

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS  
CENTRO DE CIÊNCIAS E TECNOLOGIAS PARA A SUSTENTABILIDADE  
CAMPUS DE SOROCABA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA APLICADA

TÂNIA DE TOLEDO LIMA

**O IMPACTO DO SALÁRIO-MÍNIMO E DOS CICLOS ECONÔMICOS NO  
DESEMPREGO JUVENIL BRASILEIRO: 2003 - 2011**

Sorocaba  
2013

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS  
CENTRO DE CIÊNCIAS E TECNOLOGIAS PARA A SUSTENTABILIDADE  
CAMPUS DE SOROCABA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

TÂNIA DE TOLEDO LIMA

**O IMPACTO DO SALÁRIO-MÍNIMO E DOS CICLOS ECONÔMICOS NO  
DESEMPREGO JUVENIL BRASILEIRO: 2003 - 2011**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia, para obtenção do título de mestre em Economia.

Orientação: prof. Dr. Rodrigo Vilela Rodrigues

Co-orientação: prof. Dr. Alexandre Nunes de Almeida

Sorocaba  
2013

L732i Lima, Tânia de Toledo  
O impacto do salário-mínimo e dos ciclos econômicos no desemprego  
juvenil brasileiro: 2003 - 2011 / Tânia de Toledo Lima -- Sorocaba, 2013.  
89 f. : il. (color.) ; 28 cm

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de São Carlos, *Campus*  
Sorocaba, 2013  
Orientador: Rodrigo Vilela Rodrigues  
Banca examinadora: Alexandre Nunes de Almeida, Cassiano Bragagnolo  
Bibliografia

1. Salário-mínimo. 2. Jovens desempregados. 3. Ciclos econômicos. I.  
Título. II. Sorocaba - Universidade Federal de São Carlos.

CDD 331.34137

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca do *Campus* de Sorocaba.

**TÂNIA DE TOLEDO LIMA**

**O IMPACTO DO SALÁRIO-MÍNIMO E DOS CICLOS ECONÔMICOS NO  
DESEMPREGO JUVENIL BRASILEIRO: 2003 - 2011**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação, para obtenção do título de mestre em Economia. Área de concentração: Economia do Trabalho. Universidade Federal de São Carlos. Sorocaba, 18 de janeiro de 2013.

Orientador

---

Dr. Rodrigo Vilela Rodrigues  
UFSCar - Sorocaba

Examinador

---

Dr. Alexandre Nunes de Almeida  
UFSCar - Sorocaba

Examinador

---

Dr. Cassiano Bragagnolo  
Universidade de São Paulo - Campus Luiz de Queiroz

## **DEDICATÓRIA**

*À vida*

## AGRADECIMENTO

*Gostaria de agradecer ao programa de bolsa Reuni que me possibilitou realizar o mestrado em Economia Aplicada. Agradeço ao professor doutor Rodrigo Vilela Rodrigues por sempre colocar desafios a minha frente. Ademais, sou eternamente grata ao professor doutor Alexandre Nunes de Almeida por me co-orientar atenciosamente nas dúvidas. Concomitantemente, sou grata ao professor doutor Danilo Aguiar por estruturar o mestrado na UFSCar em Sorocaba, proporcionando oportunidade para todos os estudantes de economia que buscam uma formação acadêmica de qualidade. Agradeço em vida pelo amor dos meus pais e a existência das minhas irmãs, em especial a minha alma gêmea: Talita. Da mesma forma, é grande a gratidão ao amor de Maria Cristina Caccimali, a Fábio Tatei, ao Leandro e a Tatiana Vieira que me ajudaram de forma indescritível no apoio para a conclusão deste trabalho. Sou grata às lições de amor no trabalho de Hellinger, a Eloh e todo o grupo de amigos por me acompanharem na caminhada, a William Amorim pelo apoio incondicional. Em especial, agradeço aos pais de Rodrigo Bernadelli Santos, Rodrigo Silva de Paula Rocha e Hector Fabian Barros Celigoi pela oportunidade de todas as lições. As minhas avós pela vida, aos meus avôs pelo o amor. Trago no coração todas as pessoas que a vida me trouxe a oportunidade de poder me sentir um ser mais completo. Transbordo em eterna gratidão a todos os professores que fizeram parte da minha formação acadêmica.*

## RESUMO

LIMA, Tânia de Toledo. *O impacto do salário-mínimo e dos ciclos econômicos no desemprego juvenil brasileiro: 2003 - 2011*. 2013. 82 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Ciências e Tecnologias para Sustentabilidade, Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2013.

