo neperiano da razão de probabilidades, ou logit, é uma função linear nas variáveis independentes (X) e nos parâmetros (β). O modelo logit é representado pela equação (5):

$$\ln \left[\frac{\text{Prob}(Y = 1|X)}{1 - \text{Prob}(Y = 1|X)} \right] = \beta'X + u \quad (5)$$

A estimação de modelos com variável dependente binária é feita pelo método da máxima verossimilhança, que tem como objetivo estimar os parâmetros da função cumulativa de distribuição de probabilidades, a partir das condições de máximo, ou seja, igualando suas derivadas a zero para maximizar a função de verossimilhança (DIAS FILHO; CORRAR, 2012).

3.2 A fonte de dados, a linha de pobreza definida e a descrição das variáveis

A fonte de dados utilizada é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Todos os cálculos apresentados neste estudo foram realizados utilizando-se os fatores de expansão de cada unidade de observação. Para identificação dos pobres⁸ utiliza-se o critério mais simples em termos operacionais, isto é, o critério da renda. A variável de análise é o rendimento mensal domiciliar *per capita*. Optou-se pelo uso da linha de pobreza baseada em um quarto do salário mínimo *per capita*, medida adotada em estudos da literatura nacional sobre pobreza⁹ e também porque está relativamente próxima da linha de pobreza definida pelo Programa Bolsa Família. Foram geradas duas categorias de renda: a) pobres, aqueles que possuem renda média domiciliar *per capita* mensal menor ou igual a ¼ do salário mínimo; e b) não pobres, aqueles cuja renda média domiciliar *per capita* mensal é maior do que ¼ do salário mínimo. A referência foi o salário mínimo de setembro de 2004, que era de R\$ 260,00 a preços correntes, e, portanto, o valor da linha de pobreza de ¼ do salário mínimo, atualizado pelo INPC de setembro de 2015 era de R\$ 197,00.

No modelo de regressão logística, conforme já ressaltado, a variável dependente é binária, assumindo valor igual a um caso o indivíduo se encontre em situação de pobreza, isto é, se sua renda domiciliar *per capita* for menor ou igual à linha de pobreza estabelecida de ¼ do salário mínimo, e valor igual a zero, caso seja não pobre.

Na amostra utilizada foram consideradas apenas as pessoas de referência com 10 anos ou mais de idade. Foram geradas regressões logísticas para os anos de 2004 e 2015 utilizando-se o *software* Stata (versão 13.0). No Quadro 1, apresenta-se a descrição das variáveis explicativas incluídas no modelo econométrico, as quais se mostraram relevantes nas discussões teóricas. É importante lembrar que tais variáveis não podem ser entendidas como causas da pobreza, conforme ressaltado por Haughton e Khandor (2009) e Lima

⁸ Para evitar os problemas de dupla contagem, foram excluídas aquelas pessoas cuja condição na unidade domiciliar fosse pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico, conforme é padrão nos diversos estudos que usam essa variável. Vale mencionar ainda que foram consideradas apenas as pessoas que vivem em domicílios particulares permanentes (domicílios localizados em casa, apartamento ou cômodo e utilizados para moradia). Foram excluídos do banco de dados os domicílios coletivos, tais como prisão, hotéis, hospitais, asilos, entre outros.

⁹ Por exemplo, Dedecca *et al.* (2012), Cunha (2009) e Osório *et al.* (2011).

(2005). No entanto, elas podem afetar o nível de renda das pessoas e, conseqüentemente, sua situação de pobreza. A fim de evitar o problema da perfeita multicolinearidade, no caso das variáveis categóricas, é necessário deixar uma categoria de referência (de base ou de controle). Alguns esclarecimentos sobre as variáveis incluídas no modelo são necessários, sendo explicitados a seguir.

Por meio das variáveis gênero e cor ou raça é possível verificar, de forma simples, conforme sugere Hoffmann (2007), a influência de discriminações no mercado de trabalho e possíveis desigualdades de gênero e de cor que conferem diferenças salariais, de modo que tais variáveis podem contribuir para a situação de pobreza. Para o gênero, a categoria base é o sexo feminino. Espera-se que os homens tenham menor probabilidade de serem pobres do que as mulheres. Quanto à cor ou raça, foram feitas duas agregações¹⁰. Para compor a categoria denominada negro, foram considerados os indivíduos que se declararam pretos e pardos. Já os não negros se referem àqueles de cor ou raça branca, amarela e indígena, os quais foram tomados como base de comparação. Espera-se que os negros, apresentem maior probabilidade de pobreza, seja por conta das questões relacionadas à discriminação racial, assim como também devido às características que não podem ser observadas e que incidem sobre a probabilidade de pobreza, tais como aquelas relacionadas ao capital humano do trabalhador como, por exemplo, a qualidade da educação.

A variável idade está quantificada em anos. Ela também foi especificada com uma forma quadrática. O uso da idade permite averiguar duas possibilidades teóricas: a de que a idade influencia a experiência do trabalhador e a de que é possível captar os efeitos do ciclo de vida. Espera-se que a probabilidade de ser pobre seja inicialmente função crescente da idade e, após atingir um ponto máximo, passe a ser decrescente.

A escolaridade foi especificada por meio de cinco faixas: sem instrução ou menos de um ano de estudo; de um a quatro anos de estudo; de cinco a oito anos de estudo; de nove a onze anos de estudo; e 12 anos ou mais de estudo. Espera-se um sinal negativo para cada categoria de faixa de escolaridade, visto que foi adotado como categoria de referência a que compreende os ocupados com o mais baixo nível de educação formal, que é não ter instrução ou ter menos de um ano de estudo. É importante mencionar que as variáveis que se referem à escolaridade, idade e idade ao quadrado refletem a contribuição do capital humano em termos de treinamento e experiência, conforme ressaltam Corrêa (1998); Martini, Oliveira e Jayme Jr. (2011) e Neri (2000). A qualidade do capital humano tem efeitos sobre a produtividade, o que por sua vez, pode afetar as rendas do trabalho.

O número de crianças no domicílio é um aspecto muito importante que pode influenciar a pobreza. Foram consideradas crianças os indivíduos com até 14 anos de idade.

A variável relacionada à existência de aposentado ou pensionista no domicílio considera que pelo menos um membro seja beneficiário de rendimento proveniente de aposentadoria ou pensão de instituto de previdência do governo federal ou de outra fonte. Esta variável procura captar a influência das políticas públicas de transferência de renda sobre a pobreza. Sua inclusão se justifica porque, sobretudo, no meio rural tem aumentado muito a participação de rendas não oriundas do trabalho, a exemplo de tais benefícios, conforme explicam Helfand, Rocha e Vinhais (2009). Estes benefícios são vinculados ao salário mínimo e têm contribuído significativamente para aliviar a pobreza de muitas famílias (LIMA, 2005; ROCHA, 2006; SCHWARTZMAN, 2007). Por isso, o sinal esperado dessa variável é negativo.

Visando captar os aspectos relativos à inserção do indivíduo no mercado de trabalho, foram utilizadas variáveis que se referem à idade em que a pessoa começou a trabalhar, à posição na ocupação no trabalho único ou principal e o setor de atividade principal (agrícola

¹⁰ Alguns trabalhos que utilizam a variável cor da pele costumam fazer agregações das respostas fornecidas pelas pesquisas. Por exemplo, Anjos (2003) e Osório *et al.* (2011).

ou não agrícola). Com relação à variável que indica a faixa de idade em que se começou a trabalhar, foram criadas três categorias: a) até 14 anos; b) de 15 a 19 anos; c) 20 anos ou mais. Foi considerada como referência a faixa que se refere aos indivíduos que começaram a trabalhar com até 14 anos. Esta variável foi incluída no modelo porque conforme Salama e Destremau (1999), Rocha (2006) e Martins (2012), o trabalho infantil tem forte relação com a pobreza. Geralmente, a criança pobre trabalha para ajudar a família e isso pode desestimular os estudos, em função das dificuldades de conciliar estudo e trabalho.

Quadro 1: Descrição das variáveis explicativas

Variáveis		Descrição
Nome	Notação	
Gênero	Masc	Dummy igual a 1 se a pessoa é do gênero masculino e 0 caso contrário
Cor ou raça	Negro	Dummy igual a 1 se a pessoa se autodeclara de cor ou raça preta ou parda e 0 caso contrário
Idade	Idade	Idade da pessoa
Idade ao quadrado	idade2	Idade ao quadrado da pessoa
Escolaridade	educ1	Dummy igual a 1 se a pessoa não tem instrução ou tem menos de 1 ano de estudo e 0 caso contrário
	educ2	Dummy igual a 1 se a pessoa tem de 1 a 4 anos de estudo e 0 caso contrário
	educ3	Dummy igual a 1 se a pessoa tem de 5 a 8 anos de estudo e 0 caso contrário
	educ4	Dummy igual a 1 se a pessoa tem de 9 a 11 anos de estudo e 0 caso contrário
	educ5	Dummy igual a 1 se a pessoa tem 12 anos ou mais de estudo e 0 caso contrário
Idade em que começou a trabalhar	trab1	Dummy igual a 1 se a pessoa começou a trabalhar com idade de até 14 anos
	trab2	Dummy igual a 1 se a pessoa começou a trabalhar com idade entre 15 e 19 anos
	trab3	Dummy igual a 1 se a pessoa começou a trabalhar com 20 anos ou mais de idade
	aposentdom	Dummy igual a 1 se há aposentado ou pensionista no domicílio e 0 caso contrário
Existência de aposent. ou pension. no domicílio		
Situação censitária	Urb	Dummy igual a 1 se vive na zona urbana e 0 caso contrário
Atividade principal	Agric.	Dummy igual a 1 se o trabalho principal é no setor agrícola e 0 nos demais setores
Número de crianças no domicílio	Ncri	Número de crianças com idade menor ou igual a 14 anos no domicílio
Posição na ocupação	Formal	Dummy igual a 1 se a pessoa trabalha no setor formal e 0 caso contrário
	semcart	Dummy igual a 1 se a pessoa trabalha sem carteira assinada e 0 caso contrário
	Própria	Dummy igual a 1 se a pessoa é conta-própria e 0 caso contrário
	Outros	Dummy igual a 1 se a pessoa trabalha como não remunerado, trabalhador na construção para o próprio uso e na produção para o próprio consumo e 0 caso contrário

Fonte: Elaboração própria com base em revisão de literatura.

Quanto ao setor de atividade no trabalho principal, considerou-se duas categorias. Se o indivíduo trabalha no setor agrícola ou nos demais setores. A categoria de controle é estar ocupado no setor agrícola. Sobre a variável locacional foi utilizada a variável da PNAD situação censitária e criaram-se duas categorias: zona urbana (cidade ou vila, área urbanizada; cidade ou vila, área não-urbanizada; e área urbana isolada) e zona rural (aglomerado rural de extensão urbana; aglomerado rural, isolado, povoado; aglomerado rural, isolado, núcleo; aglomerado rural, isolado, outros aglomerados; e zona rural, exclusive aglomerado rural).

A variável relativa à posição na ocupação procura verificar em que magnitude a forma de inserção do indivíduo no mercado de trabalho pode contribuir para sua condição de pobreza. A PNAD considera onze categorias para a variável posição na ocupação. Para diminuir o número de tais categorias foram feitas as seguintes agregações (Quadro 2):

Quadro 2: Categorias de posição na ocupação em empreendimento do setor agrícola

Categorias da PNAD	Categorias utilizadas
Empregado com carteira de trabalho assinada (1)	Empregado formal (1 + 2 + 3)
Militar (2)	
Funcionário público estatutário (3)	
Outro empregado sem carteira de trabalho assinada (4)	Empregado sem carteira (4 + 6))
Trabalhador doméstico com carteira de trabalho assinada (5)	Conta própria (7)
Trabalhador doméstico sem carteira de trabalho assinada (6)	
Conta própria (7)	
Empregador (8)*	Outros (9 + 10 + 11)
Não remunerado (9)	
Trabalhadores na produção para o próprio consumo (10)	
Trabalhador na construção para o próprio uso (11)	Trabalhador não remunerado (11 + 12)

Fonte: Elaboração própria com base nas informações da PNAD.

*A categoria empregador foi omitida.

A categoria de comparação é estar ocupado como trabalhador formal, pois como já mencionado, por meio do emprego formal, o trabalhador tem acesso aos benefícios da legislação trabalhista. De modo geral, os empregos formais possuem forte relação com a ideia de emprego de qualidade. Pochmann (2001, p. 95) afirma que “os empregos assalariados formais ainda encerram as melhores condições que podem ser proporcionadas aos trabalhadores brasileiros, já que vêm acompanhados de um conjunto de normas de proteção social e trabalhista”. Destaca-se que a categoria empregador foi omitida. Primeiro porque o empregador é dono dos meios de produção. Segundo, porque a ênfase aqui é para as pessoas que vendem sua força de trabalho no mercado de trabalho.

4 RESULTADO E DISCUSSÃO

4.1 Análise descritiva

Os dados da Tabela 1 mostram que em 2004 em relação ao sexo das pessoas de referência, do total de pobres e do total de não pobres, cerca de 76% eram homens. Já em 2015, do total de pobres, 48,64% eram homens e 51,36% eram mulheres. Entre os não pobres, havia 64,4% de homens e 35,56% de mulheres. Destaca-se, portanto, redução da

participação de homens nas duas categorias de renda vis-à-vis aumento da participação de mulheres no período. Esse fato se deve ao aumento da participação feminina tanto no mercado de trabalho como responsáveis pelo domicílio. Entre os pobres, a participação da mulher cresceu 28,23 p.p. no período de 2004 a 2015 e entre os não pobres este aumento foi mais modesto (12,27 p.p.).

No que diz respeito à cor ou raça das pessoas de referência no Paraná, elas são majoritariamente não negras, independentemente da categoria de renda. Entre 2004 e 2015 aumentou de 38,44% para 45,42% de negros entre os pobres e de 23,51% para 30,85% de negros entre os não pobres. Este movimento de aumento da proporção de pessoas de referência negras também foi verificado para o país como um todo, conforme mencionado por Couto (2016) visto que houve um aumento da valorização dos negros e os mesmos passaram a se reconhecer cada vez mais como pertencente a essa categoria.

Quanto à idade média da pessoa de referência, verificou-se que em 2004 e 2015, a idade média dos pobres era de 41 anos. Entre os não pobres a idade média passou de 46,9 anos para 49,3 anos. De modo geral, a idade média das pessoas de referência no Paraná está abaixo de 50 anos, revelando que elas fazem parte das pessoas em idade ativa e estão no auge de sua capacidade produtiva.

Em relação às faixas de escolaridade, destaca-se a redução da participação de pobres e não pobres nas duas classes mais baixas de escolaridade (sem instrução e menos de um ano de estudo e de 1 a 4 anos de estudo). No entanto, vale ressaltar que em 2004, 66,22% dos pobres contra 42,43% dos não pobres tinham até quatro anos de estudo. Já em 2015, essas proporções caíram para 44,22% e 31,83%, respectivamente. Apesar da redução, o quadro da baixa escolaridade ainda é bastante precário, sobretudo para os pobres. O baixo nível educacional das pessoas de referência, especialmente entre os pobres, pode ter impacto negativo sobre as condições de vida e trabalho no Paraná, além de ter consequências negativas sobre a situação de pobreza dos filhos, ou seja, das futuras gerações. Em consonância com Neri (2000), a baixa educação dos pais influenciaria negativamente a trajetória educacional dos filhos, resultando na reprodução da pobreza.

Entre 2004 e 2015 houve pequeno aumento de 3,48 p.p. na participação de pessoas de referência entre os pobres que possuem 5 a 8 anos de escolaridade (de 24,85% para 28,33%). Entre os não pobres a proporção ficou praticamente estável em 20%. Merece destaque a elevação de 8,11% para 21,53% de pobres com 9 a 11 anos de estudo. Entre os não pobres, esse percentual teve aumento mais modesto, passando de 23,34% para 27,77%. Para os que possuem 12 anos ou mais de estudo, entre os pobres apenas 0,82% estavam nessa faixa em 2004 passando para 5,93% em 2015. Entre os não pobres a participação dos que estão nesse nível mais alto de escolaridade passou de 13,8% para 20,20%.

Apesar de ter havido aumento da proporção de pessoas nas duas faixas mais altas de escolaridade e de que em termos proporcionais a categoria não pobre estar mais bem representada, é inegável a melhoria da participação das pessoas de referência pobres nessas faixas mais elevadas de escolaridade. No médio prazo, isso pode significar melhores oportunidades de emprego para essas pessoas.

As informações da Tabela 1 revelam que grande parcela das pessoas de referência paranaenses pobres e não pobres começou a trabalhar ainda muito jovem. Em 2004, 85,81% dos pobres e 74,18% dos não pobres começaram a trabalhar com até 14 anos de idade. Em 2015 esses percentuais caíram para 60,12% e 57,82%, respectivamente. Houve, portanto, uma redução, dos que começaram a trabalhar ainda crianças, um fato positivo, visto que o trabalho infantil, de modo geral, é prejudicial à criança, pois pode afetar seu desenvolvimento físico e psicológico e afastá-la da escola. Destaca-se ainda que entre os que começaram a trabalhar com idade de 15 a 19 anos houve aumento de 12,98% (2004) para 38,35% (2015) entre os pobres e de 21,98% para 40,59% entre os não pobres nesse mesmo período. Caso esse comportamento de postergar a entrada no mercado de trabalho

tenha sido em razão dos estudos, esse é um fato positivo, visto que com maior escolaridade, espera-se que as pessoas encontrem melhores oportunidades de trabalho.

Tabela 1: Características dos pobres e não pobres – Paraná – 2004 e 2015
Unidade de análise: pessoa de referência no domicílio – Em %

Variáveis	2004		2015	
	Pobres	Não pobres	Pobres	Não pobres
Homem	76,87	76,71	48,64	64,44
Mulher	23,13	23,29	51,36	35,56
Negro	38,44	23,51	45,42	30,85
Não negro	61,56	76,49	54,58	69,15
Idade média (em anos)	41,21	46,90	41,30	49,30
Sem instrução ou menos de 1 ano de estudo	21,02	11,76	15,90	9,62
De 1 a 4 anos de estudo	45,20	30,70	28,32	22,21
De 5 a 8 anos de estudo	24,85	20,41	28,33	20,20
De 9 a 11 anos de estudo	8,11	23,34	21,53	27,77
12 anos ou mais de estudo	0,82	13,80	5,93	20,20
Começou a trabalhar com até 14 anos de idade	85,81	74,18	60,12	57,82
Começou a trabalhar com idade entre 15 e 19 anos	12,98	21,98	38,35	40,59
Começou a trabalhar com 20 anos ou mais de idade	1,21	3,84	1,53	1,59
Possui aposentado ou pensionista no domicílio	14,94	36,68	13,52	37,89
Vive na zona urbana	66,34	87,24	77,68	88,32
Atividade principal no setor agrícola	44,45	18,00	46,68	12,96
Número médio de crianças no domicílio	2,50	1,07	2,07	0,83
Ocupado no setor formal	21,78	51,50	15,27	57,03
Ocupado sem carteira assinada	32,65	14,75	36,27	12,56
Conta-própria	39,89	30,09	36,07	27,95
Trabalhador não remunerado, trabalha na produção para o próprio consumo ou trabalha na construção para o próprio uso	5,68	3,67	12,39	2,46

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD 2004 e 2015.

Sobre o adiamento verificado na idade em que se começou a trabalhar, especialmente entre os pobres, esse fato pode estar relacionado às políticas sociais voltadas para o combate à pobreza implementadas no Brasil a partir de 2003, com o Programa Bolsa Família. Esse programa de transferência de renda para famílias em condição de pobreza possui inúmeras exigibilidades. Uma delas é a comprovação de que a criança e o adolescente frequentam escola. Essa característica do programa é muito importante porque estimula os pais a manter seus filhos na escola. Assim, essas crianças e

adolescentes ao estudarem mais, têm oportunidades de se qualificarem e com o estudo tentar romper com o círculo vicioso da pobreza. Com mais escolaridade, essas crianças e adolescentes tendem a ter mais condições de competir com mais igualdade por melhores oportunidades de emprego.

No que se refere à existência de aposentado ou pensionista no domicílio, não houve grandes entre 2004 e 2015 tanto para os pobres como para os não pobres. O que chama atenção é que entre os pobres cerca de 14,0% possuíam aposentados ou pensionistas no domicílio, ao passo que entre os não pobres esse percentual é de cerca de 37,0% (Tabela 1). É possível fazer referência à importância das transferências recebidas por aposentados e pensionistas para muitas famílias. Por meio desses benefícios, que é de ao menos um salário mínimo, muitas famílias conseguem romper o limite da linha de pobreza.

Entre 2004 e 2015, nota-se uma elevação das pessoas de referência pobres que vivem na zona urbana, passando de 66,34% para 77,68%. Destaca-se que entre as pessoas de referência pobres cerca de 45,0% tem como atividade principal o trabalho no setor agrícola tanto em 2004 como em 2015. Já entre os não pobres, nesse período, houve redução de 18% para 12,96%.

A Tabela 1 mostra que entre os domicílios pobres, o número médio de crianças caiu de 2,5 (2004) para 2,07 (2015). Entre os não pobres, essa média caiu de 1,07 para 0,83. Esse dado mostra maior vulnerabilidade dos domicílios pobres, cujo número de crianças é praticamente o dobro da dos domicílios não pobres. Como, em tese, elas não geram renda (ou ao menos não deveriam) há maior probabilidade desses domicílios se encontrarem em condições de pobreza.

No que diz respeito à posição na ocupação das pessoas de referência, a Tabela 1 mostra que houve redução na participação de pessoas de referência ocupadas no mercado formal de trabalho (com carteira, militar e estatutário) entre os pobres, passando de 21,78% em 2004 para 15,27% em 2015. Entre os não pobres, ao contrário, verificou-se elevação de 51,50% para 57,03% no período em questão. Para os ocupados sem carteira de trabalho assinada, houve aumento da participação entre os pobres e redução entre os não pobres. Esses dois movimentos mostram uma piora na forma de inserção dos pobres no mercado de trabalho, visto que de modo geral, as ocupações formais costumam ser de melhor qualidade e, principalmente porque o trabalhador tem garantidos direitos previdenciários e trabalhistas. Para a categoria conta própria houve redução da participação tanto entre os pobres como entre os não pobres.

Uma mudança que chamou bastante atenção foi o grande aumento da participação, entre os pobres, de trabalhadores não remunerados, que trabalham na produção para o próprio consumo e na construção para o próprio uso. Em 2004, 3,67% dos pobres estavam ocupados nesta categoria. Em 2015, 12,39%. Esse fato é preocupante, pois a falta de renda intensifica ainda mais a situação de pobreza das famílias. Ademais, a renda da pessoa de referência costuma ter maior relevância na determinação do bem-estar da família. E quando se nota um aumento de 6,71 p.p. de pobres trabalhando sem renda, isso fragiliza ainda mais essas pessoas.

4.2 Análise dos determinantes da probabilidade de pobreza no estado do Paraná

A Tabela 2 fornece os resultados para os anos de 2004 e 2015 da estimação logística que modela a probabilidade da pessoa de referência residente no Paraná se encontrar em situação de pobreza. São apresentados os coeficientes dos fatores determinantes da pobreza, o valor-p do teste Z, as razões de chances (*odds ratio*) e algumas medidas de avaliação dos modelos logit estimados.

Conforme parte inferior da Tabela 2, o teste da razão de verossimilhança forneceu valores extremamente altos (LR = 523184,29 em 2004, e LR = 137.115,19, em 2015) e significativos, comprovando a elevada significância global do modelo, isto é, que todas as

variáveis explicativas em conjunto têm efeito significativo sobre a variável dependente. Em relação à aderência dos dados, o pseudo R^2 é igual a 0,3406 e 0,3153, respectivamente para 2004 e 2015. Este valor, embora baixo, é comum em estudos que utilizam modelos com variáveis dependentes binárias e condiz com resultados de outros trabalhos que utilizaram o modelo logit para estudar a pobreza¹¹, estando de acordo com o esperado. Nota-se que foram necessárias cinco e sete iterações para maximizar a função de verossimilhança do período estudado.

Quanto aos testes de classificação do modelo, que fazem uma comparação entre o valor ajustado e o valor atual (parte inferior da Tabela 2), tem-se que para o ano de 2004 o percentual de acerto do modelo, isto é, a proporção de predições corretas, foi de 78,88%¹². Esta é uma média ponderada das proporções de acertos da probabilidade de respostas ($Y=1$) = 83,54%, ou seja, da probabilidade da pessoa ser classificada como pobre pelo modelo quando de fato ela é pobre (medida de sensibilidade do modelo), e de ($Y=0$) = 78,30%, isto é, da probabilidade de ser classificada como não pobre quando a pessoa realmente não é pobre (medida de especificidade). Para o ano de 2015, os resultados encontrados foram 95,56% para a proporção de predições corretas, 59,96% para a medida de sensibilidade ($Y=1$) e 96,21% para a medida de especificidade ($Y=0$).

Quanto ao valor-p do teste Z (Tabela 2), constata-se que todas as variáveis são estatisticamente significativas do ponto de vista individual, ou seja, cada variável explicativa exerce influência sobre a variável dependente, tudo o mais sendo mantido constante. Portanto, rejeita-se a hipótese de que elas não têm influência na determinação da pobreza das pessoas de referência.

Inicialmente, a interpretação dos resultados dos modelos logit para a determinação da probabilidade de pobreza das pessoas de referência paranaenses está restrita a análise dos sinais dos coeficientes. Na sequência, são analisados os resultados em termos de razões de chances.

4.2.1 Análise dos sinais dos coeficientes dos modelos logit estimados

Para analisar os resultados das estimações logit da Tabela 2, a ênfase nesta subseção é dada aos sinais dos coeficientes de cada variável explicativa utilizada no modelo. Segundo Wooldridge (2011), a análise dos sinais dos coeficientes estimados dão informações sobre a direção da mudança da probabilidade ou da chance (se aumentou ou reduziu) quando uma variável explicativa é alterada, muito embora haja outros fatores que podem influenciar tal direção. Ressalta-se que um sinal positivo indica aumento da probabilidade de o indivíduo se encontrar na situação de pobreza ao passo que um sinal negativo, sugere redução desta probabilidade. É importante mencionar que a análise de cada variável a seguir considera que todas as outras permanecem constantes.

Em relação ao gênero, o coeficiente negativo para o ano de 2004 e 2015 sugere que os homens têm menor probabilidade de pobreza do que as mulheres. Certamente esse fato se deve às maiores desvantagens que a mulher enfrenta, de modo geral, no mercado de trabalho, sobretudo as mulheres pobres. No tocante à cor ou raça, o sinal positivo do coeficiente (negro) indica que os ocupados que se declararam como negros (pretos e pardos) têm maiores chances de se encontrar em situação de pobreza do que os não negros.

¹¹ Por exemplo, Silva Jr. (2006) trabalhou com nove regressões logísticas e os valores dos pseudo- R^2 encontrados variaram entre um mínimo de 0,17 e um máximo de 0,30. Os valores obtidos por Ribas (2005) variaram de 0,40 a 0,51. Nas regressões de Teitelboim (2006) os resultados foram de 0,244 e 0,396.

¹² Segundo Lima (1997), o percentual de acerto do modelo acima de 70% indica bons ajustes.

Tabela 2: Resultados da estimação logística para os determinantes da pobreza
Unidade de análise: pessoa de referência no domicílio – Paraná – 2004 e 2015

Variáveis	2004			2015		
	Coef.	P> Z	odds ratio	Coef.	P> Z	odds ratio
Homem	-0,7306	0,00	0,4817	-0,9672	0,00	0,3802
Negro	0,3012	0,00	1,3515	0,4274	0,00	1,5332
Idade	-0,0462	0,00	0,9548	0,1183	0,00	1,1256
Idade ²	0,0001	0,00	1,0002	-0,0013	0,00	0,9987
Até um ano de estudo	-0,8266	0,00	0,4375	-0,0387	0,00	0,9620
5 a 8 anos de estudo	-1,1485	0,00	0,3171	-0,4133	0,00	0,6614
9 a 11 anos de estudo	-2,4380	0,00	0,0873	-0,9189	0,00	0,3989
12 anos ou mais de estudo	-4,3277	0,00	0,0132	-1,3246	0,00	0,2659
Começou trabalhar com 15 a 18 anos	-0,1941	0,00	0,8235	-0,0276	0,00	0,9727
Começou trabalhar com 20 anos ou mais	-0,5237	0,00	0,5923	-0,2993	0,00	0,7413
Aposentado ou pensionista	-2,0177	0,00	0,1330	-2,4572	0,00	0,0857
Vive na zona urbana	-0,9078	0,00	0,4034	-1,417	0,00	0,2425
Atividade principal no setor agrícola	0,4153	0,00	1,5150	0,4260	0,00	1,5312
Número de crianças no domicílio	0,7283	0,00	2,0715	0,7050	0,00	2,0224
Empregado informal	1,2617	0,00	3,5316	2,2000	0,00	9,0256
Conta própria	1,1665	0,00	3,2109	1,7436	0,00	5,7181
Não remunerados, ocupados na construção para próprio uso e ocupados na produção para o próprio consumo	2,4426	0,00	11,5028	3,1349	0,00	22,9867
Constante	0,1303	0,00	0,00	-6,4756	0,00	

2004

Observações: 2.214.000	Número de iterações: 6	Pseudo R ² : 0,3406
Prob > chi2: 0,00	Razão de verossimilhança: 523.184,29	
Log de verossimilhança: -506.510,2	Prob (Y=1): 83,54%	Prob (Y=0): 78,30%
Proporção de predições corretas: 78,88%		

2015

Observações: 2.417.536	Número de iterações: 5	Pseudo R ² : 0,3153
Prob > chi2: 0,00	Razão de verossimilhança: 137.115,19	
Log de verossimilhança: -148.856,39	Prob(Y=1): 59,96%	Prob (Y=0): 96,21%
Proporção de predições corretas: 95,56%		

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD 2004 e 2015.

A idade, que procura captar os efeitos do ciclo de vida, é *proxy* para a experiência do trabalhador. Seu coeficiente apresentou sinais ambíguos. Em 2004, foi negativo, indicando que o aumento da idade reduz a chance de pobreza das pessoas de referência no domicílio e seu efeito quadrático foi positivo, sugerindo que ao se alcançar uma determinada idade, a

probabilidade de pobreza aumenta. Já em 2015, o coeficiente para a variável idade é positivo, indicando que o aumento da idade aumenta a probabilidade de pobreza. No entanto, seu efeito quadrático foi negativo. Isso significa que a relação entre idade e pobreza pode ser captada na forma de U invertido. O aumento da idade eleva a probabilidade de pobreza até um ponto de máximo. Mas, à medida que as pessoas vão ficando mais velhas e, portanto, obtendo mais experiência, espera-se que a partir de determinada idade, a probabilidade de pobreza vá se reduzindo ao longo do ciclo de vida.

Sobre essa questão, certamente o que favorece a redução da probabilidade de pobreza não é necessariamente a experiência adquirida pelo indivíduo, no sentido de favorecer sua inserção ocupacional. Acredita-se que a influência da idade na redução da pobreza se deva às políticas públicas de distribuição de renda do governo federal, que favoreceu especialmente a população idosa, conforme ressaltado por Rocha (2006) e Lima (2005). A partir da Constituição Federal de 1988¹³, houve expansão dos benefícios previdenciários para a população de modo geral, e para a população rural, em particular. Além disso, a Previdência passou a transferir renda para pessoas idosas em situação de pobreza. Desde então, houve expansão dos benefícios concedidos, sobretudo para pessoas mais pobres e que a Previdência Social passou a constituir-se em um importante mecanismo de distribuição de renda no Brasil. Esse fato foi fundamental para os rendimentos das famílias, sobretudo das mais pobres.

Quanto às características educacionais das pessoas de referências, os sinais negativos dos coeficientes das categorias incluídas no modelo estão de acordo com o esperado e coerente com a discussão teórica realizada na seção 4.3, que indica uma associação negativa entre educação e condição de pobreza. Em relação à categoria base, que é não ter instrução ou ter menos de um ano de estudo, os resultados mostram que à medida que se avança nas faixas de escolaridade, menor a probabilidade de pobreza. Dentre as faixas consideradas, a que teve o maior coeficiente foi ter doze anos ou mais de estudo tanto em 2004 como em 2015. Destaca-se que de todas as faixas de escolaridade incluídas no modelo, os coeficientes das categorias dos que possuem 12 anos ou mais de estudo possuem a maior magnitude tanto em 2004 como em 2015, indicando que o maior nível de escolaridade contribui significativamente para a redução da probabilidade de pobreza.

Em relação às características do domicílio (existência de aposentado e/ou pensionista e número de crianças) observa-se que a existência de pelo menos um aposentado ou pensionista no domicílio teve sinal negativo, o que reforça as afirmações feitas anteriormente, visto que a probabilidade de pobreza se reduz. Vale mencionar que de todas as variáveis incluídas no modelo, esta é a que possui um dos maiores coeficientes, indicando um grande impacto sobre a redução da pobreza no estado. Ocupou o quarto lugar de importância em 2004 e o segundo em 2015. Este achado revela a importância da Previdência Social como mecanismo de distribuição de renda e de redução da pobreza no estado do Paraná. Quanto ao número de crianças no domicílio, o sinal positivo está de acordo com o esperado. Desse modo, quanto maior o número de crianças, maior a probabilidade de pobreza.

Sobre a idade em que as pessoas começaram a trabalhar e tomando para fins de comparação a faixa que se refere aos que entraram no mercado de trabalho com menos de quinze anos de idade, observa-se que as chances de pobreza decrescem para os que se inseriram com idades entre quinze e dezenove anos e vinte anos ou mais. É importante chamar a atenção que nas famílias pobres e especialmente nas áreas rurais é comum os

¹³ Até então vigorava o chamado Funrural (desde 1971) e só tinha direito aos benefícios previdenciários os trabalhadores assalariados do setor rural. O benefício (50% do salário mínimo) só era concedido por idade para os homens. As mulheres só podiam receber pensão por morte ou aposentadoria como arrimo de família (A OCUPAÇÃO..., 2001).

filhos ajudarem a família nas atividades laborais. O grande problema é quando o trabalho ocorre em detrimento dos estudos, o que pode reforçar o fenômeno da pobreza no sentido de que famílias pobres precisam do trabalho precoce das suas crianças. Esse fato pode prejudicar a dedicação aos estudos e, por sua vez, influenciar na reprodução da pobreza. O fato das famílias precisarem do uso da mão de obra infantil indica uma situação de pobreza dessa família, conforme destacado por Martins (2012).

Em relação às variáveis que indicam a localização do domicílio em termos de situação censitária, tomando a zona rural como referência, nota-se que residir na zona urbana reduz as chances de pobreza, o que é garantido pelo sinal positivo do coeficiente.

No que diz respeito à inserção no mercado de trabalho, observa-se que tanto em 2004 como em 2015, trabalhar no setor não agrícola reduz a chance de pobreza relativamente aos que se ocupam nas atividades agrícolas. Sobre a posição na ocupação no trabalho principal, foi considerado como base de comparação os trabalhadores formais. Os resultados mostraram que as pessoas que exercem atividades sem carteira de trabalho assinada, por conta própria, e outros (não remunerados, trabalhadores na construção para o próprio uso e trabalhadores na produção para o próprio consumo) têm maior probabilidade de pobreza em relação aos trabalhadores formais, tudo o mais constante.

4.2.2 Análise das estimações das razões de chances (*odds ratio*)

É importante avaliar os impactos que cada variável exerce nas razões de chances, as quais também são reportadas na Tabela 2 e que foram obtidas a partir das regressões logit estimadas. Em relação ao impacto da variável gênero sobre a probabilidade de pobreza, ser do gênero masculino reduzia a chance de pobreza em 52% e 62%, respectivamente em 2004 e 2015, em relação à mulher¹⁴. Nota-se que o impacto do gênero intensificou-se no período em favor do homem. O efeito da variável cor mostra que ser negro aumenta a chance de pobreza 35% no ano de 2004 e em 53% em 2015. Como se vê, houve elevação da influência desse atributo no período.

Quanto às faixas de anos de estudo, observa-se que em relação a pessoa de referência que não possui instrução ou tem menos de um ano de estudo, ter de um a quatro anos de estudo reduzia a chance pobreza em cerca de 56% em 2004, e apenas 4,0% em 2015. Ter de cinco a oito anos de estudo, por sua vez, diminui essa probabilidade em 68% em 2004 e 34% em 2015. Destaca-se que ter de nove a onze anos de estudo reduz a chance de pobreza em 91% e 61%, respectivamente em 2004 e 2015. Por fim, possuir doze anos ou mais de estudo 99% em 2004 e 73% em 2015. Estes dados sugerem uma perda de importância da escolaridade entre 2004 e 2015 na determinação da pobreza das pessoas de referência no domicílio no estado do Paraná. Esse resultado não deve ser visto como algo negativo, no sentido de menosprezar o poder da educação na redução da pobreza. Certamente essa menor influência se deve ao fato de que outras variáveis que exercem impacto no mais curto prazo ganharam importância, tais como a existência de aposentados ou pensionista no domicílio. Os efeitos positivos da educação na redução da pobreza tendem a ocorrer mais no longo prazo.

Quanto às faixas de idade em que se começou a trabalhar, tanto em 2004 como em 2015, independentemente da categoria de renda, uma alta proporção das pessoas de referência começou a trabalhar antes dos 15 anos de idade, conforme já apresentado na Tabela 1. No entanto, em relação à categoria de controle, observa-se que ter começado a trabalhar com idade de quinze a dezenove anos ou com vinte anos ou mais anos de idade reduz a chance de pobreza, respectivamente, em 18% e 41,0% (2004), e 3% e 26% (2015).

¹⁴ Vale lembrar aqui que como o coeficiente para a variável gênero masculino em 2004 foi -0,7305198. Seu antilogaritmo é 0,482 ($e^{-0,7305198}$). Isso significa que em relação à categoria base (sexo feminino) as chances de pobreza do homem se reduzem em cerca de 52%.

Essa variável, portanto, perdeu importância no período, seja porque houve redução da proporção de pessoas de referência que começaram a trabalhar antes dos 15 anos de idade, seja porque ainda assim é alta a proporção de pobres e não pobres que iniciaram a atividade laboral ainda crianças, independentemente de serem pobres ou não pobres.

No que se refere à existência de aposentado ou pensionista no domicílio, esta variável foi uma das que apresentou maior contribuição para redução da chance de pobreza, além de ter seu efeito potencializado no período: de 87% em 2004, para 92,0% em 2015. Este resultado reforça o fato de que essa renda tem um papel fundamental na manutenção e no bem-estar dos membros do domicílio. Esse resultado é chama a atenção, pois em 2015 a existência de aposentado ou pensionista foi o segundo maior coeficiente, em termos absolutos, na determinação da pobreza. Assim, esse tipo de renda tem um impacto muito grande no alívio da pobreza, além de que é um mecanismo que tem poder de ação muito rápido. Já sobre o número de crianças no domicílio, cada criança a mais contribui com uma chance maior em 100% tanto em 2004 como em 2015.

Quanto à zona de residência, constatou-se que os indivíduos que vivem na zona urbana têm chances 60% (2004) e 24,2% (2015) menores de serem pobres relativamente aos que vivem na zona rural. Essa variável também perdeu importância no período.

Em relação ao setor de atividade, verificou-se que caso a pessoa exerça atividades no setor agrícola, as chances de pobreza são maiores 51,5% (2004) e 53,12% (2015) relativamente aos ocupados nos demais setores. Apesar da elevação da chance, a mudança foi muito pequena. Apesar do setor agrícola no Paraná ser moderno, bem desenvolvido e de o estado ser um dos maiores produtores de produtos agropecuários do Brasil, o setor agrícola, possui condições de trabalho relativamente mais precárias no que nos demais setores. Primeiro, porque há grande número de não remunerados neste segmento; segundo, porque em geral as remunerações são relativamente menores e porque ainda existe alta informalidade neste segmento. Ademais, é um setor que emprega muitos trabalhadores temporários.

Os resultados encontrados para as variáveis relativas à posição na ocupação fornecem informações que permitem estimar em que magnitude as diferentes formas de inserção ocupacional influenciam as variações na chance de pobreza, tomando como base de referência os trabalhadores ocupados no setor formal (com carteira de trabalho assinada, militar e estatutários). A chance de pobreza para os ocupados informais (sem carteira) aumenta 3,5 vezes mais em 2004 e 9 vezes mais em 2015 em relação aos ocupados formais. Nota-se que no período a magnitude das chances dessa categoria elevou-se. Os conta próprias tiveram suas chances aumentas 3,21 vezes mais e 5,7 vezes mais relativamente aos formais, entre 2004 e 2015. A categoria outros, que inclui os não remunerados, os ocupados na produção para o próprio consumo e os ocupados na construção para o próprio uso teve suas chances de pobreza aumentada 11 e 22,9 vezes mais em relação aos formais. Baseando-se na intensidade das razões de chances das categorias relativas à posição na ocupação, sugere-se que deve ser dada ênfase para a formulação de políticas públicas voltadas para melhorar a geração de empregos de qualidade, caracterizados pela carteira de trabalho assinada e garantias trabalhistas e previdenciárias.

5 CONCLUSÃO

Quanto ao perfil da pobreza destacam-se a predominância de homens em 2004 tanto entre os pobres como entre os não pobres. Já em 2015, apesar de ter havido um aumento da participação das mulheres como responsáveis pelo domicílio, aumentou mais de 28 pontos percentuais a proporção de mulheres pobres, comportamento que mostra maior exposição da mulher à pobreza. No período, constatou-se aumento da participação de negros entre os pobres e uma idade média de até 49 anos dos responsáveis pelo domicílio.

Sobre a escolaridade, apesar das pessoas de referência pobres estarem mais presentes nas duas faixas de escolaridade mais baixas, houve avanços para os pobres, que reduziram suas participações de forma mais acentuada em tais faixas em comparação com os não pobres. Destaca-se alta participação das pessoas que começaram a trabalhar ainda crianças e isso pode ter tido algum impacto no baixo nível de escolaridade em que mais de 40% tanto de pobres como de não pobres possuem até oito anos de estudo.

Nos domicílios não pobres destacam-se maior participação de aposentados ou pensionistas relativamente aos pobres. Talvez por isso mesmo esses domicílios possam ser caracterizados como não pobres, graças à renda obtida via transferência direta de renda.

A análise das informações relativas à forma de inserção no mercado de trabalho mostrou que entre 2004 e 2015 houve piora na forma de inserção ocupacional das pessoas de referência pobres, visto que houve redução dos ocupados no segmento formal, aumento nas ocupações informais e dos trabalhadores não remunerados, ocupados na produção para o próprio consumo ou na construção para o próprio uso.

Utilizando-se a técnica de regressões logísticas, foram geradas estimativas para os anos de 2004 e 2015. Os principais resultados mostraram que ser homem reduz a chance de pobreza em relação à mulher e ser negro, ao contrário, aumenta. Esses dados podem estar relacionados às maiores discriminações e dificuldades de inserção ocupacional sofridas pelas mulheres e negros.

Apesar de ter perdido importância em termos de magnitude dos impactos entre 2004 e 2015, quanto maior a faixa de escolaridade em que o indivíduo se encontra, menor a chance de pobreza. Sem dúvida, esse resultado está coerente com inúmeros estudos que mostram a relevância da educação para obter melhores oportunidade de emprego e consequentemente, escapar da pobreza.

Merece destaque o impacto da redução da chance de pobreza no domicílio que possui pelo menos um aposentado ou pensionista. Em 2004, essa variável ocupava o 4º. lugar e em 2015 passou a ocupar o segundo. Esse fato vem reforçar o efeito na distribuição de renda das transferências fornecidas pela Previdência e programas sociais do governo como o Benefício de Prestação Continuada, que confere renda aos idosos em situação de pobreza.

Em relação à posição na ocupação, como a categoria de controle foi o trabalhador ocupado nos empregos formais, que de modo geral são de melhor qualidade, as demais formas de inserção ocupacional contribuem para que as pessoas tenham maiores chances de se encontrar em situação de pobreza.

Em síntese, fazendo um *ranking* das três variáveis que mais contribuíram para reduzir a chance de pobreza, vale destacar que em 2004, foram, nessa ordem: ter 12 anos ou mais de estudo, ter de 9 a 11 anos de estudo e ter pelo menos um aposentado ou pensionista no domicílio. Já em 2015, a ordem de importância é a seguinte: ter pelo menos um aposentado ou pensionista no domicílio, viver na zona urbana e ter 12 anos ou mais de estudo. Fazendo um *ranking* das três variáveis que mais contribuíram para aumentar a chance de pobreza, em 2004, foram a posição na ocupação outros (trabalhadores não remunerados, ocupados na construção para o próprio uso ou na produção para o próprio consumo), trabalhadores ocupados sem carteira de trabalho assinada e como conta própria. Em 2015 verificou-se que estas mesmas variáveis continuam liderando os fatores que mais aumentam as chances de pobreza das pessoas de referência no estado do Paraná.

De modo geral, os resultados encontrados com a aplicação das regressões logit reforçam que os fatores mais importantes para reduzir a pobreza devem focar em intervenções de curto e longo prazos. As medidas de curto prazo são importantes para aliviar a situação de pobreza de forma mais imediata, como por exemplo, dando continuidade aos programas de transferência de renda como as aposentadorias e pensões. A existência de pelo menos um beneficiário desse tipo de renda mostrou grande relevância no sentido de contribuir com a redução da probabilidade da pobreza, sobretudo em 2015.

Essa constatação reforça a importância da Previdência Social na distribuição de renda e redução da pobreza.

Mas, o combate à pobreza não pode apoiar-se apenas em transferência de renda. Portanto, medidas de mais longo prazo, por meio de intervenções públicas que tenham como objetivo melhorar as condições de educação e do mercado de trabalho e, assim, oferecer a todos oportunidades para que possam ter melhores condições de vida e trabalho. As políticas de públicas de redução da pobreza devem criar medidas que gerem renda a partir da adequada inserção dos indivíduos no mercado de trabalho.

5 REFERÊNCIAS

ANJOS, J.C.G. Raça e pobreza rural no Brasil Meridional: a comunidade de São Miguel dos Pretos – um estudo de caso. **Teoria e Pesquisa**, São Carlos, n. 42-43, p. 199-210, jan./jul. 2003.

ARRIAGADA, I. Dimensiones de la pobreza y políticas desde una perspectiva de género. **Revista de La Cepal**, Santiago de Chile, n. 85, p. 101-113, abr. 2005.

DIEESE. As mulheres no mercado de trabalho. In: DIEESE. **A situação do trabalho no Brasil**. São Paulo: DIEESE, 2001b, p. 103-126.

BORGES, A. As novas configurações do mercado de trabalho urbano no Brasil: notas para discussão. **Caderno CRH**, Salvador, v. 23, n. 60, p. 619-632, set./dez./2010.

CARVALHO, I.M. Família e pobreza. In: SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA (Org.). **Pobreza e Desigualdades Sociais**. Salvador: SEI, n. 63, 2003, p. 117-134 (Série Estudos e Pesquisas).

CEPAL. Comissão Econômica para América Latina e Caribe. **Entender la pobreza desde la perspectiva de género**. Santiago de Chile: Cepal-Unifem, 2004. (Serie mujer y desarrollo n. 52).