A presente pesquisa buscou compreender o desemprego juvenil brasileiro no período 2003 - 2011. O objetivo do presente estudo consiste em verificar se os ciclos econômicos e as mudanças no salário-mínimo afetam o desemprego juvenil, controlado por variáveis socioeconômicas. Para dada análise utilizou-se os métodos de estimação painel linear e painel dinâmico, sendo consideradas as quatro entrevistas iniciais da base de dados da PME (Pesquisa Mensal de Empregos). Os resultados do estudo apontaram que a taxa de desemprego juvenil é afetada em nível pelos ciclos econômicos, salário e variáveis socioeconômicas, tais como proporção da força de trabalho não branca, carteira assinada e a região metropolitana que o indivíduo pertencia. No tocante ao caráter dinâmico, nota-se que o nível do desemprego juvenil passado e a variável de ciclo econômico são os principais fatores a afetarem a taxa de desemprego dos jovens. Vale ressaltar que a presente pesquisa dividiu o grupo juvenil em duas subcategorias, “adolescentes” e “jovem-adulto”, no intuito de verificar se ciclos e salários impactavam da mesma forma. Sendo assim, observou-se que as duas subcategorias apresentam sensibilidades distintas, dando espaço para escopos de políticas públicas diferenciados.

Palavras-chave: desemprego juvenil, ciclos econômicos, salário-mínimo.  
JEL Classificação: J13, J21, J24, J31, J64, J82.

## ABSTRACT

This research sought to understand the Brazilian youth unemployment in the period 2003 - 2011. The aim of this study is to verify if the business cycles and changes in the minimum wage have been affecting youth unemployment, considering the control of socioeconomic variables. In order to develop such analyses, this study has considered linear panel data as one estimation method and dynamic panel as the other method. In addition, the current research has been considered the four initial interviews contained in PME database. The results of the study show that the youth unemployment rate has been affected by economic cycles, wages and socioeconomic variables, like "proportion of labor force non-white", formal sector and metropolitan region that the individual belongs to. Concerning the dynamic character, the previous level of youth unemployment and economic cycles are the main factors affecting the variability of youth unemployment rate. It is worth mentioning that the present study splits the youth group into two subcategories, "teens" and "young-adults", aiming at verifying whether the cycles and wages have been impacting in a similar fashion. Thus, the results show that the two distinct subcategories demonstrate different sensitiveness, making room for the creation of different public policies.

Keywords: Youth unemployment, Business cycles, Minimum wage.

JEL Classificação: J13, J21, J24, J31, J64, J82.

## LISTA DE FIGURAS E TABELAS

Gráfico 1: Taxa de desocupação juvenil por região metropolitana brasileira no período 2002-2011.....	32
Tabela 1: Impactos das crises econômicas no desemprego juvenil em economias desenvolvida e em desenvolvimento .....	13
Tabela 2: Especificações de quatro modelos descritos em Brown, Gilroy e Kohen (1981) e das respectivas variáveis independentes adotadas. ....	34
Tabela 3: Quadro resumo de todos os modelos a serem estimados e especificando as variáveis independentes consideradas em cada modelo. ....	44
Tabela 4: Descrição estatística das variáveis utilizadas nos quatro modelos com ponderação pelo número de indivíduos na amostra no ano de 2003 .....	52
Tabela 5: Efeito dos ciclos econômicos, salário e variáveis socioeconômicas no desemprego juvenil, mensurado por subcategoria, considerando as quatro entrevistas iniciais da PME nas regiões metropolitanas (Recife, Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro, Porto Alegre), sob a abordagem de Moore, considerando o método painel linear com feito fixo robusto e correlação corrigida: período 2003 - 2011.....	54
Tabela 6: Efeito dos ciclos econômicos, salário e variáveis socioeconômicas no desemprego juvenil, mensurado por subcategoria, considerando as quatro entrevistas iniciais da PME nas regiões metropolitanas (Recife, Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro, Porto Alegre), sob a abordagem de Lovell, considerando o método painel linear com feito fixo robusto e correlação corrigida: período 2003 - 2011.....	57
Tabela 7: Efeito dos ciclos econômicos, salário e variáveis socioeconômicas no desemprego juvenil, mensurado por subcategoria, considerando as quatro entrevistas iniciais da PME nas regiões metropolitanas (Recife, Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro, Porto Alegre), sob a abordagem de Andie, considerando o método painel linear com feito fixo robusto e correlação corrigida: período 2003 - 2011.....	60
Tabela 8: Efeito dos ciclos econômicos, salário e variáveis socioeconômicas no desemprego juvenil, mensurado por subcategoria, considerando as quatro entrevistas iniciais da PME nas regiões metropolitanas (Recife, Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro, Porto Alegre), sob a abordagem de Moore, considerando o método painel dinâmico e sem endogeneidade : período 2003 - 2011 .....	64
Tabela 9: Efeito dos ciclos econômicos, salário e variáveis socioeconômicas no desemprego juvenil, mensurado por subcategoria, considerando as quatro entrevistas iniciais da PME nas regiões metropolitanas (Recife, Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro, Porto Alegre), sob a abordagem de Moore, considerando o método painel dinâmico e sem endogeneidade: período 2003 - 2011 .....	87