COUTO, A.C.L. **Pobreza entre os ocupados agrícolas no Brasil rural**: uma análise de suas características e principais determinantes (2004-2012). 192 f. Tese (Doutorado)-Programa de Pós-Graduação em Economia. Universidade Estadual de Maringá, Maringá, 2014.

CUNHA, M.S. Desigualdade e pobreza nos domicílios rurais e urbanos. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 40, n. 1, jan./mar., 2009, p. 9-30.

DEDECCA, C.S. Contribuições para a agenda da política de combate à pobreza rural. In: BUAINAIN, A.M. (Org.). **A nova cara da pobreza rural**: desafio para as políticas públicas. Brasília: IICA, 2012, v. 16, p. 107-119. (Série Desenvolvimento Rural Sustentável).

DIAS FILHO, J.M.; CORRAR, L.J. Regressão logística. In: CORRAR, L.J; PAULO, E.; DIAS FILHO, J.M. (Orgs.). **Análise multivariada para os cursos de Administração, Ciências Contábeis e Economia**. São Paulo: Atlas, 2012, p. 280-323.

DIEESE. O trabalho da população negra. IN: DIEESE. **A situação do trabalho no Brasil**. São Paulo: DIEESE, 2001a, p. 127-144.

DIEESE. As mulheres no mercado de trabalho. In: DIEESE. **A situação do trabalho no Brasil**. São Paulo: DIEESE, 2001b, p. 103-126.

FREITAS, A.M.L.; RODRIGUES, L. As relações de gênero, emprego e pobreza no Brasil. In: CONGRESSO EM DESENVOLVIMENTO SOCIAL, 3, 2012, Montes Claros. **Anais...** Montes Claros, 2012, p. 1-18. Disponível em: <http://www.congressods.com.br/images/trabalhos/GT4/pdfs/ana_maria_lacerda.pdf>. Acesso em: 05 jun. 2017.

GREENE, W.H. **Econometric Analysis**. New York: Prentice Hall, 2012, p. 343-393 e 681-759.

GUJARATI, D.N.; PORTER, D.C. **Econometria Básica**. Porto Alegre: AMGH, 2011, p. 288-314 e 587-613.

HAUGHTON, J.; KHANDKER, S. R. **Handbook on poverty and inequality**. Washington: The World Bank, 2009.

HELFAND, S.M; ROCHA, R.; VINHAIS, H.E.F. Pobreza e desigualdade de renda no Brasil rural: uma análise da queda recente. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 39, n. 1, p. 59-80, abr. 2009.

HOFFMANN, R. **Distribuição de renda**: medidas de desigualdade e pobreza. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, p. 217 a 224, 1998.

HOFFMANN, R. Distribuição da renda e da posse da terra no Brasil. In: RAMOS, P. (Org.). **Dimensões do agronegócio brasileiro**: políticas, instituições e perspectivas. Brasília: MDA, 2007, p.172-225 (Nead Estudos n. 15).

LADERCHI, C. R.; SAITH, R.; STEWART, F. Does it matter that we do not agree on the definition of poverty? A comparison of four approaches. **Oxford development studies**, v. 31, n. 3, p. 243-274, 2003.

LIMA, A. L. M. C. **Modelagem de equações estruturais**: uma contribuição metodológica para o estudo da pobreza. 2005. 286 f. Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Sociais, Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2005.

LIMA, R.A. Participação das mulheres no mercado de trabalho: um estudo dos microdados das Pnads. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 7, n. 1, p. 203-234, mai. 1997.

MARTINS, V.A.Z. **Um estudo sobre a pobreza rural e urbana das regiões brasileiras a partir da teoria dos conjuntos fuzzy**. 2012. 170 f. Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal Fluminense, Niterói, 2012.

MELO, H.P. **Gênero e pobreza no Brasil**. Brasília: CEPAL, 2005.

MODELOS para dados binários: regressão logística. Faculdade de Estatística da Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2000, 30 f. (mimeo).

NEY, M.G. **Educação e desigualdade de renda no meio rural brasileiro**. 2006. 117 f. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Econômico, Espaço e Meio Ambiente) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2006.

OFFE, C.; HINRICH, K. Economia social do mercado de trabalho: diferencial primário e secundário de poder. In: OFFE, C. **Trabalho e sociedade**: problemas estruturais e perspectivas para o futuro da sociedade do trabalho. Rio de Janeiro: Tempo Brasileiro, 1989, p. 43-81.

O'HIGGINS, N. *The challenge of youth unemployment*. Employment and training papers. Geneve: International Labour Organization, n. 7, 1997.

OSÓRIO, R. G.; SOUZA, P. H. G. F.; SOARES, S. S. D.; OLIVEIRA, L. F. B. **Perfil da pobreza no Brasil e sua evolução no período 2004-2009**. Texto para Discussão n. 1647, Brasília: IPEA, 2011.

PNAD. Microdados. **PNAD 2004 e 2015**. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 20 jan. 2017.

POCHMANN, M. **O emprego na globalização: a nova divisão internacional do trabalho e os caminhos que o Brasil escolheu**. SP: Boitempo, 2001.

POCHMANN, M. **A batalha pelo primeiro emprego**: as perspectivas e a situação atual do jovem no mercado de trabalho brasileiro. São Paulo: Publishers Brasil, 2000.

RIBAS, R.P. **Determinantes do risco de pobreza urbana no Brasil durante a década de 90**. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2005 (Texto para Discussão n. 266).

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil**: afinal, de que se trata?. 3. ed. Rio de Janeiro: FGV, 2006.

SALAMA, P.; DESTREMAU, B. **O tamanho da pobreza**. Economia política da distribuição de renda. Rio de Janeiro: Garamond, 1999.

SCHWARTZMAN, S. **As causas da pobreza**. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2007.

SILVA JR., L.H. **Pobreza na população rural nordestina**: análise de suas características durante os anos 1990. BNDES, 2006, 108 p. (28º. Prêmio BNDES de Economia).

WOOLDRIDGE, J.M. **Introdução à econometria**: uma abordagem moderna. São Paulo: Cengage Learning, 2011, p. 517-528.



ANÁLISE DA IMPORTAÇÃO DO TRIGO E A DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL: 2000 À 2014.

Carlos Eduardo Gomes¹
Luciane Cristina Carvalho²
Alexandre Florindo Alves³

Área 5: Métodos Quantitativos

RESUMO:

O Brasil tem o agronegócio como principal responsável pelo desempenho na balança comercial. Considerando que o país é competitivo em várias cadeias produtivas e, nesse artigo, será abordado o trigo e seus derivados como necessários à alimentação humana e, independente da classe social, todas tem acesso a este produto. No entanto, há países com mais vantagens em sua produção do que outros. Isso ocorre em função de incentivos políticos, condições climáticas e acesso a tecnologia. O presente artigo tem como finalidade verificar se há relação entre a desigualdade da renda e as importações brasileiras de trigo entre os anos de 2000 à 2014. A ideia motivadora para a elaboração surgiu a partir do estudo realizado para o Irã, desenvolvido por Shahabadi, Nemati e Samari (2015). Para o presente estudo utilizou como metodologia a de séries temporais com a estimação do modelo de correção de erros (VEC), com a inclusão de uma variável como proxy da desigualdade da renda. Essa variável é baseada no indicador de Gini que mede a concentração da renda. Além de outras variáveis que são explicitadas na metodologia. O modelo foi estimado através do software EViews versão 7.0. Comparando o resultado encontrado neste estudo com o trabalho de Shahabadi, Nemati e Samari (2015), pode-se dizer que os resultados corroboram com a ideia do trabalho de Shahabadi et al (2015), ou seja, a desigualdade de renda tem um impacto positivo sobre as importações do trigo.

Palavras-chave: Trigo; Desigualdade de renda; VEC.

ABSTRACT

The Brazil has the agribusiness as the main responsible for the performance of the trade balance. Whereas the country is competitive in various productive chains and, in this article, It will be addressed the wheat and its derivatives as required for human consumption,

¹ Pós-doutorando no Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, Área de Teoria Econômica na Universidade Estadual de Maringá - UEM. Maringá - PR. E-mail: cegomes1990@gmail.com

² Economista, Pós-doutora pelo Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, Área de Teoria Econômica na Universidade Estadual de Maringá - UEM. Maringá - PR. E-mail: lucrislho@gmail.com

³ Professor Doutor do Departamento de Ciências Econômicas e da Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá – DCO/PCE/UEM. Endereço eletrônico: afalves@gmail.com

regardless of social class, all have access to this product. However, there are advantages in countries with more output than the other. This is due to policy incentives, weather conditions and access to technology. This article aims to verify whether there is relationship between income inequality and the Brazilian wheat imports between the years 2000 to 2014. The motivating idea for the development emerged from the realized study to Iran, developed by Shahabadi, Nemati and Samari (2015). For the present study used the methodology of time series with the estimation of error correction model (VEC), with the inclusion of a variable as a proxy for income inequality. This variable is based on the Gini index which measures the concentration of income. And other variables that are explained in the methodology. The model was estimated by EViews software version 7.0. Comparing the results found in this study with the work Shahabadi, Nemati and Samari (2015), it can be said that the results corroborate the idea of Shahabadi et al (2015), ie, income inequality has an impact positive on imports of wheat.

Key Words: Wheat; Income inequality; VEC

1 INTRODUÇÃO

O Brasil tem o agronegócio como principal responsável pelo desempenho na balança comercial e ainda, destaca a atividade possui expressiva participação na economia do país. O país é competitivo em várias cadeias produtivas, sendo esta formada por um conjunto de atividades desde a elaboração do produto até a venda o mesmo. Apesar de o Brasil ser um país competitivo, há produção que é insuficiente para a demanda nacional obrigando a importação do produto, como por exemplo, o Trigo. Isso ocorre devido o preço de outros produtos alimentares, como a soja, terem valor de mercado maior, sendo assim os incentivos e investimentos passa a ser direcionados para outros produtos. Além disso, também deve-se considerar o clima, os aspectos políticos e tecnológicos que por sua vez acabam determinando o que produzir.

Assim, neste artigo, será abordado o trigo e seus derivados considerando tais produtos necessários a alimentação humana. Tem-se como finalidade verificar se há relação entre a desigualdade de renda e as importações brasileiras de trigo entre os anos de 2000 à 2014. A ideia motivadora para a elaboração surgiu a partir do estudo realizado para o Irã, em que os autores se propuseram a mostrar a importância dos grãos para o consumo e, apesar do Irã ser produtor deste grão a importação continuava crescendo. Dessa forma, tinham como principal objetivo verificar a existência ou não da relação entre a desigualdade de renda e a demanda por importação de grãos, bem como identificar os determinantes da importação de grãos. Shahabadi, Nemati e Samari (2015). Destaca-se ainda, que autores do estudo realizado para o Irã, argumentaram que não há consenso sobre o impacto da desigualdade de renda sobre a importação de grãos. Porém, ressaltam que houve diversos trabalhos empíricos que comprovaram relação positiva e, em contrapartida, outros trabalhos sugeriram que há relação negativa e outros, ainda, que não vêem relação entre as variáveis.

O argumento dos autores foi baseado num exemplo hipotético em que o país possui desigualdade de renda. Conforme o autor, assumiu-se um determinado nível de renda em que as famílias com rendimento a esse nível que foi determinado procuram maximizar sua utilidade comprando grãos de baixa qualidade e preço mais acessível, o que por sua vez causa a necessidade de importação de grãos, visto que o produzido internamente no Irã possui preço mais alto. E as famílias com rendimento superior ao nível de renda determinado consomem os grãos produzidos internamente, ou seja, produto com melhor qualidade e preço.

Para Shahabadi, Nemati e Samari (2015) com a redução da renda, a demanda por bens essenciais, como grãos aumenta. Assim, o país terá de enfrentar o excesso de demanda, que deve ser compensado pela produção nacional. No entanto, a capacidade de produção existente é insuficiente e obriga o governo a importar grãos ou derivados de outros países.

Considerando que o Brasil possui alguns aspectos semelhantes ao Irã em, como por exemplo, ser produtor de grãos, em especial do trigo, com grandes extensões de terra, mas mesmo nessas condições ainda é importado grandes quantidades deste grão. Nesse sentido, adaptou-se o estudo de Shahabadi, Nemati e Samari (2015) para o Brasil, procurando uma possível relação da desigualdade de renda com a importação do trigo.

Para que o objetivo seja cumprido, o presente trabalho está estruturado em três seções, além das considerações finais. Na seção um apresenta-se uma breve introdução; na seção dois, o trigo e sua importância no Brasil; a terceira seção a metodologia; a quarta seção apresenta-se os resultados.

2 O TRIGO E SUA IMPORTÂNCIA NO BRASIL

O trigo possui grande importância para a alimentação, pois é utilizado na produção de diversos produtos, tais como: farinha, massas, pães, bolos, biscoitos etc. Dessa forma, é uma matéria-prima que não pode faltar na indústria brasileira conforme Jesus Junior, Sidonio e Moraes (2012) destacam em seu estudo “... o trigo é o segundo item de maior participação na pauta de importações, atrás apenas da cadeia de petróleo, colocando o país no topo da escala dos maiores importadores mundiais”.

Os mesmos autores também argumentaram as razões pelos quais o Brasil tem importado grandes quantidades de trigo, sendo: os fatores climáticos, a fertilização do solo, custos elevados, o desinteresse do produtor, a ausência da coordenação na cadeia produtiva do trigo. Por isso, em seu estudo, Moraes (2012) procurou tratar dos meios para diminuir a dependência da importação desse grão que por autoridades competentes.

Conforme Tomasini e Ambrosi (1998), o trigo e seus derivados continuarão a ser fundamentais para a alimentação da população e dificilmente se encontrará outro alimento semelhante, em termos de qualidade e preço, que o substitua. Dessa forma, percebe-se que em qualquer sociedade ou cultura os consumidores continuarão a consumir os produtos e derivados de trigo em razão do seu preço e da variedade de alimentos que podem ser elaborados a partir do referido grão.

Dados do Ministério da Fazenda, o trigo tem duas direções, uma o grão de trigo é utilizado na fabricação da farinha para posterior uso na produção de alimentos básicos (pão, massas e biscoitos), e outra, na fabricação do farelo destinado à alimentação de animais e, ainda, como ingrediente na fabricação de cerveja. As informações da composição, distribuição e aplicação dos derivados do trigo estão no quadro abaixo.

Analisando o Quadro 1, percebe-se que 96,6% do trigo já transformado em farinha tem como destino a indústria de alimentos. Deste percentual, cerca de 55% destinam-se a padarias e indústria de pães. O consumo deste último é considerado de extrema importância, pois no Brasil é o “pão do dia”, ou seja, o primeiro alimento do cidadão.

Conforme Cunha (2012), a base da pirâmide alimentar, sendo: pães, massas, arroz e arroz, ou em sua maior parte encontram-se os carboidratos complexos, tais como vitaminas do complexo B e fibras. Destacando o pão, que é rico em energia, possui um consumo elevado e preço acessível, podendo ser consumido por todas as classes sociais, desde um complemento alimentar como acontece com famílias com alto poder aquisitivo, como também, como uma fonte de alimento como acontece com famílias de baixa renda.

Quadro 1. Composição, Distribuição e Aplicações da Farinha e do Farelo de Trigo Percentuais Médios no Brasil

Produto/Origem	Composição	Distribuição/Aplicação
Farinha Camada interior do grão de trigo	Carboidratos Cinzas Proteínas (especialmente o glúten) Água Sais minerais	Indústria de alimentos (96,6%) 55% para Padaria e Indústria de pães 17% para Indústria de Massas 13% para Uso Doméstico 11% para Indústria de Biscoitos Outros segmentos (3,4%)
Farelo Camada externa do grão de trigo	Itens acima + Impurezas vegetais	Indústria de ração animal (100%, utilizados como insumo)

Fonte: Sebrae-DF e Abitrigo. Elaboração: SEAE/MF

De acordo com Hubner (2006) o baixo poder aquisitivo da população brasileira situa o país num dos menores índices de consumo *per capita* de trigo do mundo. O autor também ressalta que nos anos 1980 o governo, como forma de garantir a alimentação da população, em especial de baixa renda, mantinha a compra do trigo, mantendo o consumo que superava 50 kg por habitante/ano. A compra do derivado do trigo era estável em decorrência das condições econômicas e dos subsídios garantidos pelo governo federal, utilizado como um tipo de programa social.

Marques (1995) explica que no Brasil, no início dos anos 1980, o governo implantou um programa de redução de subsídios. No entanto, criou-se uma polêmica em torno da existência ou não do subsídio. Tal discussão tratava-se da defesa da permanência dos mesmos em razão de, pelo menos, dois argumentos. O primeiro diz respeito ao âmbito social e o segundo era o econômico, ou seja, a subvenção pública privilegiava a população de baixa renda, dado o peso dos derivados de trigo na cesta de consumo. Todavia esse programa de subsídios teve seu fim em 1988, no entanto, a contínua necessidade do trigo permanecia. Além disso, o fim do referido programa impedia o Brasil de comercializar o trigo de forma igual com países que eram subsidiados.

De acordo com Tomasini e Ambrosi (1998), os países produtores de trigo que são subsidiados, colocam, de forma indireta, dificuldades a competição da produção do trigo em termos de qualidade e preço no Brasil. Tal fato é justificado pelas condições de subsídio e, também, das condições de crédito e de prazo concedida aos importadores. Destacam ainda, que o produto brasileiro enfrenta desajustes do sistema de produção conhecido como “custo Brasil”. Esse custo refere-se ao elevado custo de insumos, maquinários, transporte, estrutura portuária defasada, elevado custo de armazenagem, além dos altos impostos sendo eles direto ou indireto que incorrem na produção.

Para Brum, Heck e Lemes (2004), no Brasil, apesar das dificuldades oriundas de uma cultura agrícola, a região sul do país se modernizou e, na época do subsídio, voltou a produzir o trigo ganhando importância nacional. No entanto, a produção nacional ainda não alcançou a autossuficiência na produção deste grão, dando lugar para a Argentina que, devido às condições de solo e clima, transformou-se em um importante produtor e exportador de trigo. A Argentina, também, foi favorecida pela consolidação do Mercosul, a partir de 1991.

Tabela 1: Relação de produção e consumo do trigo no Brasil de 2000 à 2015.

SAFRA	ÁREA COLHIDA (ha)	PRODUÇÃO (t) (A)	RENDIMENTO (Kg/ha)	CONSUMO (B)	IMPORTAÇÃO	A/B (%)
2000	1.468,1	1.660,0	1,1307	9.500,0	7.200,0	17,4737
2001	1.725,0	3.250,0	1,8841	10.150,0	7.100,0	32,0197
2002	2.043,0	2.935,0	1,4366	9.900,0	6.700,0	29,6465
2003	2.495,0	5.851,0	2,3451	9.900,0	5.300,0	59,1010
2004	2.756,3	5.845,0	2,1206	10.200,0	5.300,0	57,3039
2005	2.360,0	4.873,1	2,0649	10.800,0	6.500,0	45,1213
2006	1.758,0	2.234,0	1,2708	10.500,0	7.750,0	21,2762
2007	1.819,0	3.825,0	2,1028	10.400,0	7.000,0	36,7788
2008	2.420,0	6.000,0	2,4793	10.700,0	6.000,0	56,0748
2009	2.480,0	5.026,2	2,0267	10.800,0	7.000,0	46,5389
2010	2.150,0	5.900,0	2,7442	10.800,0	6.665,0	54,6296
2011	2.170,0	5.800,0	2,6728	11.200,0	7.300,0	51,7857
2012	1.900,0	4.380,0	2,3053	10.900,0	7.358,0	40,1835
2013	2.200,0	5.300,0	2,4091	11.400,0	7.066,0	46,4912
2014	2.600,0	6.300,0	2,4231	12.300,0	7.000,0	51,2195
2015	2.620,0	6.381,0	2,4355	12.448,0	7.099,0	51,2612

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da USDA. Observação: A coluna "A/B (%)" refere-se a porcentagem da produção nacional em relação ao que é consumido no País.

Através da Tabela 1, pode-se perceber a relação de produção e consumo do trigo no Brasil de 2000 à 2015, assim como, vislumbra-se a evolução ao longo do tempo, bem como a necessidade de importação em razão da escassez da produção nacional.

De acordo com a Tabela 1, verifica-se que a produção do trigo aumentou, sendo ano 2000 de 1.1307 Kg/há representando cerca de 17,47% do consumo interno, em contrapartida no ano de 2015 a produtividade 2,4355 com indicando consumo interno de cerca 51,26%. A área colhida aumentada em 1,78% ao passo que o consumo de trigo no Brasil obteve um aumento de 31,03% para o mesmo período. Essas informações contribuem para a necessidade da importação do trigo, com vistas a suprir a escassez do produto e seus derivados. A importação, conforme dados da mesma tabela, não apresentou muita variação, permanecendo constante ao longo do tempo.

A produção do trigo sofreu ao longo do tempo modificações em decorrências de incentivos políticos. Com o advento da tecnologia, o trigo verificou-se melhor qualidade, aumento de produtividade e preço competitivo. Na subseção abaixo verifica-se os obstáculos inerentes à cultura do trigo, bem como os incentivo à produção.

2.1 SUBTÍTULOS OBSTÁCULOS E POLÍTICA DE INCENTIVO A PRODUÇÃO DO TRIGO BRASILEIRO

A importação do trigo ocorre devido ao aumento do consumo que não tem sido acompanhado pela produção do mesmo. Alguns pontos que desfavorecem essa cultura no Brasil são tratados abaixo, assim como os incentivos à produção ao longo do tempo.

De acordo com Colle (1998) o Brasil é importador do trigo com grande dependência externa, sendo responsável em alguns momentos por cerca de 70%. Essa dependência ocorre em razão do elevado custo de produção e baixa qualidade da matéria-prima. O mesmo destaca, também, a concorrência desleal no mercado internacional baseada em subsídios. Além disso, o transporte e a logística contribuem para o aumento dos custos em função da distância entre o centro produtor e consumidor.

Conforme Jesus Junior, Sidonio e Moraes (2012), outro fator limitador à produção do trigo brasileiro refere-se a fertilidade do solo. A cultura do trigo exige grande quantidade de fertilizantes de matéria orgânica incorporada ao solo, sendo assim torna-se necessário maior investimento na preparação do solo. Dessa maneira, o trigo nacional perde

competitividade no mercado internacional. Cabe destacar que as condições climáticas no Brasil não favorecem a cultura deste grão que é de regiões frias, e, no Brasil, vem sendo utilizada como rotação de cultura.

Quadro 2: EVOLUÇÃO DA REGULAMENTAÇÃO DA INDÚSTRIA DO TRIGO

1944 - Criação do Serviço de Expansão do Trigo (SET), pelo Decreto nº 6.170, subordinado ao Ministério da Agricultura.
1951 - Criação da Comissão Consultiva do Trigo (CCT), subordinada ao Ministério de Relações Exteriores.
1952 - O Banco do Brasil, via Cacex, passa a ser o único comprador e vendedor do produto importado.
1962 – Criação da Superintendência Nacional do Abastecimento (Sunab) pela Lei delegada nº 5, de 26/09/62, ligada à Presidência da República.
Extinção do Serviço de Expansão do Trigo (SET), pelo Decreto nº 1.477 de 26/10/1962, sendo as suas funções de fomento e pesquisa transferidas para o Ministério da Agricultura, e aquelas relativas à industrialização, à comercialização e abastecimento para a Sunab.
O Banco do Brasil passa a ser, também, o único comprador do trigo Portaria nº 820, de 22/11, do Ministério da Agricultura.
Criação da Comissão de Compra do Trigo Nacional/CTRIN/ vinculada ao Banco do Brasil, 30/11/62.
1965 - Criação do Departamento do Trigo (DTRIG), integrante da Sunab, pelo decreto nº 56.452, de 96, que passa a ser a principal agência reguladora do setor. O mesmo decreto cria a Junta Deliberativa do Trigo (Jutri), no DTRIG, com o fim de necessidades de importação e as ofertas dos fornecedores.
1967 - Consolidação do aparato institucional do Estado para o complexo trigo, pelo decreto nº 210, de 27/01. Em 27/02, a CTRIN é elevada à condição de Departamento Comercialização do Trigo Nacional (CTRIN).
1990 - Revogação do Decreto-Lei nº 210, de 27/02/1967, pela Lei nº 8.096, de 21/11/1990.

Fonte: Soares, 1980, *apud* por Mendes *et al.*, 1994.

O Quadro 2 aborda algumas mudanças institucionais, conforme Tomasini e Ambrosi (1998), em seu período mais recente e de grande importância, sendo as seguintes:

Conforme o Quadro 2, percebe-se a atuação do governo federal como incentivador da cultura do trigo. Com isso, houve melhora na produção em termos de qualidade de grãos e aumento de produtividade.

No entanto, deve-se ressaltar que conforme Colle (1995), apesar dos subsídios e estímulos do governo para aumento da produção doméstica, estes não foram somente os responsáveis pelo desempenho da produção do trigo no Brasil. Esse aumento também foi ocasionado pelo aumento do consumo em razão do preço do produto e pelo processo de urbanização desenvolvido.

Outro fato importante a destacar é que a partir de 1990, de acordo com Colle (1995), o decreto que regulamentava a participação do governo de forma ativa na produção e comercialização do trigo foi revogado. Então, a partir desta data, a produção passa a ser norteadas pelas leis do mercado, cabendo ao Estado medidas isoladas.

3 METODOLOGIA

A proposta de pesquisa é investigar se existe alguma relação entre as importações brasileiras de trigo e a desigualdade de renda no País. A base de dados para realizar as

aplicações econométricas para a economia brasileira tem como fonte os indicadores disponibilizados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA) e o Departamento de Agricultura dos Estados Unidos da América (USDA). O período de análise se concentra entre 2000 à 2014, sendo os dados utilizados na periodicidade mensal. Deste modo, será realizado uma exposição formal e sucinta sobre o modelo e a utilização de séries temporais, bem como uma descrição das variáveis.

3.1 MODELO EMPÍRICO

Muito se discute se o volume de importação é uma função do PIB e dos preços relativos. Essa ideia, inicialmente, foi proposta por Magee (1975), Warner e Kreini (1983) e Goldstein e Mohsins (1985) e, diversos estudos empíricos foram realizados para testar essa hipótese e não encontraram uma resposta definitiva. Katsimi e Moutos (2006, 2011) e Adam *et al* (2008), com o objetivo de incrementar a ideia do modelo, acrescentaram a variável de desigualdade de renda para a equação de volume por importações. Esse autores afirmaram que uma das razões para que a maioria dos estudos empíricos realizados não fornecessem uma evidência para a estabilidade da demanda de importação no longo prazo, foi a ausência de desigualdade de renda. Ainda de acordo com esses autores, o aumento da desigualdade de renda vai levar a mudanças na composição dos bens de consumo, principalmente o de grãos que possuem baixa elasticidade. Destarte, com o aumento da desigualdade de renda, o consumo das camadas média-baixa renda e pobre mudará para o consumo de grãos que têm preços relativamente mais baixos e, conseqüentemente, com qualidade inferior.

Portanto, para Katsimi e Moutos (2006, 2011) e Adam *et al* (2008), a nova equação de demanda por importação seria:

$$M_t = f(Y_t, GP, ER_t, IN_t)$$

Em que: M_t é o volume de importações; Y_t é o Produto Interno Bruto (PIB); GP é o volume da produção doméstica do grão; ER_t é a taxa de câmbio real; IN_t é a desigualdade de renda. Shahabadi, Nemati e Samari (2015) utilizaram como *proxy* para a desigualdade de renda o Índice de Gini e, neste trabalho, também será utilizado essa mesma *proxy* para testar o modelo de Katsimi e Moutos (2006, 2011) e Adam *et al* (2008) para a economia brasileira.

A estimação do modelo VEC deste trabalho segue a seguinte equação:

$$IT_t = \beta_1 D(PR_t) + \beta_2 D(PT) + \beta_3 D(CR_t) + \beta_4 D(GINI_t) + \varepsilon_t$$

Em que: IT_t é o volume da importação brasileira de trigo; PR_t é o PIB real; PT é o volume da produção doméstica de trigo; CR_t é o câmbio real; IN_t é o Índice de Gini do Brasil; ε_t é o termo de erro.

3.2 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

O banco de dados utilizado para a estimação econométrica foram extraídos do IPEADATA e do USDA. O período compreende janeiro/2000 até dezembro/2014, configurando como periodicidade mensal. Vale ressaltar também que todos os dados foram transformados em índice com o objetivo de uniformizar a análise e, também, alguns dados

obtidos não possuíam a periodicidade desejada e, portanto, foram interpolados⁴ para se tornarem dados mensais. Todos os dados também foram dessazonalizados utilizando o método X12 e o *software* utilizado para as estimações do modelo VEC foi o EViews 7.

As variáveis utilizadas neste trabalho foram:

- IMPORTAÇÕES DE TRIGO (IT): Ele representa todo o volume (em toneladas) do trigo que foi importado pelo Brasil. Este dado é anual e, portanto, foi interpolado para dados mensais. Este dado foi retirado do USDA;
- PIB REAL (PR): Utilizou-se o PIB industrial mensal (milhões de R\$), disponibilizado pelo IPEADATA como *proxy* para o PIB do país. Essa variável tem seus valores nominais e, foi necessário deflacionar o mesmo utilizando o IPCA.
- PRODUÇÃO DE TRIGO (PT): Ele representa toda a quantidade (em toneladas) do trigo que foi produzido pelo Brasil. Este dado é anual e, portanto, foi interpolado para dados mensais. Este dado também foi retirado do USDA.
- CÂMBIO REAL (CR): Para essa variável utilizou-se a taxa de câmbio (R\$/US\$) – comercial – compra – média. Este dado é disponibilizado pelo IPEADATA. Essa variável tem seus valores nominais e, foi necessário deflacionar o mesmo utilizando o IPCA.
- ÍNDICE DE GINI (GINI): Este índice mede o grau de desigualdade na distribuição da renda domiciliar per capita entre os indivíduos. Seu valor pode variar teoricamente desde 0, quando não há desigualdade (as rendas de todos os indivíduos têm o mesmo valor), até 1, quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda da sociedade e a renda de todos os outros indivíduos é nula). Essa variável foi extraída do IPEADATA.

3.3 BREVE REVISÃO SOBRE SÉRIES TEMPORAIS

Séries temporais são observações sobre uma mesma variável ao longo do tempo. Quando trabalha-se com séries temporais, é preciso observar a estacionariedade da série antes de realizar qualquer análise e, quando aplicadas em modelos, é necessário trabalhar com séries que são estacionárias.

A não estacionariedade de uma série é gerada pela presença de raiz unitária. Caso a série analisada não for estacionária, é necessário realizar modificações para que a mesma torne-se estacionária. Para saber se uma série é ou não estacionária, é consenso na literatura sobre o tema realizar testes de raiz unitária. De acordo com Enders (1995), a utilização de séries que são não estacionárias com regressões padrões pode levar a resultados espúrios.

Existem vários testes para verificar a estacionariedade ou não de uma série⁵. Neste trabalho, ir-se-á utilizar quatro testes, são eles: ADF - *Augmented* Dickey-Fuller, proposto por Dickey e Fuller (1979); DF – *detrended* Dickey-Fuller, proposto por Elliott, Graham, Rothenberg e Stock (1996); PP – proposto por Phillips e Perron (1988); KPSS - proposto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992).

Os testes ADF, DF e PP possuem como hipótese nula a presença de raiz unitária. Se a hipótese nula não for rejeitada, a série é não estacionária. Caso contrário, se for rejeitada, a série é estacionária. O teste KPSS, ao contrário dos outros testes apresentados, possui como hipótese nula que a série é estacionária. É importante ressaltar que esses testes são, em certa medida, complementares. Diversas vezes eles convergem entre si, chegando

⁴ A definição clássica de Thiele *apud* Sadosky (1980) para interpolação é que ela é capaz de ler os valores de uma tabela. Stark (1979) diz que a interpolação é o processo/método matemático que permite a construção de valores intermediários a partir de um conjunto discreto de dados conhecidos.

⁵ Para saber mais sobre testes de raiz unitária, recomenda-se a leitura de *Applied econometric time series*, de Enders (1995).

todos à mesma conclusão. Em algumas séries, no entanto, eles podem apresentar resultados diferentes, cabendo ao pesquisador decidir qual utilizar.

Para se constatar a presença de um ou mais vetores de cointegração, é necessário utilizar o teste de Johansen elaborado por Johansen e Juselius (1990). Através deste, é possível identificar o maior conjunto de variáveis que compartilham o mesmo comportamento no longo prazo. Constatado a cointegração, faz-se necessário utilizar o modelo Vetor de Correção de Erros (VEC) ao invés de utilizar o Vetor Autoregressivo (VAR) pois, como há cointegração é porque existe um relacionamento de longo prazo entre as variáveis. O VEC demonstra a mudança nos valores correntes de uma variável, com base em mudanças defasadas da própria variável, ou seja, o ajustamento do equilíbrio entre o longo e o curto prazo.

Conforme abordado por Silva, Rosado, Braga e Campos (2011), para testar a cointegração das séries temporais, utilizou-se os testes traço e de máximo autovalor, os quais foram propostos por Johansen e Juselius (1990). De acordo com esses autores, as hipóteses do teste traço são formuladas para verificar a existência do número máximo de (r) vetores cointegrados, ou seja, $H_0: r_0 \leq r$ e $H_1: r_0 > r$. Já a hipótese nula do teste de máximo autovalor é formulada com o objetivo de verificar o número exato de vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de existência de $r + 1$ vetores: $H_0: r_0 = r$ e $H_1: r + 1$. Tanto na estatística traço quanto na de máximo autovalor, para rejeitar a hipótese nula, ou seja, a ausência de cointegração, os valores precisam ser maiores que os valores críticos estabelecidos por Johansen e Juselius (1990).

Quando as séries são cointegradas, que é o caso deste trabalho, é preciso utilizar os modelos VEC e, caso não fossem, o modelo indicado seria o modelo VAR. Como o intuito é o de se analisar as relações de longo prazo, estimou-se o VEC, o qual foi normalizado. Conforme aponta Enders (2004), após realizado o teste de cointegração, é necessário estimar um modelo VAR com o objetivo de definir o número das defasagens que serão utilizadas no modelo. O VAR traz na sua forma variáveis que são dependentes dos valores defasados dela própria e dos valores atual e passado de outras variáveis, de tal forma que todas as variáveis são tratadas igualmente como endógenas. Logo após, estima-se o modelo VEC, modelo este em que se obtém os coeficientes de longo prazo e os coeficientes de ajustamento de curto prazo.

Duas ferramentas muito utilizadas no VAR e VEC são as funções impulso resposta e decomposição da variância. Para Cavalcanti (2010), a ampla utilização de funções impulso resposta e análise de decomposição de variância em modelos VEC como uma ferramenta de análise deve-se pela possibilidade de analisar as inter relações entre as múltiplas variáveis a partir de um conjunto de restrições. Nesses casos, existe a possibilidade de estimar o efeito de um “choque” desta variável sobre as demais variáveis do sistema. Essa ferramenta permite verificar o grau de “sensibilidade” das variáveis diante de um choque. De acordo com Enders (1995), o impulso resposta evidencia o intervalo de tempo necessário para que os efeitos de um choque se dissipem, fazendo com que a variável volte a sua trajetória natural de longo prazo quando o sistema seja estável.

A decomposição da variância dos erros de previsão é um procedimento que permite explicitar a proporção dos movimentos gerados em uma variável devido a ocorrência de um determinado choque exógeno em si mesma e nas demais variáveis ao longo do tempo. Dito de outro modo, a decomposição da variância fornece informações em torno da importância de uma determinada variável nas alterações de uma outra variável do modelo. Para Enders (1995) a decomposição da variância dos erros de previsão tem como objetivo o de extrair informações sobre o grau de endogeneidade das variáveis, ou seja, representa o quanto a variância de cada variável pode ser explicada pela sua própria variância e o quanto a mesma foi determinada pela variância de outras variáveis do sistema.

4 RESULTADOS

Conforme apresentado na metodologia, quando trabalha-se com séries temporais é necessário verificar se as séries são estacionárias. Deste modo, apresenta-se os resultados dos testes de raiz unitária descritos - Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) – na Tabela 2.

A realização do teste de raiz unitária do tipo DF não acusou a presença de raiz unitária em nível para as variáveis “CR”, “IT” e “PR”, ou seja, constatou-se a estacionariedade em nível uma vez que os valores da estatística calculada foram maiores que algum dos respectivos valores críticos para algum dos níveis de significância apresentados. Para as variáveis “GINI” e “PT”, o teste acusou a presença de raiz unitária em nível, uma vez que os valores da estatística calculada foram menores que os respectivos valores críticos a cada nível de significância apresentado. Deste modo, o procedimento de séries temporais recomenda a realização das séries em diferença na variável, no intuito de torná-la estacionária. Sendo assim, é possível observar – ainda na Tabela 2 – a série na diferença (até tornar-se estacionária). A utilização da primeira diferença tornou a variável “GINI” e “PT” estacionária.

O teste do tipo ADF não acusou a presença de raiz unitária em nível para as variáveis “CR”, “IT”, “PR” e “PT”. A variável “GINI” tornou-se estacionária na primeira diferença. O teste PP não acusou a presença de raiz unitária em nível para as variáveis “CR” e “PT”. As variáveis “GINI”, “IT” e “PR” tornaram-se estacionárias na primeira diferença. A realização do teste de raiz unitária do tipo KPSS não acusou a presença de raiz unitária em nível para todas as variáveis utilizadas, ou seja, são todas estacionárias em nível.

A Tabela 3 traz um resumo dos resultados obtidos nos testes de raiz unitária que foram apresentados, além de definir quais variáveis tiveram que ser submetidas ao procedimento das diferenças para torná-las estacionárias. Alguns dos testes realizados apresentaram conclusões diferentes e, portanto, optou-se por escolher conforme apresentado abaixo pois apresentaram melhores resultados.

Para a estimação do modelo econométrico VEC, utilizou-se todas as variáveis em nível e sem constante, conforme prevê o modelo, além de que o próprio EViews realiza a diferença das variáveis. Os resultados apresentados estão normalizados e, em relação ao tipo de tendência dos dados, o próprio Eviews irá “incluir” o que mais irá se ajustar de acordo com o sumário do teste de cointegração.

O sumário do teste de cointegração de Johansen indicou que a equação de cointegração deve ser com intercepto e sem tendência. Foi realizado estimações com todos os resultados do sumário e, o que apresentou os melhores resultados foi o apresentado, ou seja, o com intercepto e sem tendência. A Tabela 4 apresenta esses resultados.

Após verificado a estacionariedade das séries e realizado o sumário do teste de cointegração, realizou-se o teste de cointegração. A Tabela 5 apresenta esses resultados.

O teste de cointegração de Johansen, considerando os testes do traço e do máximo autovalor, são apresentados na Tabela 5. De acordo com o teste de traço, a hipótese de que o posto da matriz de cointegração é nulo é rejeitada, ou seja, existe cointegração com 5% de significância estatística. Do mesmo modo, de acordo com o teste do máximo autovalor, a hipótese de que o posto da matriz de cointegração é nulo também é rejeitada, ou seja, há a presença de cointegração com 5% de significância estatística. Sendo assim, há a presença de um vetor de cointegração, ou seja, uma relação de equilíbrio no longo prazo.

Tabela 2: Testes de Estacionaridades - Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

DICKEY-FULLER (DF)				
Variáveis em Nível	t-Statistic	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
CR	-13.46886	-2.577945	-1.942614	-1.615522
GINI	-0.084811	-2.578018	-1.942624	-1.615515
IT	-2.882207	-2.578018	-1.942624	-1.615515
PR	-6.011618	-2.578018	-1.942624	-1.615515
PT	-1.046485	-2.578018	-1.942624	-1.615515
Variáveis em Primeira Diferença	t-Statistic	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
GINI	-8.410057	-2.578018	-1.942624	-1.615515
PT	-2.652213	-2.578018	-1.942624	-1.615515
DICKEY-FULLER AUMENTADO (ADF)				
Variáveis em Nível	t-Statistic	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
CR	-13.44318	-3.466994	-2.877544	-2.575381
GINI	-0.161294	-3.467205	-2.877636	-2.57543
IT	-3.334698	-3.467205	-2.877636	-2.57543
PR	-6.599264	-3.467205	-2.877636	-2.57543
PT	-3.041504	-3.467205	-2.877636	-2.57543
Variáveis em Primeira Diferença	t-Statistic	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
GINI	-8.487807	-3.467205	-2.877636	-2.57543
PHILLIPS-PERRON (PP)				
Variáveis em Nível	Adj. t-Stat	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
CR	-13.44622	-3.466994	-2.877544	-2.575381
GINI	0.250468	-3.466994	-2.877544	-2.575381
IT	-1.899391	-3.466994	-2.877544	-2.575381
PR	-11.07262	-3.466994	-2.877544	-2.575381
PT	-2.301943	-3.466994	-2.877544	-2.575381
Variáveis em Primeira Diferença	Adj. t-Stat	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
GINI	-8.544109	-3.467205	-2.877636	-2.57543
IT	-2.848924	-3.467205	-2.877636	-2.57543
PT	-3.162949	-3.467205	-2.877636	-2.57543
KWIATKOWSKI-PHILLIPS-SCHMIDT-SHIN (KPSS)				
Variáveis em Nível	LM-Stat.	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
CR	0.11508	0.739	0.463	0.347
GINI	0.53247	0.739	0.463	0.347
IT	0.442713	0.739	0.463	0.347
PR	1.085491	0.739	0.463	0.347
PT	0.753578	0.739	0.463	0.347

Fonte: Elaboração própria através do *software* EViews 7. Observações: Teste realizado com a presença de intercepto; Os valores em negrito significam significância estatística. Hipótese Nula do Teste DF, ADF e PP: A variável possui raiz unitária (ou seja, não estacionária); Hipótese Nula do Teste KPSS: A variável é estacionária (ou seja, não possui raiz unitária).

Tabela 3: Ordem de integração das variáveis

VARIÁVEIS	DF	ADF	PP	KPSS
CR	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
GINI	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)
IT	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)
PR	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)
PT	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)

Fonte: Elaboração própria através do *software* EViews 7. Observação: Para visualizar os resultados completos ver Tabela 2.

Tabela 41: Sumário do teste de cointegração de Johansen

Tendência dos dados	Nenhum	Nenhum	Linear	Linear	Quadrático
Tipo de teste	Sem intercepto Sem tendência	Com Intercepto Sem tendência	Com Intercepto Sem tendência	Com Intercepto Com Tendência	Com Intercepto Com Tendência
Traço	1	1	1	1	2
Máximo Autovalor	1	0	1	0	0

Fonte: Elaboração própria através do *software* EViews 7. Observações: Séries: “IT, PR, PT, CR, GINI”. 8 lags. Valores críticos baseados em MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Tabela 5: Resultado dos testes Traço e Autovalor para Cointegração

TESTE DO TRAÇO				TESTE DO MÁXIMO AUTOVALOR			
H_0	H_1	Observado	Crítico	H_0	H_1	Observado	Crítico
$r = 0$	$r \geq 1$	75.57754	60.06141	$r = 0$	$r = 1$	47.93533	30.43961
$r \leq 1$	$r \geq 2$	27.64221	40.17493	$r \leq 1$	$r = 2$	15.19608	24.15921
$r \leq 2$	$r \geq 3$	12.44613	24.27596	$r \leq 2$	$r = 3$	9.106510	17.79730
$r \leq 3$	$r \geq 4$	3.339622	12.32090	$r \leq 3$	$r = 4$	3.108577	11.22480
$r \leq 4$	$r \geq 5$	0.231045	4.129906	$r \leq 4$	$r = 5$	0.231045	4.129906

Fonte: Elaboração própria através do *software* EViews 7. Observações: H_0 e H_1 representam as hipóteses nula e alternativa, respectivamente; negrito significa significância estatística a 5%, ou seja, rejeita-se a hipótese nula a 5%.

Realizou-se também a estimação do modelo VAR com o objetivo de determinar o número de defasagens utilizadas no modelo. O teste para seleção do critério de defasagens apresentou como ideal o valor de nove sendo, portanto, adotado essa quantidade de defasagens. Logo após, foi realizado o teste de exclusão de defasagens e, as defasagens que deveriam ser excluídas foram: 3, 4 e 5, permanecendo as defasagens 1, 2, 3, 6, 7, 8 e 9 para a estimação do modelo VEC. Em relação a escolha do número de defasagens, é considerado um bom número (9), já que possui um ciclo anual, sendo cultivado durante o inverno. O trigo também possui um ciclo relativamente curto, em torno de 100 a 120 dias, sendo utilizado em rotação de culturas de verão (soja, milho, etc). A Tabela 6 apresenta os resultados da estimação do modelo VEC somente para a variável de interesse – Importação de Trigo (IT).

Como o objetivo do trabalho é o de analisar as relações de longo prazo e agregar na discussão sobre a não convergência dos testes empíricos, os parâmetros estimado através do modelo VEC são apresentados na terceira coluna da Tabela 6 - COINTEQ1 – NORMALIZADO. De acordo com esses resultados, todos os sinais dos parâmetros foram condizentes com a teoria econômica, embora a variável “GINI” não tenha apresentado significância estatística.

O coeficiente do PIB Real (PR) indica que um aumento na renda nacional, faz com que as importações brasileiras de trigo (IT) aumente. Esse resultado corrobora com os encontrados por Campbell e Mankiw (1989) e Shea (1995) – quando ocorre variações na renda, ela é capaz de afetar o consumo. A variável de Produção de Trigo (PT) indica que quando ocorre um aumento na produção doméstica do grão, o volume de importações desse grão diminui, o que é esperado, pois o País torna-se menos dependente do mercado internacional, já que conseguiu produzir mais. No que condiz em relação ao Câmbio Real (CR), quando este deprecia⁶, a importação do grão tende a diminuir, pois o valor do grão no mercado internacional tende a ficar mais caro no Brasil. Como o trigo é um bem tão essencial para o brasileiro e, por questão de segurança, é possível realizar contratos para

⁶ Se o regime cambial adotado for flexível, o correto é depreciado; se for fixo, o correto é desvalorizado (Krugman, Obstfeld e Melitz, 2012). Como o Brasil adota o regime de câmbio flutuante, o termo utilizado será depreciação.

compra deste produto e, deste modo, mesmo havendo alteração da taxa de câmbio, o contrato deverá ser cumprido.

Tabela 6: Resultados da Estimação do Modelo VEC

COINTEGRATING EQ		COINTEQ1	COINTEQ1 - NORMALIZADO		
IT (-1)		1.000000	1.000000		
PR (-1)		-11.70484 (3.83439) [-3.05260]	11.70484 (3.83439) [-3.05260]		
PT (-1)		0.599317 (0.14828) [4.04185]	-0.599317 (0.14828) [4.04185]		
CR (-1)		42.17572 (6.20839) [6.79335]	-42.17572 (6.20839) [6.79335]		
GINI (-1)		-2.89E-05 (3.9E-05) [-0.74162]	2.89E-05 (3.9E-05) [-0.74162]		
C		-281.3526	281.3526		
Error Correction:	D(IT)	D(PR)	D(PT)	D(CR)	D(GINI)
CointEq1	0.001044 (0.00058) [1.80678]	-0.044847 (0.00726) [-6.17751]	-0.001522 (0.00497) [-0.30611]	-0.041863 (0.00572) [-7.32381]	2.775369 (71.7144) [0.03870]
Lag 1	0.885933 (0.11143) [7.95045]	-0.022918 (0.02141) [-1.07055]	-0.003946 (0.01299) [-0.30380]	0.002830 (0.02858) [0.09900]	1.34E-07 (7.0E-07) [0.19296]
Lag 2	0.053077 (0.11927) [0.44502]	-0.024496 (0.02039) [-1.20146]	0.005595 (0.01334) [0.41930]	0.018117 (0.02391) [0.75761]	1.91E-07 (7.1E-07) [0.26910]
Lag 6	-0.052615 (0.12081) [-0.43553]	0.023967 (0.01972) [1.21555]	-0.000631 (0.01343) [-0.04701]	-0.040289 (0.02334) [-1.72612]	1.37E-07 (7.0E-07) [0.19517]
Lag 7	0.054080 (0.14931) [0.36219]	-0.014680 (0.02250) [-0.65241]	-0.009560 (0.01681) [-0.56858]	0.001440 (0.02781) [0.05179]	-4.32E-07 (7.6E-07) [-0.56511]
Lag 8	0.044909 (0.14872) [0.30197]	-0.014570 (0.02221) [-0.65605]	0.001457 (0.01757) [0.08289]	0.007766 (0.02733) [0.28412]	2.54E-07 (7.7E-07) [0.33184]
Lag 9	-0.062222 (0.11906) [-0.52260]	-0.008123 (0.01928) [-0.42129]	0.014862 (0.01406) [1.05734]	0.006023 (0.02288) [0.26318]	6.41E-09 (7.2E-07) [0.00895]
C	-0.012011 (0.03239) [-0.37080]				
R-squared		0.863908			
Adj. R-squared		0.833337			
Sum sq. resids		18.30902			
S.E. equation		0.364244			
F-statistic		28.25871			
Log likelihood		-51.8051			
Akaike AIC		0.985943			
Schwarz SC		1.576211			
Mean dependent		-0.00188			
S.D. dependent		0.892222			

Fonte: Elaboração própria a partir do resultado do EViews 7. Observações: Foram utilizados os seguintes lags: 1, 2, 6, 7 8 e 9; Os valores em negrito representam valores estatisticamente significantes ao nível de significância de 10% (estatística *t*: 1,645); Observações incluídas: 170; Erro padrão em (); Estatística *t* em [].

Em relação ao Índice de Gini (GINI), um aumento nesta variável (aumento da concentração de renda), *ceteris paribus*, aumenta a importação brasileira de trigo em 2.89E-

05 – mesmo que essa variável não tenha apresentado significância estatística. Conforme apontado, o trigo é tido como um grão essencial no país, pois o pão francês e o macarrão – em especial – são alimentos consumidos independentemente da renda. Esse resultado corrobora (em parte) ao encontrado por Shahabadi, Nemati e Samari (2015) em que, o aumento da importação ocorre devido as condições de produção, principalmente as relacionadas ao custo serem mais elevados no Brasil, sendo preferível importar o grão, na maioria das vezes da Argentina (sendo esta a principal exportadora mundial) –além do acordo do Mercosul que favorece o mercado entre esses dois países. Outro possível fator é que existem outras culturas que possuem maior valor no mercado internacional, fazendo com que parte da área de agricultura seja destinada a produção de grãos para o mercado exterior, e também que melhores grãos podem estar sendo exportados, permanecendo para o consumo doméstico, em sua maioria, grãos com qualidade inferior, tendo possibilidade de importar grãos com qualidade superior no mercado internacional –porém com um valor maior.

O coeficiente de ajustamento de curto prazo, ou seja, o vetor de correção de erros - CointEq1 - ainda pode ser obtido pela análise de cointegração do resultado do VEC. Esses coeficientes evidenciam a velocidade do ajustamento de curto prazo das variáveis na direção ao equilíbrio de longo prazo. Destarte, diante de um desequilíbrio transitório, um elevado valor indica que a velocidade de ajuste será rápida em direção ao equilíbrio de longo prazo. No entanto, um valor pequeno mostra que a velocidade será baixa e, conseqüentemente, a transição de uma situação de desequilíbrio de curto prazo para uma situação de equilíbrio no longo prazo tenderá a ser corrigida de forma lenta. Através dos resultados encontrados, foi possível observar que, no curto prazo, qualquer alteração da tendência de longo prazo, será corrigida de forma rápida pois o coeficiente da variável de importação de trigo foi significativo e apresentou sinal positivo.

Em relação aos testes de robustez, é importante ressaltar que a estimação do modelo VEC é estável além de não possuir autocorrelação, ser homocedástico e os resíduos serem estacionários. Em relação a normalidade dos erros, estes não foram normais porém, através da propriedade de grandes amostras (Teorema do Limite Central), pode-se considerar que assintoticamente os resíduos seguem uma distribuição normal.⁷ A Figura 1 demonstra que todas as raízes características do VEC posicionaram-se dentro do círculo unitário, exceto as que indicam a presença de raiz unitária (não estacionária), indicando que o modelo atende às condições de estabilidade.

⁷ Maiores detalhes em Wooldridge (2006). Além disso, mesmo se não considerássemos o Teorema do Limite Central poderíamos desconsiderar esse teste com base em Oreiro et al (2006). Estes afirmam que desconsiderar a não normalidade dos erros é uma prática utilizada em alguns trabalhos no país, dada a impossibilidade de aumentar a amostra dos dados no Brasil.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

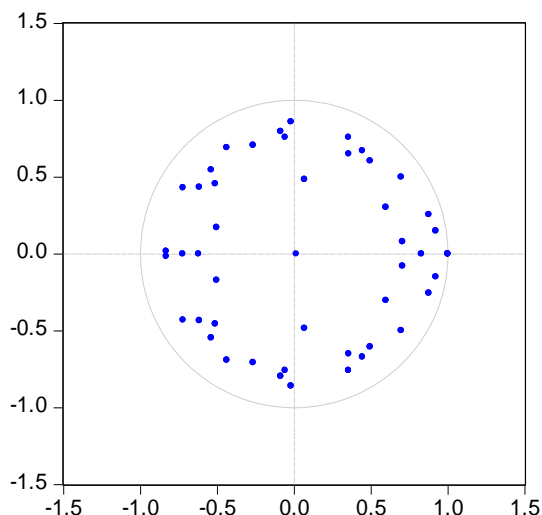


Figura 1: Teste de Estabilidade do VEC

Fonte: Elaboração própria através do *software* EViews 7.

Conforme já mencionado, essa metodologia permite, ainda avaliar o poder explanatório de cada variável sobre as demais através da decomposição da variância do erro de previsão. A Tabela 7 apresenta a decomposição da variância da importação do trigo (IT). Vale ressaltar que os resultados levam em consideração um período de 18 meses.

Tabela 7: Decomposição da variância da variável IT (Importações de Trigo)

PERÍODO	ERRO PADRÃO	IT	PR	PT	CR	GINI
1	0.364244	100	0	0	0	0
2	0.786053	99.5201	0.00023	0.005169	0.471039	0.003459
3	1.282688	98.63869	0.022765	0.002291	1.331232	0.005021
4	1.839789	97.85498	0.138906	0.012745	1.987123	0.006249
5	2.446224	97.18232	0.25982	0.043082	2.504651	0.010126
6	3.091404	96.61188	0.368402	0.092936	2.91291	0.013874
7	3.750444	96.4099	0.402381	0.155541	3.01162	0.020562
8	4.421813	96.21438	0.387505	0.222947	3.151669	0.023503
9	5.108034	95.96753	0.367068	0.294217	3.348468	0.022722
10	5.797549	95.61294	0.357389	0.402897	3.60654	0.020233
11	6.485717	95.1683	0.361642	0.559802	3.892442	0.017813
12	7.169146	94.65554	0.370662	0.77128	4.186506	0.016012
13	7.853986	94.12709	0.381766	0.998249	4.478421	0.014479
14	8.530765	93.55033	0.395983	1.2716	4.768736	0.013351
15	9.190897	92.92321	0.413784	1.599526	5.05093	0.012546
16	9.8303	92.247	0.435743	1.977177	5.328372	0.011709
17	10.44777	91.53819	0.459633	2.396897	5.594355	0.010924
18	11.04256	90.81211	0.48295	2.846753	5.847897	0.010294

Fonte: Elaboração própria através do *software* EViews 7. Observação: Ordenação de Cholesky: IT; PR; PT; CR; GINI.

Na Tabela 7 é possível notar que a importação do trigo (IT) é determinada praticamente por ela mesma, ou seja, no início do período ela explica 100% da variância do erro de previsão dela mesma. Já no final do período ela ainda continua explicando praticamente toda a variância do erro de previsão (90,81%). Quem ganha “destaque” no final do período é o Câmbio Real (CR), que explica 5,84% da variância do erro de previsão das importações do trigo. As demais variáveis ficam abaixo de 3% cada uma, ou seja, pouco explicam a variância do erro de previsão das importações do trigo. Esses resultados indicam que, a importação do trigo depende praticamente dela mesma pois, conforme já

abordado, esse grão é essencial na alimentação do brasileiro, independente da sua classe social.

As Figuras 2 e 3 apresentam o impulso resposta único e o impulso resposta acumulado, respectivamente. Através destas imagens é possível observar que um choque em determinada variável causa no comportamento de outra variável. É importante salientar que os choques serão dados em todas as variáveis do modelo porém, serão somente apresentados as respostas na variável de importação do trigo (IT) – variável de interesse. O período apresentado também compreende de 18 meses.

Inicialmente tem-se o choque em “IT” e como ele própria reage a este choque. Desde modo, um choque positivo, ou seja, um aumento em “IT” faz com que o volume das importações de trigo aumentem. Em relação ao choque no PIB real, um aumento do mesmo, faz com que as importações de trigo aumentem. Esse comportamento já era o esperado, dado que o aumento na renda nacional possui capacidade de aumentar o consumo.

O choque positivo na produção doméstica de trigo, ou seja, o aumento da mesma, faz com que as importações de trigo aumentem. Um dos motivos que podem explicar este comportamento é que o Brasil também exporta o produto, mesmo não sendo autosuficiente na sua produção, fazendo com que um aumento na produção seja acompanhado por aumento nas importações desse grãos, além de que melhores qualidades de trigo possam estar sendo exportadas por um preço superior.

Um aumento do câmbio real, ou seja, uma depreciação cambial, faz com que as importações aumentem. Esse resultado pode parecer contraditório porém, como trata-se de um bem essencial para o Brasil, além de que com o aumento do preço no mercado internacional, muitos produtores podem optar por vender o trigo no exterior, fazendo com que nossa importação aumente para suprir a demanda doméstica.

Agora, dando ênfase na desigualdade de renda (GINI), apresenta-se a Figura 4 – essa figura foi extraída das tabelas 2 e 3 - um aumento da desigualdade de renda, ou seja, aumento no Gini, aumenta a importação de trigo – mesmo que de forma modesta. Um dos fatores que podem explicar esse tipo de comportamento está na qualidade do grão produzido no Brasil, ou seja, o mercado internacional produz grãos com qualidade superior à produção doméstica, fazendo com que consumidores de baixa renda tenham que consumir grãos com menor qualidade quando comparados com indivíduos de alta renda, evidenciando possíveis graus de desigualdade no Brasil.

Destarte, o trigo é muito utilizado no Brasil, independentemente da classe social, tanto que o Governo promoveu diversas políticas para este tipo de grão. Comparando o resultado encontrado neste trabalho com o trabalho de Shahabadi, Nemati e Samari (2015), pode-se dizer que os resultados apresentados nas figuras 2, 3 e 4 corroboram com a ideia do trabalho de Shahabadi *et al* (2015), ou seja, a desigualdade de renda tem um impacto positivo sobre as importações do trigo porém, caso não existisse as políticas governamentais, a população de menor renda (mais pobre) iria sofrer muito na questão do consumo de trigo.

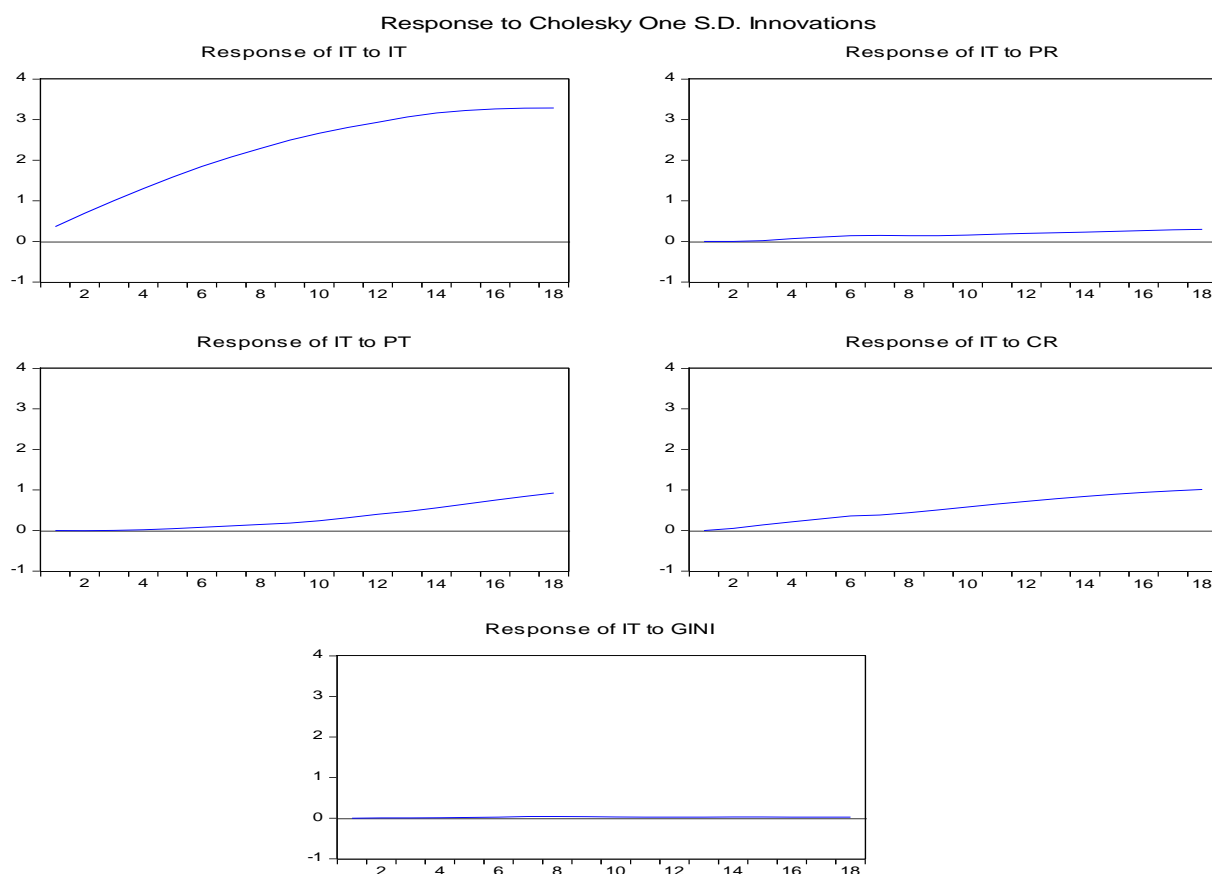


Figura 2: Impulso resposta – choque único

Fonte: Elaboração própria através do *software* EViews 7.

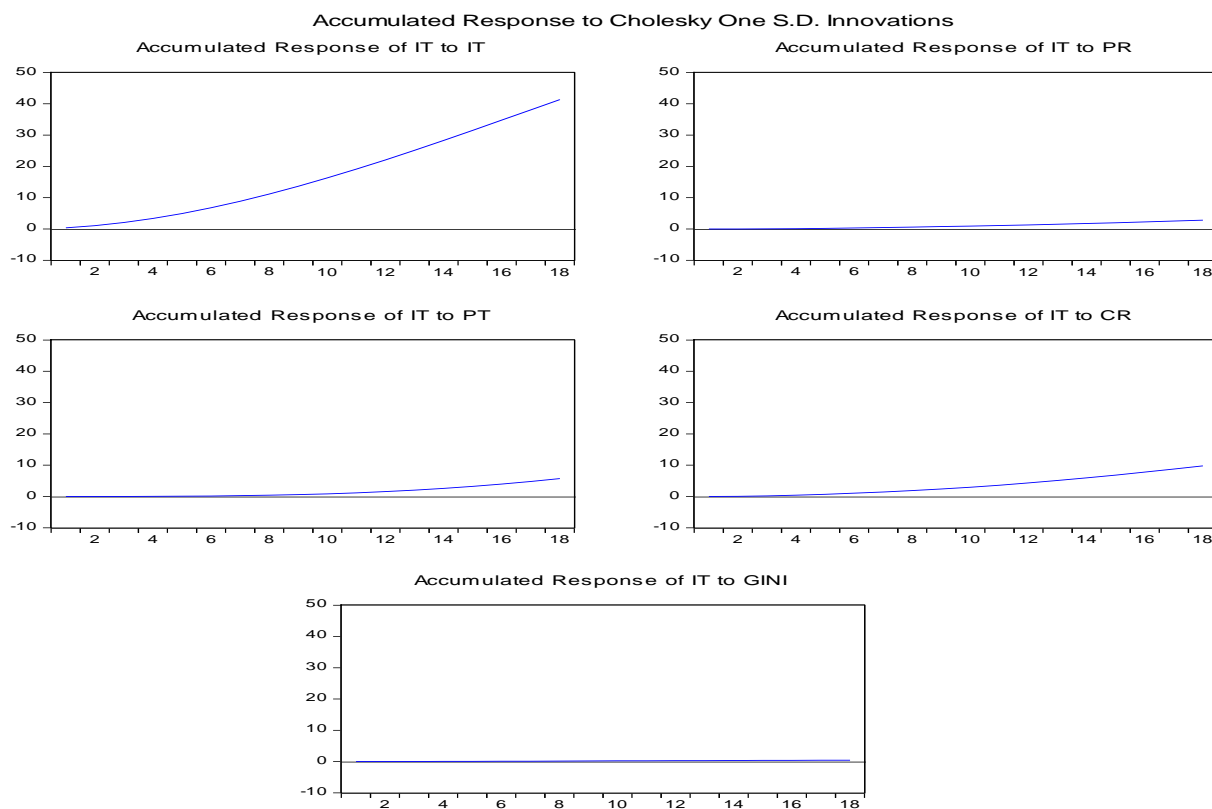


Figura 3: Impulso resposta acumulado

Fonte: Elaboração própria através do *software* EViews 7.

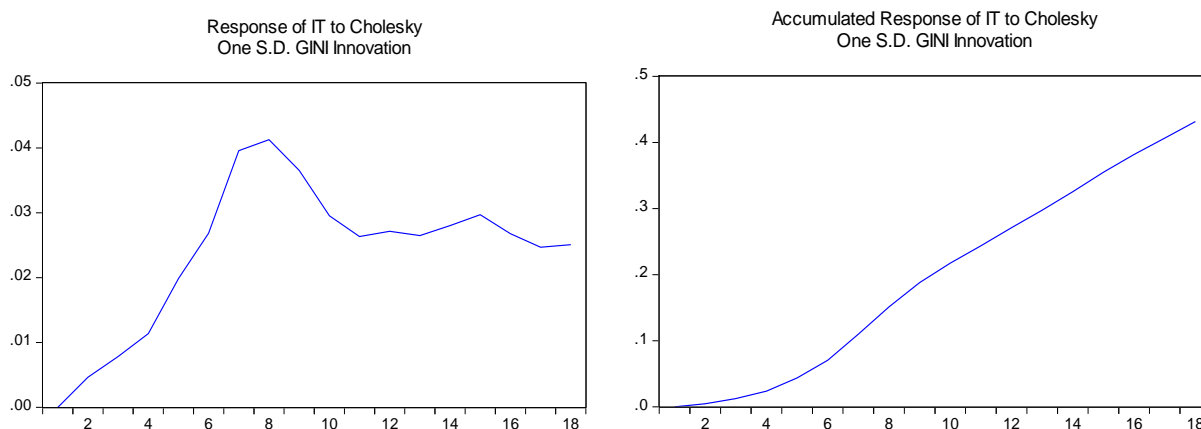


Figura 4: Impulso resposta – choque único e acumulado para a variável GINI

Fonte: Elaboração própria através do *software* EViews 7.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Considerando a importância do trigo, tanto como grão, como também em produtos processados, além da necessidade do mesmo para a humanidade, verificou-se que no Brasil houve diversos estímulos por parte do governo para desenvolvimento da cultura. Vale ressaltar também que o alimento derivado do trigo é consumido por toda a população, independente da classe social, ou seja, o trigo é um alimento básico e de grande importância para o povo brasileiro, consumido em diferentes formas como pães, massas alimentícias, bolos, biscoitos e etc.

Verificou-se também ao longo do estudo, que apesar dos incentivos do Estado, o Brasil ainda é dependente da importação do grão, tendo como principal fonte fornecedora a Argentina. A negociação entre ambos os países foi intensificada após a criação do Mercosul que favoreceu os acordos e redução de tarifas.

A produção no Brasil apresentou evolução no período estudado, visto que houve melhoramento na genética do grão, com o uso da tecnologia que contribuiu para melhorar o preço da produção interna. No entanto, esses preços ainda não são competitivos no mercado internacional, pois existem culturas (como a soja) que são “preferíveis” devido ao seu alto valor de exportação.

A partir do estudo elaborado para o Irã, desenvolvido por Shahabadi, Nemati e Samari (2015, o objetivo deste artigo é o de contribuir para o debate acerca da possível relação entre a desigualdade de renda e as importações, em que não existe um consenso entre os estudiosos sobre o tema. Sendo assim, buscou-se verificar se existe relação entre a desigualdade da renda possui certa influência nas importações brasileiras de trigo entre os anos de 2000 à 2014. Portanto, os resultados encontrados neste trabalho corroboram com a ideia do trabalho de Shahabadi *et al* (2015), ou seja, a desigualdade de renda tem um impacto positivo sobre as importações do trigo.

Para trabalhos futuros, sugere-se que seja explorado melhor a questão da causalidade pois, as estruturas produtivas das duas economias (Brasil e Irã) são diferentes.

REFERÊNCIAS

ADAM, A.; KATSIMI, M.; MOUTOS, T. Inequality and the Import Demand Function. *CESIFO Working Paper* No. 2196, Category 6: Monetary Policy and International Finance. 2008.

BRUM, A.L.; HECK, C.R.; LEMES, C.L. As Políticas Brasileiras de Fomento à Cultura do Trigo uma revisão histórica. *Desenvolvimento em questão*, Editora Unijuí, ano 2, n. 3, jan./jun. 2004.

CAMPBELL, J. Y.; MANKIW, N. G.. "Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence." *NBER Macroeconomics Annual* 4: 185–216, 1989.

CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. *Economia Aplicada*, Riberão Preto, v. 14, n. 2, Junho de 2010.

COLLE, C. A. A cadeia produtiva do trigo no Brasil: Contribuição para geração de emprego e renda. *Dissertação de mestrado em Economia Rural da UFRGS*. Porto Alegre, 1998.

CUNHA, A. Cadeia produtiva do pão: fontes informacionais utilizadas no planejamento de novos produtos. *Monografia de Biblioteconomia da UFRGS*. Porto Alegre, 2012.

DEPARTAMENTO DE AGRICULTURA DOS ESTADOS UNIDOS DA AMÉRICA (USDA). DADOS: IMPORTAÇÃO DE TRIGO; PRODUÇÃO DE TRIGO. Disponível em: <<http://www.ers.usda.gov/>>.

DICKEY, D.A; FULLER, W.A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, p. 427-31, 1979.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Wiley Series in Probabilities and Mathematical Statistics. Wiley & Sons, New York. 1995.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Nova York: Wiley. 2004.

FRAUZINO, C.C.M. Mudanças institucionais e a indústria do trigo: 1987-1993. *Dissertação de mestrado da Universidade Estadual de Campinas*. Instituto de Economia. Campinas, 1995.

GOLDSTEIN, M.; MOHSINS, Kh. *Income and Price Effects in Foreign Trade*. Int. Eco., 2: 1041-1105. 1985.

HUBNER, O. Trigo. *Secretaria de estado da agricultura e do abastecimento departamento de economia rural – Deral*, 2006.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEADATA). DADOS: PIB REAL; CÂMBIO REAL; ÍNDICE DE GINI. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>.

JESUS JUNIOR, C.; SIDONIO, L.; MORAES, V.E.. Panorama das importações de trigo no Brasil. *BNDES Setorial* 34, p. 389-420. 2012.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with application to the demand for money. *Oxford Bulletin on Economics and Statistics*, v. 52, n. 1, p. 169-210, 1990.

KATSIMI, M.; MOUTOS, T. Inequality and the US Import Demand Function. *CESIFO Working Paper* No. 1827, Category 6: Monetary Policy and International Finance. 2006.

- KATSIMI, M.; MOUTOS, T. *Inequality and the US Import Demand Function*. J. of Int. Money Finance., 30: 492-506. 2011.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M.; MELITZ, M. J. *International economics: theory & policy*. Boston, 9. ed., Pearson, 2012.
- KWIAKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*. p. 159-178, 1992.
- MAGEE, S. P. *Prices, Income and Foreign Trade: A Survey of Recent Economic Studies*. In "International Trade and Finance: Frontiers for Research", (Ed.): Kenen, P. B.. Cambridge University Press, New York, PP. 175-252. 1975.
- MINISTÉRIO DA FAZENDA. *Panorama do trigo e derivados*. Secretaria de Acompanhamento Econômico. Disponível em: <http://www.seae.fazenda.gov.br/central-de-documentos/panoramas-setoriais/Trigo_Derivados.pdf>.
- OREIRO, J.L., PAULA, L. F., ONO, F. H. & SILVA, G. J. C. Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente. *Economia Aplicada*, 2006.
- PHILLIPS, P.C.B; PERRON P. Testing for a Unit Root in Time Series Regressions. *Biometrika* 75, 335-346, 1988.
- SADOSKY, M. *Cálculo numérico e gráfico*; tradução de João Luís Escosteguy Merino. Interciência. Rio de Janeiro. 306p., 1980.
- SHAHABADI, A.; NEMAT, M.; SAMARI, H. Effect of Income Inequality on Demand for Grain Import in Iran. *J. Agr. Sci. Tech*. Vol. 17: 1085-1093. 2015.
- SHEA, J. "Union Contracts and the Life-Cycle/Permanent-Income Hypothesis." *American Economic Review* 85 (March): 186–200, 1995.
- SILVA, M. A. de P.; ROSADO, P. L.; BRAGA, M. J.; CAMPOS, A. C. Oferta de Exportação de Carne de Frango do Brasil, de 1992 a 2007. *RESR*, Piracicaba, SP, vol. 49, nº 01, p. 31-54, jan/mar 2011 – Impressa em maio 2011.
- SIMS, C. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1: 1-48. 1980.
- SOARES, R.P. Trigo. *Agroanalys*. Rio de Janeiro:FGV,vol2, n.4. 1988.
- STARK, P. *Introdução aos métodos numéricos*; tradução de João Bosco Pitombeira de Carvalho. Interciência, Rio de Janeiro, 426p., 1979.
- TOMASINI, R.G.; ambrosi, i. Aspectos econômicos da cultura de trigo. *Cadernos de Ciência & Tecnologia*. Vol. 15,n.2 - maio./ago.,1998.
- WARNER, D.; KREININ, M. E. Determinants of International Trade Flows. *Rev. Eco. Statistics*, 65: 96-104. 1983.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. 3. ed. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.

**DETERMINANTES DA PROBABILIDADE DE DESEMPREGO NO ESTADO DO
PARANÁ: UMA COMPARAÇÃO ENTRE OS ANOS DE 2001 E 2014**Johny Henrique Cabreiro Xavier¹
Ana Cristina Lima Couto²**ÁREA TEMÁTICA: ÁREA 4 – MÉTODOS QUANTITATIVOS****RESUMO:**

Este trabalho tem como principal objetivo estimar o impacto de algumas variáveis selecionadas, de acordo com a teoria, como determinantes do desemprego entre homens e mulheres no estado do Paraná e verificar as mudanças ocorridas entre os anos de 2001 e 2014. As estimações foram realizadas com base no modelo de regressão *logit*. A fonte de dados utilizada foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os resultados mostraram que o jovem possui maiores chances de estar desempregado, especialmente os jovens do sexo masculino, no entanto, com a evolução da idade as chances de desemprego apresentaram queda. A variável chefe de família apresentou impacto negativo sobre a probabilidade de desemprego e sua magnitude foi maior para o homem, que na maioria das vezes ocupa esta posição. O homem negro também apresentou alta probabilidade de desemprego no período. Por fim, em relação à escolaridade, observou-se uma queda na probabilidade de desemprego, principalmente para a mulher a partir do ensino médio.

Palavras-chave: Desemprego. Mercado de trabalho. *Logit*. Paraná. Escolaridade.

ABSTRACT

The main objective of this study is to estimate the impact of selected variables, according to theory, as determinants of unemployment among men and women in the state of Paraná and to verify the changes occurred between the years 2001 and 2014. The estimates were made based on the logit regression model. The data source used was the National Sample Household Survey (PNAD) of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). The results showed that the young person is more likely to be unemployed, especially young males, however, with the evolution of the age the chances of unemployment showed a fall. The variable householder had a negative impact on the probability of unemployment and its magnitude was greater for the man, who most of the time occupies this position. The black man also presented high probability of unemployment in the period. Finally, in relation to schooling, a decline in the probability of unemployment was observed, especially for women from high school.

Keywords: Unemployment. Labor market. Logit. Paraná. Education.

¹Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Maringá. E-mail: johnnyhenrique456@gmail.com

² Professora do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: aclcouto@uem.br

1 INTRODUÇÃO

Alguns acontecimentos da última década do século XX contribuíram para uma grande mudança no mercado de trabalho e na sua estrutura. A evolução da globalização, acompanhada da reestruturação produtiva e das políticas neoliberais implementadas causaram elevação das taxas de desemprego, instabilidade na ocupação, aumento da rotatividade e redução do salário real dos trabalhadores. Esses acontecimentos e suas consequências tornaram o desemprego assunto de grande relevância no meio acadêmico e fonte de preocupação no que tange à elaboração de políticas públicas eficazes que visem à minimização deste problema.

No entanto, as políticas de combate e/ou minimização do desemprego devem levar em consideração que alguns grupos da sociedade são mais fortemente atingidos pelos seus efeitos. Além disso, os formuladores de políticas públicas devem saber que tipo de atuação contra o desemprego é mais eficaz: educação, políticas de redução da desigualdade social, inclusão da mulher no mercado de trabalho, dentre muitos outros. A literatura aponta um conjunto de fatores sociais, econômicos e demográficos que estão associados ao desemprego, tais como sexo, cor ou raça, idade, experiência, nível de escolaridade, estrutura familiar, local de residência (área urbana ou rural), entre outros.

Posto isso, o objetivo principal deste trabalho é estimar o impacto de algumas variáveis selecionadas sobre a probabilidade de desemprego entre homens e mulheres no estado do Paraná nos anos de 2001 e 2014. De forma mais específica, procura-se analisar os efeitos de cada variável estimada, medindo o seu impacto sobre a probabilidade de desemprego, enfatizando as principais mudanças ocorridas no período e indicando quais aspectos devem ser priorizados em termos de formulação de políticas públicas voltadas para a redução do desemprego no Paraná.

A fonte de dados utilizada foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) dos anos 2001 e 2014 e a estimação foi realizada por meio do modelo *logit* de resposta qualitativa. Optou-se por analisar de forma separada homens e mulheres, tomando como exemplo o trabalho de Oliveira, Scorzafave e Pazello (2009), já que a dinâmica do desemprego tende a ser diferente para as mulheres.

Para cumprir os objetivos propostos, este trabalho está dividido em três seções, além desta introdução e das considerações finais. Na primeira, são abordadas algumas discussões teóricas e conceituais acerca do desemprego. Na segunda, são apresentados os aspectos metodológicos relacionados à técnica econométrica empregada, bem como a descrição das variáveis utilizadas no modelo. Na terceira e última seção são analisados os resultados estimados. Por fim, são apresentadas as conclusões deste trabalho.

2 REVISÃO DE LITERATURA SOBRE OS DETERMINANTES DO DESEMPREGO

O desemprego é um fenômeno que atinge diariamente milhares de pessoas no mundo todo, afetando diretamente a capacidade de obtenção de renda das mesmas. O problema do desemprego é um assunto amplamente debatido no meio acadêmico e permanente fonte de preocupação dos indivíduos e dos formuladores de políticas públicas. A revisão de literatura sobre o tema mostra que o desemprego afeta as pessoas de forma muito desigual. Há um consenso teórico de que mulheres, negros, jovens e pessoas com baixa escolaridade estão mais propensas a estarem na situação de desemprego³.

³ Não se desconhece que existem outros fatores podem contribuir na determinação do nível de desemprego. Sobre esses fatores, Reinert (2001) afirma que: "As causas do desemprego são muitas e, muitas vezes, o que é causa para uma determinada linha de pensamento, pode ser solução para outra. Dentre as causas mais citadas, pode-se enunciar: o desenvolvimento tecnológico, a globalização, a

. De acordo com Offe e Hinrich (1989), o desemprego atinge os grupos de pessoas de modo bastante desigual, isto é, existe uma distribuição desigual e grupal dos riscos do mercado de trabalho baseada nos atributos dos indivíduos. De acordo com os autores, tais atributos podem ser:

- a) Adquiridos: são aquelas características mutáveis que dependem das ações desenvolvidas pelo indivíduo, como por exemplo a educação, a renda e a experiência;
- b) Atribuídos: são as características praticamente imutáveis, como por exemplo: idade, sexo, condição física e cor da pele.

Segundo estes autores, existe uma distribuição altamente irregular dos riscos estruturados no mercado de trabalho. Dessa forma, diferentes grupos sociais possuem maiores chances de estarem desempregados. Quando empregados, alguns grupos podem estar ocupando uma posição precária no mercado de trabalho ou recebendo salários menores de acordo com seus atributos mutáveis e imutáveis.

Um exemplo de um grupo social que é afetado de forma mais intensa pelo desemprego é encontrado nos estudos sobre a inserção do jovem do mercado de trabalho. Pochmann (2007) destaca que as políticas sociais voltadas para o trabalho nos últimos dez anos precisam ser avaliadas, pois o baixo crescimento econômico observado no Brasil impede a geração de emprego para todos que ingressam no mercado e o jovem é a principal vítima dessa situação. No período entre 1995 a 2005 o desemprego entre os jovens⁴ sofreu uma variação de oito pontos percentuais (de 11,4% para 19,4%), enquanto que o desemprego para o restante da população economicamente ativa sofreu uma variação de apenas 1,9 pontos percentuais (de 4,3% para 6,2%).

Amadeo (2006) realizou um estudo sobre o desemprego no Brasil nos anos 1990 e explica as maiores taxas de desemprego entre os jovens, relacionando tal fato com as decisões dos empregadores acerca da contratação e/ou demissão de um jovem:

O desemprego dos jovens é particularmente afetado pelo fato de estarem entrando no mercado de trabalho, assim como por terem incentivos diferentes dos adultos. Houve maior oferta de vagas nas escolas, daí uma proporção maior de jovens vem terminando o primeiro grau, credenciando-os a continuar estudando. Ou seja, os jovens podem optar por ficar mais anos na escola, e em geral contam com a ajuda dos pais para a sua manutenção. Adicionalmente, como são estreantes e não têm experiência de trabalho, são candidatos naturais a ficarem na fila. E também são os primeiros a serem dispensados pelas empresas quando é necessário. O custo de demissão dos trabalhadores mais antigos é maior do que dos novos. Em primeiro lugar porque a multa de 40% do FGTS se aplica sobre um valor maior. Depois porque a empresa já investiu mais na qualificação deles. E por último devido ao conjunto de motivos anteriores, que aumenta o custo de demissão dos mais velhos e o poder de barganha do sindicato para proteger seus salários, diminuindo a oferta de vagas pela empresa (AMADEO, 2006, p. 261).

O trabalho realizado por Cunha, Araújo e Lima (2011) considera como jovem os indivíduos que possuem entre 16 e 29 anos de idade e com a ajuda de um modelo logístico de regressão conclui que os jovens não brancos do sexo feminino com menor grau de escolaridade e experiência e que estão posicionados como cônjuge na unidade familiar têm maior probabilidade de estarem desempregados ou inativos. Os resultados apontados por Cunha, Araújo e Lima (2011) mostram que existem outros atributos – atribuídos como são denominados por Offe e Hinrich (1989) – que podem aumentar ainda mais as chances de desemprego do jovem, como por exemplo a cor da pele. Além dos problemas econômicos relacionados à falta de renda, gerados pelo desemprego, de

terceirização, a desindustrialização, o excesso de concentração de renda, os modernos métodos de gestão, de um modo geral, como a reengenharia e o *downsizing*, além de outras (REINERT, 2001, p. 46).

⁴ O autor considera como jovens os indivíduos que possuem idade entre 15 e 24 anos.

acordo com a Organização Internacional do Trabalho (OIT), talvez o problema mais grave seja que “o desemprego e a baixa empregabilidade dos jovens têm contribuído para o aumento da violência, da prostituição, e do consumo de álcool e drogas, assim como sua vulnerabilidade social em todo o mundo” (OIT, 1999, p. 13). No entanto, de acordo com Silva e Kassouf (2002) o aumento da escolaridade e da experiência faz com que o jovem aumente a sua probabilidade de estar empregado por meio do processo de aumento do estoque de “capital humano”, que segundo as autoras, significa “[...] aumento da produtividade, podendo resultar em maiores salários e melhores condições de trabalho”.

Muitos trabalhos, como os de Cunha, Araújo e Lima (2011), Fernandes e Pichetti (1999), Ramos e Vieira (2001), Oliveira, Scorzafave e Pazello (2009) e Silva e Kassouf (2002) apontam a variável cor da pele como sendo determinante do desemprego. Por exemplo, o trabalho realizado por Oliveira, Scorzafave e Pazello (2009), resultou em uma maior inatividade e desemprego para os negros quando comparados aos brancos e pardos. Segundo os autores esse resultado pode ser reflexo de um processo discriminador que se faz presente na sociedade. Em uma pesquisa realizada entre 2013 e 2014 pelo Sistema de Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED), foram apresentadas as diferenças de rendimento, de taxas de desemprego e a dificuldade de inserção no mercado de trabalho quando comparados os indivíduos negros e não negros. A pesquisa foi realizada em cinco regiões metropolitanas do Brasil: Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Salvador e São Paulo e constatou que:

A participação dos negros no total de ocupados cresceu em todas as regiões metropolitanas acompanhadas pelo Sistema PED, entre 2013 e 2014, situação que decorreu da geração dos postos de trabalho nos últimos anos. Entretanto, em relação ao rendimento, o alcance da equidade em relação aos não negros sinaliza a dimensão da discriminação racial. O rendimento médio por hora dos negros cresceu na maioria das regiões, mas ainda experimenta diferencial expressivo e bastante inferior em todas elas. Em Salvador, onde há maior presença de negros na estrutura produtiva, o rendimento médio por hora recebido por eles correspondia a 62,7% do dos não negros. Em Fortaleza, onde a situação era menos desigual, a proporção era de 77,5%. A diferença salarial desse segmento revela a dimensão da discriminação vivida. Os negros estão mais presentes em ocupações mais precárias, caracterizadas pela ausência de proteção social e, por consequência, menores remunerações (DIEESE, 2015, p. 2).

O gênero também tem se mostrado um forte determinante do desemprego, uma vez que a literatura aponta para uma maior dificuldade da mulher em obter sucesso na inserção no mercado de trabalho. Um estudo realizado por Fernandes, Lima e Santos (2008) mostra que a probabilidade de desemprego do gênero feminino é ainda maior quando se encontra na idade entre 15 e 24 anos (mulher jovem). Através de uma análise dos dados da PNAD dos anos de 1995 a 2005 os autores puderam concluir que houve uma evolução de 10,9 pontos percentuais para os jovens do sexo feminino, enquanto que a evolução foi de apenas 5,6 pontos percentuais para os jovens do sexo masculino. Pochmann (2007) sugere que uma grande parte dos jovens que não trabalham, não estudam⁵ e nem procuram trabalho são do sexo feminino, e sugere que a razão deste problema pode estar associada à gravidez precoce.

De acordo com Hoffmann e Leone (2009, p. 36) a partir de 1970 “a participação feminina foi intensificada em um contexto de expansão industrial e urbanização, no entanto, na década de 1990 o desemprego feminino mostra-se como um problema, o que indica que o aumento dos postos de trabalho para mulheres não foi suficiente frente ao aumento da PEA feminina”. Quanto ao rendimento no domicílio, os autores puderam concluir que o rendimento da mulher tem aumentado em participação no rendimento

⁵ É comum deparar-se com o termo “*geração nem-nem*” em notícias e análises relacionadas aos jovens que não estudam, não trabalham e tampouco estão procurando trabalho.

domiciliar, o que mostra uma atuação mais forte da mulher no mercado de trabalho. Além disso, Hoffmann e Leone (2009, p. 55) apontam para um “envelhecimento da população feminina ocupada”, já que as mulheres tendem a abrir mão de um emprego com mais facilidade para dedicar-se às tarefas domésticas e aos filhos. De acordo com Carvalho, Firpo e Gonzaga (2006, p. 515), “a legislação sobre licença-maternidade pode ter reflexo negativo sobre as mulheres em idade fértil, já que impõe custos sobre os empregadores”. Dessa forma, a ausência da mulher no período pré e pós gravidez pode ser um dos fatores que explica parte da dificuldade feminina de estarem inseridas no mercado de trabalho.

As diferenças na determinação da condição de desemprego entre os gêneros constituem um dos fatores teóricos que motivaram a realização de estimações de forma separada para homens e mulheres nesta monografia, a exemplo do trabalho realizado por Oliveira, Scorzafave e Pazello (2009), pois de acordo com os autores:

[...] a dinâmica do desemprego e da inatividade, bem como a resposta das características socioeconômicas a esses eventos, pode ser bem diferente para homens e mulheres. Por exemplo, espera-se que a presença de filhos pequenos não afete a inatividade masculina, mas afete consideravelmente a feminina. Um segundo ponto está relacionado às diferentes trajetórias em termos de engajamento no mercado de trabalho que vêm sendo observadas para homens e mulheres. Como colocado inicialmente, o aumento recente do desemprego tem sido mais forte para as mulheres (OLIVEIRA; PAZELLO; SCORZAFAVE, 2009, p. 293-294).

Estudos como o de Oliveira, Scorzafave e Pazello (2009) mostram a importância da educação, tanto na determinação do desemprego quanto da inatividade, para indivíduos do sexo masculino e feminino no período entre 1995 e 2004. A educação agrega capital humano e é pré-requisito para a obtenção dos melhores cargos e empregos. O estudo dos autores mostra uma relação inversa entre os anos de estudo e a inatividade, já que quanto mais se estuda, maior será a probabilidade de estar empregado. No caso do desemprego, os efeitos da educação são mostrados na forma de U invertido, evidenciando a presença de um efeito marginal da educação que cresce a taxas decrescentes no decorrer do tempo. Por exemplo, para um profissional que já possui doutorado em determinada área, a realização de um segundo doutorado não contribui de forma significativa no aumento do seu salário. A mesma relação acontece com a variável experiência. Oliveira, Scorzafave e Pazello (2009) ainda mostram que durante o período abordado, tanto homens quanto mulheres com até quatro anos de estudo possuem probabilidades similares de desemprego, fato que é explicado pelos autores através da preferência pela inatividade das mulheres com baixa escolaridade. Por outro lado, as mulheres que possuem baixa escolaridade e escolhem entrar no mercado de trabalho o fazem por qualquer preço, ainda que a ocupação seja precária.

No trabalho realizado por Costa e Cunha (2010) as autoras usaram o modelo *probit* com a variável dependente sendo a condição do indivíduo estar ou não desempregado com o objetivo de apontar quais foram os principais determinantes do desemprego no Brasil no período 1981-2005 com ênfase nos efeitos da educação. O trabalho das autoras concluiu que o nível de qualificação (educação) é um dos principais atributos na determinação do desemprego, de forma que com a maior abertura comercial, os indivíduos com maiores níveis de qualificação possuem menores chances de estarem desempregados, o que confirma a tese de que a Mudança Tecnológica com Viés para a Qualificação é o modelo que melhor se ajusta ao caso brasileiro.

Oliveira, Pazello e Scorzafave (2009) analisaram o desemprego e a inatividade nas metrópoles brasileiras com foco na diferenciação entre homens e mulheres no período de 1995-2004. O método de analisar separadamente as estimações de homens e mulheres utilizado pelos autores também foi empregado neste trabalho. Por meio da aplicação da

regressão logística, os autores concluíram que o comportamento da probabilidade da inatividade manteve os mesmos padrões observados no ano de 1995, enquanto o comportamento da probabilidade de desemprego sofreu um aumento significativo no mesmo período.

Por fim, Araújo, Cunha e Lima (2011) realizaram um estudo sobre os determinantes do desemprego e da inatividade dos jovens no Brasil metropolitano, tendo como base de dados a PNAD do ano de 2007. A amostra foi filtrada de forma a manter apenas os indivíduos com idade entre 16 e 29 anos, moradores das regiões metropolitanas brasileiras. O trabalho permitiu concluir que a probabilidade da inatividade é maior nos jovens que estudam e que ocupam a posição de cônjuge na família, ao passo que a probabilidade de desemprego reduz quando a experiência do indivíduo aumenta. Além disso, os jovens do sexo feminino não-brancos, com menor grau de escolaridade e experiência e que ocupam a posição de cônjuge na unidade familiar possuem a maior probabilidade de estarem inativos ou desempregados.

3 METODOLOGIA

3.1 O modelo logístico de regressão

Para analisar os determinantes do desemprego utilizaram-se modelos de resposta qualitativa, os quais têm se mostrado cada vez mais frequentes em diversos estudos que utilizam dados sociais (pobreza, desemprego, vitimização, etc.). Nesse tipo de modelo, a variável dependente Y tem natureza qualitativa, o que diferencia o seu objetivo com relação aos demais modelos de regressão, que possuem a variável de resposta Y como sendo quantitativa. O objetivo dos modelos de resposta qualitativa é encontrar a probabilidade de acontecimento de um evento, que no caso deste trabalho, é a probabilidade do indivíduo encontrar-se na posição de desempregado.

Para que a variável dependente seja apresentada de forma qualitativa, faz-se necessário o uso das *variáveis binárias* ou *variáveis dummies*, como são comumente denominadas na literatura. Esse tipo de variável expressa a presença ou ausência de uma qualidade ou atributo e a forma de se “quantificar” esses atributos, no geral, é formular variáveis artificiais que assumem valores de 0 ou 1, em que 1 indica a presença do atributo e 0 a sua ausência (GUJARATI; PORTER, 2011). Com o objetivo de evitar o problema da perfeita multicolinearidade nas variáveis binárias, ou armadilha da variável *dummy*, como denominam Gujarati e Porter (2011), deve-se excluir uma categoria que passa a ser a referência. Os modelos que consideram o regressando como uma variável qualitativa também são chamados pela literatura de *modelos de probabilidade*. Neste trabalho é utilizado o modelo chamado *logit*⁶.

Os modelos lineares de regressão são inadequados para estimar as probabilidades, pois, segundo Dias Filho e Corrar (2012), a variável dependente pode assumir valores menores que zero e maiores que um. No caso de uma variável dependente na forma dicotômica – ou binária – o modelo mais adequado é o *logit*, pois ainda segundo os autores, ele é capaz de converter as observações em razões de chances (*odds ratio*), submetendo cada observação em uma transformação logarítmica. O modelo matemático pode ser explicitado da seguinte forma (equação 1):

⁶ Além do modelo *logit*, foi apresentado o modelo *probit*, que usa uma função de distribuição acumulada logística para explicar a variável qualitativa, e em alguns casos também pode usar a função de distribuição acumulada normal, o que faz com que o modelo também seja chamado de *normit*. Assim como no caso do *logit*, este modelo apresenta a variável explicativa de forma qualitativa, ou binária, e sua representação matemática é dada pela fórmula:

$$Prob(Y=1|x) = \int_{-\alpha}^{x\beta} \phi(x\beta') dx$$

$$Raz\tilde{o}deChance = \frac{P(sucesso)}{1 - P(sucesso)} \quad (1)$$

Partindo da equação (1), o valor do *logit* (L_i) é encontrado ao se obter o logaritmo natural da razão de chances, ou *odds ratio*, como será denominada na análise deste trabalho.

$$L_i = \ln\left(\frac{P(sucesso)}{1 - P(sucesso)}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} \quad (2)$$

Desta forma, o lado esquerdo da equação (2) apresenta o logaritmo natural da razão de chances e o lado direito as variáveis independentes, que podem ser categóricas (*dummies*) ou métricas, apresentadas em valores correntes. A razão de chances estimada ainda pode ser obtida elevando a constante matemática “e” ao lado direito da equação (2):

$$L_i = \frac{P(sucesso)}{1 - P(sucesso)} = e^{\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki}} \quad (3)$$

Com base no conceito de razão de chances apresentado na equação (3), têm-se que a probabilidade de ocorrência de um determinado evento é dada pela seguinte fórmula:

$$P(sucesso) = \frac{e^{(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki})}}{1 + e^{(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki})}} \quad (4)$$

Dividindo o numerador e o denominador por e com sua potência, é possível simplificar a equação (4) da seguinte forma:

$$P(sucesso) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki})}} \quad (5)$$

De acordo com Dias Filho e Corrar (2012), na fase de estimação do modelo logístico de regressão não é permitida a utilização do método dos mínimos quadrados ordinários, cujo objetivo é minimizar a soma dos quadrados das diferenças entre os valores previstos e os observados para a variável dependente. Neste caso, deve-se aplicar o método da máxima verossimilhança, que trata de uma forma de estimar parâmetros de distribuição de probabilidades que maximizem a função verossimilhança.

A interpretação dos resultados do modelo *logit* é diferente da realizada nos modelos lineares de regressão, uma vez que não medem o valor exato da variável dependente, mas sim a probabilidade de ocorrência de um evento associado à variável dicotômica dependente. Dessa forma, Dias Filho e Corrar (2012) começam a análise da interpretação do modelo *logit* pelo sinal da variável β estimada, ou seja, um sinal positivo de β indica um aumento de probabilidade, enquanto um sinal negativo representa uma diminuição na probabilidade. Supondo um valor de β_1 igual a 2, pode-se ainda dizer que a quantidade de *logit* sofre um aumento de duas unidades sempre que X_{1i} evoluir em uma unidade, mantendo as demais variáveis constantes. No entanto, este tipo de interpretação não demonstra um resultado intuitivo do resultado da regressão.

Desta forma, é necessário encontrar maneiras mais simples de explicitar os resultados encontrados na regressão logística, e de acordo com Dias Filho e Corrar (2012), uma dessas formas é aplicando o antilogaritmo sobre os valores estimados de β . Por exemplo, caso o valor estimado de β_1 seja de 0,3, o seu antilogaritmo será de aproximadamente 1,35 ($e^{0,3} \approx 1,350$). Isso significa que para cada unidade de variação em X_{1i} , as chances de que o evento em questão ocorra aumentam em aproximadamente 35%

quando todas as demais variáveis são mantidas constantes. Os autores ainda ressaltam que o efeito dos coeficientes é sempre de natureza multiplicativa, diferente do modelo linear de regressão no qual a natureza é aditiva. Assim, um coeficiente estimado igual a zero indica um efeito nulo sobre a variável dependente, já que e^0 sempre será igual a 1.

A utilização do modelo logístico de regressão neste trabalho se justifica pelo fato de um indivíduo encontrar-se ou não na condição de desempregado constituir-se em uma informação qualitativa: a resposta sempre será sim ou não. Embora nesse caso pudesse ser usado tanto o modelo *logit* quanto o *probit*⁷, a escolha do primeiro se justifica pela sua relativa simplicidade matemática. Gujarati e Porter (2011, p. 568) afirmam que a principal diferença entre os dois modelos consiste na cauda mais pesada da distribuição logística, ou seja, a probabilidade condicional P_i se aproxima de 0 ou 1 com um ritmo mais lento no *logit* que no *probit*. Ainda de acordo com os autores, não existem razões convincentes para preferir um modelo ou outro.

3.2 Medidas de avaliação do modelo logístico

Assim como nos modelos lineares de regressão, o modelo logístico está sujeito a alguns testes que possuem o objetivo de verificar a sua significância no sentido de prever bem os valores o mais próximo possível da realidade. Os testes utilizados como medida de significância nos modelos logísticos de regressão são diferentes dos utilizados nos modelos lineares, pois utilizam o método da máxima verossimilhança, enquanto os modelos lineares são estimados com base nos mínimos quadrados ordinários.

O Likelihood Value

Também conhecido como *Log Likelihood Value*, é uma das principais medidas de avaliação geral da regressão logística. De acordo com Dias Filho e Corrar (2012), trata-se de um indicador que busca medir a capacidade de o modelo estimar a probabilidade associada à ocorrência de determinado evento. Na prática, o seu papel é muito parecido com o da estatística F utilizada em modelos lineares. O *Likelihood Value* é representado pela equação -2LL, ou seja, o logaritmo natural do *Likelihood Value* multiplicado por (-2), seguindo uma distribuição Qui-quadrado. Segundo os autores, o nível ideal do *Likelihood Value* é zero, ou seja, quanto mais próximo estiver de zero, maior é o poder de previsão do modelo como um todo.

O Pseudo R^2

No modelo de regressão logística não existe uma medida equivalente ao coeficiente de determinação dos modelos lineares, no entanto, há indicadores que cumprem papel semelhante. De acordo com Dias Filho e Corrar (2012), um deles é o McFadden's- R^2 , que expressa a variação percentual entre o *Likelihood Value* do modelo, que considera somente a constante, e o *Likelihood Value* com as variáveis explicativas. A sua forma matemática é dada por:

$$R^2_{McFadden} = 1 - \frac{\ln NR}{\ln R} \quad (6)$$

O seu resultado varia entre zero e um e o seu numerador mostra o valor maximizado do modelo incluindo todas as variáveis explicativas, enquanto seu denominador mostra o valor maximizado do modelo incluindo apenas o intercepto.

Teste de Classificação do Modelo

⁷ Para mais detalhes sobre o modelo *probit*, ver Gujarati e Porter, (2011, p. 563-568).

O teste de classificação do modelo considera as medidas de sensibilidade, especificidade, e o percentual de acertos do modelo. De acordo com Fávero *et al.* (2014), a sensibilidade diz respeito ao total de acertos que o modelo obtém em relação ao evento, ou seja, quando a variável dependente $Y = 1$. Já a especificidade, se refere ao total de acertos que o modelo obtém em relação ao não evento de interesse, ou seja, quando $Y=0$.

3.3 Fonte de dados e descrição das variáveis utilizadas

Este trabalho foi elaborado com base nos dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD) dos anos de 2001 e 2014 para o estado do Paraná. Foram excluídos, como é de praxe, os indivíduos que estavam nas posições de agregados, pensionistas, empregado doméstico e parente do empregado doméstico, e também os indivíduos que ignoraram respostas sobre a declaração da cor ou dos anos de estudo. Além disso, na amostra considerada foram mantidos apenas indivíduos com 16 anos ou mais de idade. A justificativa para o limite imposto na idade dos indivíduos está relacionada com a idade na qual se é legalmente permitido o trabalho. Antes de atingir os 16 anos é proibido o trabalho, exceto na condição de Jovem Aprendiz, que de acordo com o decreto de lei nº 5.598/2005, pode ser contratado com no mínimo 14 anos.

Foram geradas regressões logísticas para os anos de 2001 e de 2014 por meio do *software* Stata® (versão 13.0). As variáveis explicativas elencadas como possíveis determinantes do desemprego foram: cor ou raça, posição na família, sexo, idade e escolaridade (anos de estudo). A escolha dessas variáveis vai de encontro com os trabalhos realizados por Cunha, Araújo e Lima (2011), Costa e Cunha (2010), Oliveira, Scorzafave e Pazello (2009), e Fernandes e Picchetti (1999), no entanto, não se caracterizam como todos os determinantes do desemprego. Embora a própria nomenclatura das variáveis seja sugestiva sobre o seu conceito, alguns esclarecimentos são necessários, sendo apresentados a seguir.

O Quadro 1 mostra a descrição das variáveis dependentes e explicativas utilizadas no cálculo do modelo de regressão logística. A variável dependente “*desemp*” refere-se à condição de desemprego do indivíduo, sendo a posição de empregado a categoria de referência. A composição da categoria “*negro*” refere-se à soma dos indivíduos que se declararam da cor preta ou parda⁸. Os indivíduos não-negros constituem a categoria de referência. O grupo dos não-negros é composto por indivíduos de cor branca, amarela e indígena. No caso da variável “*chefe*”, o IBGE disponibiliza oito classificações, a saber: pessoa de referência; cônjuge; filho; outro parente; agregado; pensionista; empregado doméstico e parente do empregado doméstico. Para fins de simplificação, este trabalho considerou apenas as quatro primeiras categorias, de forma que a pessoa de referência recebe valor 1 e é chamada de “chefe de família”, o que caracteriza os indivíduos “não-chefes” como sendo a categoria de referência composta por indivíduos classificados como cônjuge, filho e outro parente. De acordo com a definição do IBGE, a pessoa de referência é aquela responsável pela família ou que assim foi considerada pelos demais membros da família, e espera-se que o desemprego entre esses indivíduos seja relativamente menor, uma vez que são eles os responsáveis pela maior parte da renda familiar.

No que diz respeito à classificação de idade, foram criados cinco grupos, conforme especificados no Quadro 1. A categoria escolhida para ser referência foi a “*idade1*”, caracterizada como a idade entre 16 e 24 anos, portanto, esta categoria foi omitida do

⁸ É comum na literatura os trabalhos que utilizam a variável cor ou raça agregar pretos e pardos, nominando esta nova categoria como “negros” a exemplo do trabalho desenvolvido por Couto (2014).

modelo. Espera-se que com o passar do tempo o indivíduo tenha reduzida a sua probabilidade de desemprego até atingir um nível de inatividade, quando sua probabilidade de estar desempregado começa novamente a aumentar. De acordo com Cunha, Araújo e Lima (2011), os jovens são mais fortemente atingidos pelo desemprego e também pela inatividade. Enquanto parte deste fenômeno é explicado pela dedicação exclusiva aos estudos, trabalhos como o de Tomás *et al.* (2008) mostram que a dificuldade de entrada dos jovens no mercado de trabalho está mais relacionada com as mudanças e a incerteza na transição para a vida adulta do que com a dedicação aos estudos, uma vez que grande parte dos jovens realizam as duas atividades de forma simultânea.

Quadro 1: Descrição das variáveis dependentes e explicativas utilizadas no modelo de regressão logística

Variáveis		Descrição
Nome	Notação	
Condição de Desemprego	<i>desemp</i>	Variável binária igual a 1 se o indivíduo se encontra na posição de desempregado
Negro	<i>negro</i>	Variável binária igual a 1 se o indivíduo é preto ou pardo
Chefe	<i>chefe</i>	Variável binária igual a 1 se o indivíduo é chefe de família
Idade	<i>idade1</i>	Variável binária igual a 1 se o indivíduo tem de 16 - 24 anos
	<i>idade2</i>	Variável binária igual a 1 se o indivíduo tem de 25 - 29 anos
	<i>idade3</i>	Variável binária igual a 1 se o indivíduo tem de 30 - 49 anos
	<i>idade4</i>	Variável binária igual a 1 se o indivíduo tem de 50 - 59 anos
	<i>idade5</i>	Variável binária igual a 1 se o indivíduo tem 60 anos ou mais
Escolaridade	<i>esc1</i>	Variável binária igual a 1 se o indivíduo é sem instrução ou possui menos de 1 ano de estudo
	<i>esc2</i>	Variável binária igual a 1 se o indivíduo possui de 1 até 4 anos de estudo
	<i>esc3</i>	Variável binária igual a 1 se o indivíduo possui de 5 até 8 anos de estudo
	<i>esc4</i>	Variável binária igual a 1 se o indivíduo possui de 9 até 11 anos de estudo
	<i>esc5</i>	Variável binária igual a 1 se o indivíduo possui 12 anos ou mais de estudo

Fonte: Informações da pesquisa.

Já a classificação da escolaridade, medida pelos anos de estudo de cada indivíduo, também foi dividida em cinco categorias, de acordo com o Quadro 1. Dessa forma, a categoria elencada como referência foi a “*esc1*”, ou seja, os indivíduos sem instrução ou com menos de um ano de estudo. Espera-se um sinal negativo para cada variável relacionada à escolaridade, já que a categoria de referência possui um nível muito baixo – ou inexistente – de escolaridade.

3.4 O Modelo empírico de regressão linear

O modelo de regressão logística, ou *logit*, conforme apresentado na sessão 3.1, é um modelo de probabilidade de resposta qualitativa. A variável dependente do modelo apresentado neste trabalho é a condição de desemprego, que recebe valor um ($Y=1$) caso o indivíduo esteja na condição de desemprego e valor zero ($Y=0$) caso o indivíduo não esteja nesta condição. O modelo estimado neste trabalho segue a seguinte especificação matemática:

$$L_i = \frac{P(desemp)}{1 - P(desemp)} = \beta_0 + \beta_1 negro + \beta_2 chefe + \beta_3 idade2 + \beta_4 idade3 + \beta_5 idade4 + \beta_6 idade5 + \beta_7 esc2 + \beta_8 esc3 + \beta_9 esc4 + \beta_{10} esc5 \quad (7)$$

A razão de chances (*odds-ratio*) é representada pelo lado esquerdo da equação, já que o evento que representa o sucesso ($Y=1$) é a condição de desemprego. A probabilidade do evento de sucesso é representada por $P(desemp)$ e a probabilidade de insucesso do evento é dada por $1-P(desemp)$, já que a máxima probabilidade de ocorrência de um evento é igual a um, e neste caso a probabilidade apenas assume os valores 0 (no caso de indivíduo empregado) ou 1 (para o indivíduo desempregado).

$$L_i = \ln \left(\frac{P(desemp)}{1 - P(desemp)} \right) \quad (8)$$

O coeficiente β_0 representa a constante da equação e os demais coeficientes acompanham as variáveis binárias elencadas como determinantes do desemprego.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS ESTIMADOS

As estimativas do modelo *logit* para os determinantes do desemprego no Paraná nos anos de 2001 e 2014 foram realizadas de forma separada para os indivíduos do sexo masculino e feminino, e são apresentadas nas Tabelas 1 e 2, respectivamente. São apresentados os coeficientes das variáveis elencadas como possíveis determinantes do desemprego, o valor do teste Z e o valor da razão de chances de ocorrência do evento (estar ou não desempregado). As Tabelas 1 e 2 também mostram na parte inferior algumas medidas de avaliação comumente usadas na literatura para modelos logísticos.

De forma geral, os coeficientes estimados foram estatisticamente significativos, e os valores do Pseudo R^2 , embora tenham sido baixos, mostram um bom ajuste dos modelos e vão de encontro com outros trabalhos⁹ que utilizaram modelos logísticos de regressão linear. Nota-se que o número de iterações necessárias para que a função de máxima verossimilhança tenha sido maximizada foi pequeno, variando entre 4 e 5 nos modelos, o que é um bom resultado, pois de acordo com Cameron e Triveldi (2009), um grande número de iterações apresenta maior risco de existência de um alto grau de multicolinearidade. O teste Z, que denota a significância individual das variáveis, mostrou que todas as variáveis, exceto “esc4” para o modelo feminino no ano de 2014 ($Z=0,37$), foram estatisticamente significativas, ou diferentes de zero.

⁹ Como por exemplo o trabalho de Souza e Cunha (2012), que utilizou o modelo *logit* com base nos microdados da PNAD e apresentou valores de Pseudo R^2 de 0,0492; 0,0540 e 0,0374 para a vitimização por furto e/ou roubo, tentativa e agressão, respectivamente, no ano de 1988. O trabalho de Scorzafave (2001) apresentou valores de Pseudo R^2 de 0,1213; 0,1172; 0,1020 e 0,1133 para os anos de 1982, 1987, 1992 e 1997, respectivamente. Costa e Cunha (2010) utilizaram o modelo *probit* e encontraram valores de Pseudo R^2 de 0,0776 e 0,0726 para homens e mulheres, respectivamente no período de 1981 a 2005.

Tabela 1: Resultados das estimações do modelo *logit* para homens, Paraná 2001 e 2014

Variáveis / Notação	2001			2014		
	Coef,	P > (Z)	Odds- ratio	Coef,	P > (Z)	Odds- ratio
negro	0,131 (0,0057)	23,0*	1,140	0,116 (0,0067)	17,19*	1,123
chefe	-0,822 (0,0065)	- 127,04*	0,439	-0,365 (0,0074)	-49,21*	0,694
Idade						
idade2	-0,44 (0,0081)	-54,15*	0,644	-0,547 (0,0093)	-59,02*	0,579
idade3	-0,762 (0,0074)	- 102,99*	0,467	-1,489 (0,0087)	- 170,22*	0,226
idade4	-0,54 (0,0106)	-50,97*	0,583	-1,732 (0,0137)	- 126,59*	0,177
idade5	-1,375 (0,0171)	-80,64*	0,253	-2,161 (0,0216)	-99,89*	0,115
Escolaridade						
esc2	-0,225 (0,0101)	-22,32*	0,799	0,269 (0,0202)	13,36*	1,309
esc3	-0,115 (0,0102)	-11,28*	0,891	0,133 (0,0188)	7,08*	1,143
esc4	-0,357 (0,0105)	-33,82*	0,700	-0,140 (0,0187)	-7,48*	0,870
esc5	-0,412 (0,0126)	-32,7*	0,663	-0,307 (0,0199)	-15,45*	0,735
_cons	-1,563 (0,0103)	- 151,42*	0,210	-2,293 (0,019)	- 120,93*	0,101
Amostra	6531			7068		
Pseudo R ²	0,0611			0,075		
Log likelihood	-623496,64			-428324,13		
Iterações	4			5		
% Predições Corretas	78			80,18		
Prob (Y=0)	79,82			81,08		
Prob (Y=1)	51,16			52,77		

Nota 1: Os valores entre parênteses correspondem ao erro padrão.

Nota 2: O valor de Prob > chi2 foi de 0,0000 para os dois períodos.

* Denota significância ao nível de 1%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNAD's de 2001 e 2014.

Tabela 2: Resultado das estimações do modelo *logit* para mulheres
Paraná, 2001 e 2014

Variáveis / Notação	2001			2014		
	Coef.	P > (Z)	Odds- ratio	Coef.	P > (Z)	Odds- ratio
negro	0,447 (0,0057)	78,06*	1,563	-0,253 (0,0063)	-40,2*	0,777
chefe	-0,090 (0,0069)	-12,63*	0,917	-0,017 (0,0066)	-2,54*	0,983
Idade						
idade2	-0,606 (0,0075)	-81,12*	0,546	-0,850 (0,0087)	-97,61*	0,427
idade3	-1,261 (0,0061)	- 207,07*	0,283	-1,354 (0,0067)	- 203,23*	0,258
idade4	-1,742 (0,0121)	- 143,47*	0,175	-2,025 (0,0126)	- 161,31*	0,132
idade5	-3,636 (0,0417)	-87,09*	0,026	-2,376 (0,0219)	- 108,59*	0,093
Escolaridade						
esc2	-0,447 (0,0114)	-39,23*	0,639	-0,070 (0,0213)	-3,28*	0,932
esc3	-0,026 (0,0112)	-2,35**	0,974	0,391 (0,0194)	20,17*	1,478
esc4	-0,187 (0,0112)	-16,71*	0,83	0,007 (0,0192)	0,37	1,007
esc5	-0,577 (0,0126)	-45,84*	0,562	-0,490 (0,0197)	-25,01*	0,612
_cons	-1,335 (0,0113)	- 118,11*	0,263	-1,732 (0,0195)	-88,87*	0,177
Amostra	6877			7603		
Pseudo R ²	0,0794			0,0718		
Log likelihood	-573183,82			-512728,63		
Iterações	5			4		
% Predições Corretas	67,22			70,30		
Prob (Y=0)	67,42			70,67		
Prob (Y=1)	65,20			63,86		

Nota 1: Os valores entre parênteses correspondem ao erro padrão. Os valores dos coeficientes em itálico não foram significativos.

Nota 2: O valor de Prob > chi2 foi de 0,0000 para os dois períodos.

* Denota significância ao nível de 1%; ** Denota significância ao nível de 5%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNAD's de 2001 e 2014.

No que diz respeito aos testes de classificação do modelo, a Tabela 1 mostra que em 2001 o modelo masculino conseguiu classificar corretamente 78% das observações analisadas, enquanto que em 2014 esse valor foi de 80,18%. A Tabela 2 mostra que no caso feminino, 67,22% das observações foram corretamente classificadas em 2001 e 70,3% em 2014. A medida de sensibilidade (Y=1) mostra a probabilidade de um indivíduo ser classificado como desempregado, quando de fato o é, enquanto a medida de

especificidade ($Y=0$) mede a probabilidade do não evento de interesse, ou seja, ser classificado como desempregado um indivíduo que não o é. Para o ano de 2001 foi encontrado um resultado de 51,16% e 65,2% para homens e mulheres, respectivamente, na medida de sensibilidade, de acordo com as Tabelas 9 e 10. Já a especificidade em 2001 foi de 79,82% para homens e 67,42% para mulheres. No ano de 2014 foram encontrados valores de 52,77% e 63,86% de sensibilidade e 81,08% e 70,67% de especificidade para homens e mulheres, respectivamente.

Com exceção da variável *esc4* no ano de 2014 para o modelo feminino (conforme apresentado na Tabela 2), todas as variáveis mostraram-se significativas com níveis de até 5%. Este resultado mostra que a hipótese nula de que cada variável é estatisticamente igual a zero foi rejeitada na maioria dos casos, o que também permite dizer que a maior parte delas tem influência na determinação do desemprego paranaense.

A seguir foi realizada uma análise dos resultados estimados com o modelo *logit* por meio da interpretação dos sinais e magnitudes dos coeficientes, bem como das razões de chances (*odds ratio*) vinculadas a cada variável. É necessário ressaltar que a análise de uma variável supõe todas as outras constantes (*ceteris paribus*).

4.1 ANÁLISE DOS SINAIS DOS COEFICIENTES E DAS RAZÕES DE CHANCES

As análises realizadas a seguir foram embasadas na Tabela 1 para o indivíduo do sexo masculino e na Tabela 2 para o gênero feminino. Em relação à cor ou raça, a Tabela 1 mostra que o homem negro (pretos e pardos) possui probabilidade positiva sobre as chances de estar desempregado tanto no ano de 2001 quanto no ano de 2014. A magnitude do coeficiente sofreu uma pequena queda no período, saindo de 0,13 em 2001 para 0,12 em 2014. Em 2001, o homem negro possuía uma probabilidade 14% maior de estar desempregado em relação ao homem não-negro. Em 2012, essa probabilidade caiu para 12,3%, de acordo com os resultados. A Tabela 2 mostra que no caso feminino, o ano de 2001 apresentou um coeficiente de sinal positivo, no entanto, o mesmo passa a ser negativo em 2014, indicando que a mulher negra passou a ter uma menor probabilidade de estar desempregada no período. Já a magnitude do coeficiente em 2001 mostra que a chance de uma mulher negra estar desempregada era pouco mais de três vezes maior que as chances de um homem negro. A mudança de sinal do coeficiente sugere que, no período a participação feminina no mercado de trabalho aumentou, seguindo a tendência nacional e internacional, de acordo com Cunha (2008). Além disso, o Paraná é um estado onde os indivíduos de cor preta, mesmo somados aos pardos, constituem uma pequena parcela da população total. Enquanto no ano de 2001 a mulher negra possuía uma probabilidade de 56,3% maior de estar desempregada em relação à mulher não negra, este número passa a ser negativo em 22,3% em 2014.

Ao analisar a variável “chefe”, observa-se que o seu sinal foi negativo tanto em 2001 quanto em 2014 para ambos os gêneros. No caso feminino, percebe-se que os coeficientes são menores quando comparados aos que foram obtidos no modelo masculino, indicando que é mais frequente que um indivíduo do sexo masculino seja chefe de família, no entanto, a magnitude do coeficiente aumentou para as mulheres, o que pode estar relacionado com o aumento da sua participação no mercado de trabalho. Em 2001 a mulher que ocupava a posição de chefe de família possuía uma probabilidade de estar desempregada 8,3% menor em relação às mulheres não-chefes. Em 2014, essa probabilidade passa a ser menor em 1,7%. Os homens na posição de chefes possuíam em 2001 uma probabilidade menor em 56,1% de estarem desempregados, em comparação com os homens que não eram chefes de família e esse número cai para 30,6% em 2014. A queda nas razões de chances observada tanto para os homens quanto para as mulheres indica que o desemprego passa a atingir os membros da família de

forma mais homogênea, dependendo cada vez menos da condição de chefe. Este resultado está em conformidade com o apresentado no trabalho de Oliveira, Scorzafave e Pazello (2009), o qual justifica a menor probabilidade de desemprego do chefe ao fato de que o custo de oportunidade de desemprego para esses indivíduos é maior, uma vez que eles são os maiores provedores dos recursos domiciliares. O resultado também vai de encontro com o trabalho de Silva e Kassouf (2002), que justifica a probabilidade negativa do chefe de família pela busca mais agressiva e persistente de emprego, uma vez que necessita da renda para manter sua família.

A variável idade do indivíduo mostra, de forma geral, um comportamento de queda no seu coeficiente, já que com o passar dos anos as pessoas tendem a adquirir mais experiência e conhecimento, o que apoia na obtenção e manutenção de um emprego. O único desvio do comportamento de queda do coeficiente está presente no modelo masculino para o ano de 2001 na transição da faixa dos 30-49 (-0,76) para a faixa dos 50-59 (-0,54) anos de idade. Neste período ocorreu uma queda no impacto negativo sobre a probabilidade de desemprego, que pode ser explicada pela alta taxa de desemprego entre os jovens (categoria de referência), como mostram a parte descritiva e os trabalhos de Fernandes e Picchetti (1999) e Cunha, Araújo e Lima (2011).

É importante ressaltar, que a menor faixa etária, que compreende os indivíduos que possuem entre 16 e 24 anos foi tomada como referência, isto é, as comparações são realizadas com relação à essa classe. O sinal negativo se manteve nos dois períodos para os dois gêneros. Em magnitude, o menor coeficiente observado foi o “idade5” do modelo feminino no ano de 2001, com valor de -3,6. Nesta faixa estão as mulheres com 60 anos ou mais de idade e nela as mulheres possuíam uma chance menor em 97,4% de estarem desempregadas em relação às mulheres na faixa dos 16-24. Esta mesma faixa etária apresentou as menores chances de desemprego para os dois gêneros, em ambos os períodos, sendo menor em 74,7% e 88,5% para o homem em 2001 e 2014, respectivamente, e menor em 97,4% (como apresentado anteriormente) e 90,7% no caso feminino em 2001 e 2014, nesta ordem. Este resultado de menor desemprego para os idosos corrobora com a análise descritiva, que apresenta uma média de 1,2% dos homens idosos e de 0,6% de mulheres idosas desempregados no período. De acordo com Fernandes e Pichetti (1999)¹⁰, o baixo percentual de idosos desempregados está relacionado à alta taxa de inatividade. De uma forma geral, o resultado encontrado na estimação pelas faixas etárias está de acordo com a ampla discussão teórica e vai na mesma direção dos trabalhos de Cunha, Araújo e Lima (2011) e Oliveira, Scorzafave e Pazello (2009).

Com relação à escolaridade, espera-se que seja um fator determinante na obtenção de um emprego, já que é por meio dos estudos que um indivíduo consegue ampliar o seu conhecimento. Neste sentido, o trabalho de Silva e Kasouff (2002) estuda o desemprego dos jovens, e as autoras dizem que:

[...] a escolaridade e a experiência contribuem para aumentar a probabilidade de o jovem encontrar-se empregado e para diminuir a probabilidade de outras alternativas. O aumento do estoque de capital humano, aqui representado pelas variáveis escolaridade e experiência, significa aumento de produtividade, o que reflete em maior probabilidade de obtenção de emprego, bem como aumento nos rendimentos auferidos pelos trabalhadores, o que, tudo mais constante, afeta positivamente a decisão do indivíduo se inserir no mercado de trabalho, bem como as estratégias adotadas na busca por um trabalho. Tudo isso resulta em queda na probabilidade de inatividade e desemprego do jovem e aumento na sua probabilidade de emprego (SILVA; KASOUFF, 2002, p. 19).

¹⁰ Os autores utilizaram dados da PNAD e amostra de âmbito nacional. Os resultados mostraram uma relação de U invertido para a taxa de inatividade masculina e feminina no ano de 1995, ressaltando que os indivíduos jovens e idosos possuem as maiores taxas de inatividade.

Os resultados estimados para as faixas de escolaridade mostraram que, salvo algumas exceções, o impacto dos anos de estudo possui sinal negativo sobre a chance de um indivíduo, seja homem ou mulher, encontrar-se na situação de desemprego. Das categorias estimadas para o gênero masculino, apenas duas (no ano de 2014) apresentaram sinal diferente do esperado de acordo com a teoria, enquanto no modelo feminino esta quantidade também foi de duas variáveis (também no ano de 2014), sendo que uma delas não foi significativa. Ao realizar a análise, é importante lembrar que a categoria de referência, aquela que foi omitida do modelo, é a de indivíduos sem instrução (analfabetos) ou com menos de um ano de estudo, portanto, todas as comparações foram realizadas com base nesta categoria.

Ao verificar o modelo do gênero masculino, percebe-se que as mais baixas faixas de escolaridade (1-4 e 5-8 anos de estudo) apresentaram uma queda nas razões de chances no período analisado, o que fica claro ao observar a mudança no sinal das razões de chances. No ano de 2001, um homem que possuía entre 1 e 4 anos de escolaridade tinha uma chance 20,1% menor de estar desempregado em relação à categoria de referência. Em 2014 essa chance passa a ser 30,9% maior no caso masculino. Já os homens que se encontravam na faixa entre 5 e 8 anos de estudo possuíam em 2001 uma chance 10,9% menor de estarem desempregados contra uma chance maior em 2014 em 14,3%. A comparação entre as duas faixas permite verificar que em 2001 houve um aumento na chance ao passar da primeira para a segunda faixa e em 2014 esse movimento foi inverso. O aumento (de esc2 para esc3) observado em 2001 sugere que neste período, a categoria de referência (sem instrução e menos de um ano) possuía baixa probabilidade de estar desempregada, pois as pessoas de baixa instrução tendem a aceitar um emprego com mais facilidade. A queda (de esc2 para esc3) verificada em 2014 indica que o desemprego passa a atingir todas as categorias (inclusive a de referência) de forma mais homogênea, valorizando relativamente mais o indivíduo que possui maior escolaridade. Além disso, a queda no ano de 2014 vai de encontro com os resultados do trabalho de Fernandes e Picchetti (1999), que diz que a probabilidade de desemprego inicialmente cresce com os anos de estudo, atinge um máximo e depois começa a decrescer.

Ainda analisando o modelo masculino, as duas últimas faixas de escolaridade (9-11 anos e 12 anos e mais de estudo representadas pelas variáveis “esc4” e “esc5”, respectivamente) mostraram um comportamento muito parecido nos dois períodos. Houve uma queda na probabilidade de desemprego tanto em 2001 quanto em 2014, além disso, as duas faixas apresentaram sinal negativo no período, indicando que as mais altas faixas de escolaridade tendem a reduzir as chances de um indivíduo estar desempregado. No ano de 2001, o homem que tinha entre 9 e 11 anos de estudo tinha uma chance 30,0% menor de estar desempregado em relação à categoria de referência. Esta chance passa a ser menor em 33,7% em 2001 para o homem que possui 12 anos ou mais de estudos, indicando a importância da mais alta faixa de escolaridade. Em 2014, o homem que possuía entre 9 e 11 anos de estudo tem uma chance 13,0% menor de estar desempregado contra uma chance 26,5% menor para aqueles com 12 anos ou mais de estudos no mesmo ano. Para efeitos de comparação entre o período 2001-2014, houve um aumento da chance de desemprego para as duas categorias anteriormente citadas, porém, o homem com 12 anos ou mais de estudo possui a menor probabilidade de desemprego nos dois períodos. Este resultado está de acordo com o apresentado por Oliveira, Scorzafave e Pazello (2009)¹¹.

¹¹ É importante ressaltar os autores usaram exatamente as mesmas faixas de escolaridade (9-11; 12 e mais). Por meio de um modelo logístico de regressão o trabalho analisou o desemprego e a inatividade nas regiões metropolitanas no Brasil no ano de 2004 com base nos microdados da PNAD. Homens e mulheres também foram analisados de forma separada.

No modelo feminino, a variável “esc4” (mulher que possui entre 9 e 11 anos de estudo) mostrou-se estatisticamente não significativa, sugerindo que o seu impacto sobre a chance de desemprego no caso feminino é nulo, e de fato a razão de chance vinculada a essa variável foi extremamente baixa (0,7%). No ano de 2001 todos os coeficientes apresentaram sinal negativo, em conformidade com o que se espera de acordo com a teoria e indicando o impacto negativo que a escolaridade exerce sobre as chances de a mulher estar desempregada. Em 2014, porém, apenas “esc2” (1-4 anos de estudo) e “esc5” (12 anos ou mais de estudo) apresentaram sinais negativos, porém, é importante ressaltar que a mais alta faixa de escolaridade – mulheres com 12 anos ou mais de estudos – apresentou sinal negativo tanto em 2001 quanto em 2014, reforçando os aspectos teóricos já apresentados anteriormente.

Observando as razões de chances – *odds ratio* – percebe-se que ocorre um aumento das chances de desemprego entre as duas primeiras faixas (esc2 e esc3) para ambos os períodos. Em 2001 a mulher que possui entre 1 a 4 anos de estudo possui uma chance 36,1% menor em comparação com a categoria de referência, e essa chance passa a ser menor em 2,6% para aquelas que possuem entre 5 e 8 anos de estudo no mesmo período. Já em 2014, a mulher na faixa de 1-4 anos de estudo apresentou uma chance 6,8% menor de estar desempregada contra uma chance maior em 47,8% para aquelas na categoria dos 5 aos 8 anos de estudo. A comparação entre 2001 e 2014 permite verificar que houve uma queda na chance de desemprego na faixa de 1-4 anos e um aumento dessa chance na faixa dos 5-8 anos de estudo.

Seguindo na análise do modelo feminino, em 2001 houve uma queda na chance de desemprego entre as variáveis “esc4” e “esc5”, pois enquanto a mulher que possuía entre 9 e 11 anos de estudo tinha uma chance 17,0% menor de estar desempregada, a mulher com 12 anos ou mais de estudos tinha essa chance 43,8% menor, ratificando a importância da mais alta faixa de escolaridade. Já em 2014, “esc4” mostrou-se estatisticamente não significativa, porém, a mulher que possuía 12 anos ou mais de estudos tinha uma chance 38,8% menor de estar entre as desempregadas.

Por fim, é importante realizar uma comparação entre os resultados encontrados para homens e mulheres com base nas razões de chances de cada variável em cada período.

- **Cor ou raça:** Ser negro em 2001 afetava mais a mulher, com uma probabilidade 56,3% maior de estar desempregada, do que o homem, que possuía uma chance 14,0% maior de estar desempregado. Em 2014, a chance de desemprego para o homem passa a ser maior em 12,3% (queda no período), enquanto a mulher apresenta uma chance menor em 22,3% (forte queda no período);
- **Posição na família:** o chefe de família (seja homem ou mulher) apresentou impacto negativo sobre o desemprego durante o período analisado, no entanto, as chances de desemprego do homem chefe de família são menores do que as chances de desemprego das mulheres tanto em 2001 (menor em 56,1% contra 8,3% no caso feminino) quanto em 2014 (menor em 30,6% contra 1,7% no caso feminino);
- **Faixa etária (idade do indivíduo):** todas as faixas de idade apresentaram impacto negativo sobre a probabilidade de desemprego para ambos os gêneros no período analisado. Entre os indivíduos com idade entre 25 e 29 anos, as chances de desemprego são menores para as mulheres do que para os homens tanto em 2001 quanto em 2014. Entre as pessoas com idade entre 30 e 49 anos, a mulher tem menor chance de desemprego do que o homem em 2001, mas esse resultado se inverte em 2014. Para a faixa dos 50 aos 59 anos a mulher apresentou menores chances de desemprego nos dois períodos quando comparadas ao homem e na

faixa dos 60 anos ou mais novamente a mulher apresenta chances menores de estar desempregada do que o homem;

- *Faixas de escolaridade (anos de estudo)*: na mais alta faixa de escolaridade – 12 anos ou mais – as mulheres apresentam menores chances de desemprego do que os homens nos dois períodos. A faixa que compreende pessoas que possuem entre 1 e 4 anos de estudo também apresentou menores chances de desemprego para a mulher do que para o homem em 2001 e 2014. Nas faixas intermediárias de escolaridade (5-8 e 9-11 anos de estudo), o homem mostrou chances menores de desemprego, exceto para a faixa dos 5 a 8 anos de estudo no ano de 2014, na qual a mulher apresentou uma chance maior de desemprego em 47,8% contra 14,3% no caso masculino.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho estimou-se o impacto de um conjunto de variáveis sobre a probabilidade de desemprego tanto para homens, quanto para mulheres nos anos de 2001 e 2014 por meio do modelo *logit* para o estado do Paraná. Primeiramente, foram observadas diferenças importantes nos resultados entre gêneros. Em 2001 a mulher negra sofria de forma mais intensa os impactos do desemprego, mas essa tendência muda em 2014, quando a mesma passa a apresentar uma chance menor em 22,3% de estar desempregada. Ser chefe de família apresentou impacto negativo no período, no entanto, a magnitude deste impacto é maior para o homem do que para a mulher. Para a faixa etária de 25 a 29 anos é o homem que possui maiores chances de estar desempregado nos dois períodos. No que diz respeito à escolaridade, na mais alta faixa, com indivíduos com 12 anos ou mais de estudo são as mulheres que possuem menores chances de desemprego, em comparação com os homens.

A variável idade mostrou, de forma geral, a importância da experiência na obtenção e manutenção de um emprego, já que o seu sinal indica impacto negativo e crescente com a evolução das faixas etárias. A escolaridade, para ambos os gêneros e períodos, apresentou um forte coeficiente de impacto negativo na sua mais alta faixa, que compreende indivíduos com 12 anos ou mais de estudos. Este resultado aponta para a importância da maior escolarização para facilitar as chances de emprego, principalmente no caso feminino. Quanto à raça, percebe-se que houve uma evolução para a mulher negra, que passa a ter uma chance menor de estar desempregada. Por outro lado, o homem negro continua possuindo uma chance maior de estar desempregado.

Os resultados obtidos permitem sugerir que o nível educacional do indivíduo, seja ele homem ou mulher, constitui em um dos principais determinantes da probabilidade de desemprego, principalmente o mais alto nível de escolaridade, que abrange indivíduos com 12 anos ou mais de estudo. Nesta faixa, tanto em 2001 quanto em 2014, a mulher mostrou ter chances menores de desemprego em relação ao homem, o que mostra que os efeitos da educação diferem entre os gêneros. Enquanto em 2001 a mulher que possuía 12 anos ou mais de estudos apresentava uma chance menor em 43,8% de estar desempregada, para o homem esta chance se reduziu para 33,7%. No ano de 2014 a diferença se ampliou: as chances de desemprego se reduziam em 38,8% para a mulher e em 26,5% para o homem.

Observou-se que a mulher negra apresentou uma queda na chance de desemprego no período, pois em 2001 possuía uma chance maior em 56,3%, já em 2014 a chance foi menor em 22,3%. A probabilidade de o chefe de família estar desempregado é menor para o homem em relação à mulher, já que elas ainda são minoria nesta posição familiar. A análise a partir da faixa etária mostra a importância da experiência na obtenção

e manutenção de um emprego, já que com a evolução da idade as chances de desemprego mostram queda cada vez maior para ambos os gêneros no período.

Por fim, os resultados deste trabalho confirmam a discussão teórica ao mostrar que o desemprego recai sobre os indivíduos de forma desigual e que a educação constitui um dos seus principais determinantes no estado do Paraná. Além disso, os resultados permitem sugerir que as políticas públicas voltadas ao desemprego sejam direcionadas a grupos específicos de indivíduos, com o objetivo de aumentar a sua eficiência e resultados. É preciso adotar medidas que visam o acesso à educação de qualidade, principalmente a partir do ensino médio, quando a probabilidade de desemprego mostrou maior queda. Ademais, é preciso criar programas que facilitem o acesso ao primeiro emprego, colaborando com a obtenção de experiência pelo jovem, já que se trata de um fator muito valorizado pelo mercado de trabalho. No caso da mulher, deve ser considerada uma política de incentivo à contratação destas, uma vez que grande parte dos empregadores se mostram resistentes pelo fato da maternidade que afasta temporariamente a mulher de suas funções laborais. Para os negros, além das políticas de cotas de vagas existentes em algumas empresas, é necessário criar medidas para tornar os resultados mais efetivos.

REFERÊNCIAS

AMADEO, Edward. Instituições trabalhistas e desempenho do mercado de trabalho no Brasil. In: TAFNER, P. (Ed.) **Brasil: o estado de uma nação - mercado de trabalho, emprego e informalidade**. Rio de Janeiro: IPEA, 2006. p.231-303.

CAMERON, Adrian Colin; TRIVEDI, Pravin K. **Microeconometrics using Stata**. Texas/USA: Statapress, 2009, p. 450-451.

CARVALHO, Sandro Sacchet de; FIRPO, Sergio; GONZAGA, Gustavo. Os efeitos do aumento da licença-maternidade sobre o salário e o emprego da mulher no Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 36, n. 3, p. 489-524, dez. 2006.

COSTA, Jaqueline Severino da; CUNHA, Marina Silva da. Determinantes do desemprego no Brasil no período de 1981 a 2005: Uma análise enfatizando a qualificação do indivíduo em um contexto de maior abertura comercial. **Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 28, n. 53, p. 197-220, mar. 2010.

CUNHA, Marina Silva da. Transformações Recentes no Mercado de Trabalho Paranaense. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba, n.115, p.79-100, jul./dez. 2008.

CUNHA, Dênis Antônio da; ARAÚJO, Aracy Alves de; LIMA, João Eustáquio de. Determinantes do desemprego e inatividade de jovens no Brasil metropolitano. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 9, n. 3, p. 369-392, set. 2011.

DIEESE - Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos. **Os negros nos mercados de trabalho metropolitanos** – Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED). Boletim especial. Nov. 2015.

DIAS FILHO, J.M.; CORRAR, L.J. Regressão logística. In: CORRAR, L.J; PAULO, E.; DIAS FILHO, J.M. (Orgs.). **Análise multivariada para os cursos de Administração, Ciências Contábeis e Economia**. São Paulo: Atlas, 2012, p. 280-323.

FERNANDES, Reynaldo; PICHETTI, Paulo. Uma análise da estrutura do desemprego e da inatividade no Brasil metropolitano. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 29, n. 1, p. 87-111, abr. 1999.

FERNANDES, Rosângela. A. S.; LIMA, João. Eustáquio de; SANTOS, Cristiane Márcia dos. A exclusão social de mulheres jovens, com idade entre 15 a 24 anos, no mercado de trabalho no Brasil. **Revista de Economia e Administração**, v. 7, n. 2, p. 125-136, 2008.

GUJARATI, Damodar N; PORTER, Dawn C. **Econometria Básica**. 5 Ed. Porto Alegre: AMGH Editora, 2011. p. 552-562.

HOFFMANN, Rodolfo; LEONE, Eugênia Troncoso. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar per capita no Brasil: 1981-2002. **Nova economia**, v. 14, n. 2, 2009.

OFFE, Claus.; HINRICH, Karl. Economia social do mercado de trabalho: diferencial primário e secundário de poder. In: OFFE, C. **Trabalho e sociedade: problemas estruturais e perspectivas para o futuro da sociedade do trabalho**. Rio de Janeiro: Tempo Brasileiro, 1989, p. 43-81.

OLIVEIRA, Pedro Rodrigues de; SCORZAFAVE, Luiz Guilherme; PAZELLO, Elaine Toldo. Desemprego e inatividade nas metrópoles brasileiras: as diferenças entre homens e mulheres. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 19, n. 2, p. 291-324, mai/ago. 2009.

OIT - ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. Fórum nacional jovem século XXI: educação, formação profissional & empregabilidade. Brasília: [mimeo].

POCHMANN, Marcio. Situação do jovem no mercado de trabalho no Brasil: um balanço dos últimos 10 anos. São Paulo, 2007. [mimeo].

RAMOS, Lauro; VIEIRA, Maria Lucia. **Desigualdade de rendimentos no Brasil nas décadas de 80 e 90: evolução e principais determinantes**. Texto para discussão n. 803, Rio de Janeiro: IPEA, jun 2001.

REINERT, José Nilson. Desemprego: causas, consequências e possíveis soluções. **Revista de Ciências da Administração**, Florianópolis, v. 3, n. 5, p. 45-48, mar. 2001.

SCORZAFAVE, Luiz Guilherme Dácar da Silva. **A evolução e os determinantes da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro**. 2001. 66 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2001. Disponível em: < <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12138/tde-17022003-101948/pt-br.php>>. Acesso em: 15 nov. 2016.

SILVA, Nancy de Deus Vieira; KASSOUF Ana Lúcia. A exclusão social dos jovens no mercado de trabalho brasileiro. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 2, p. 99-115, 2002.

SOUZA, João Paulo de Carvalho; CUNHA, Marina Silva da. Uma análise do perfil da vitimização no Brasil. In: XV Encontro de Economia da Região Sul, 2012, Porto Alegre. **Anais eletrônicos...** Porto Alegre: PUC-RGSul, 2012. v. 1. p. 1-20. Disponível em: <<http://www.pucrs.br/eventos/encontroeconomia/?p=aprovados>>. Acesso em: 03 out. 2016.