Tabela 10: Efeito dos ciclos econômicos, salário e variáveis socioeconômicas no desemprego juvenil, mensurado por subcategoria, considerando as quatro entrevistas iniciais da PME nas regiões metropolitanas (Recife, Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro, Porto Alegre), sob a abordagem de Moore, considerando o método painel dinâmico e sem endogeneidade : período 2003 - 2011 .....	70
Tabela 11: Rendimento médio nominal do principal responsável considerando as quatro entrevistas iniciais da PME para as regiões metropolitanas brasileiras no período 2003 – 2011 .....	77
Tabela 12: Rendimento médio real do principal responsável considerando as quatro entrevistas iniciais da PME para as regiões metropolitanas brasileiras no período 2003 – 2011.. .....	78
Tabela 13: Taxa de desemprego dos jovens brasileiros, separados por categoria, considerando as quatro entrevistas iniciais da PME para as regiões metropolitanas brasileiras no período 2003 – 2011 .....	79
Tabela 14: Grau de escolaridade dos jovens brasileiros considerando as quatro entrevistas iniciais da PME para as regiões metropolitanas brasileiras no período 2003 - 2011 .....	81

## **LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS**

BLS *Bureau of Labor Statistics*

UFSCar Universidade Federal de São Carlos

PME Pesquisa Mensal de Emprego

PNAD Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio

ILO *International Labor Office*

OIT Organização Internacional do Trabalho

CEDLAS Center for Distributive, Labor and Social Studies

SEDLAC *Social-Economic Database for Latin America and the Caribbean*

## SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO</b> .....	11
<b>1 OBJETIVOS</b> .....	19
<b>2 REFERENCIAL TEÓRICO</b> .....	20
<b>3 METODOLOGIA</b> .....	33
3.1 MODELOS ANALÍTICOS .....	33
3.1.1 Especificação dos modelos .....	33
<b>4 DADOS E FONTES</b> .....	45
<b>5 ESTIMAÇÕES ECONOMETRICAS</b> .....	47
5.1 Efeito Fixo .....	48
5.2 Efeito Aleatório .....	49
5.3 Teste de Hausman.....	49
5.4 Painel Dinâmico .....	49
5.5 Teste de Sargan-Hansen .....	50
<b>6 RESULTADOS</b> .....	50
6.1 DESCRIÇÕES ESTATÍSTICAS .....	51
6.2 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS .....	53
<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....	74
<b>REFERÊNCIAS</b> .....	83

## INTRODUÇÃO

O tema desemprego juvenil (15 a 24 anos, segundo o índice *Indicator2* proveniente do *International Labour Organization – ILO*<sup>1</sup>) vem sendo cada vez mais abordado e discutido em diferentes contextos e distintos países. Internacionalmente, o assunto foi estudado no final da década de 1970 e durante a década de 1980 pelo *National Bureau of Economic Research*, no intuito de compreender as consequências do desemprego em um momento de crescimento da população jovem nos Estados Unidos. O interesse internacional neste tópico tem se intensificado desde a crise financeira de 2008, conforme estudado em Bee e Blanchflower (2010), OCDE (2010), OCDE (2011), ILO (2012c) e ILO (2012a).

Mediante os resultados apresentados pelo *National Bureau of Economic Research*, durante a década de 1980 e recentes pesquisas, citadas acima, o presente estudo busca compreender o desemprego juvenil no Brasil sob a abordagem de ciclos econômicos e salário-mínimo, conforme já abordado por Brown, Gilroy e Kohen (1981) para o caso norte-americano. A necessidade desta pesquisa, quanto ao âmbito nacional, está pautada no fato de o Brasil apresentar uma política de valorização do salário-mínimo desde 2005<sup>2</sup>, certa tendência de queda da taxa de desemprego juvenil recente (desde 2003) – que não se alterou mesmo com a crise que se iniciou em 2008 – e um período de ciclo econômico marcado por expansão e recessão<sup>3</sup>. É importante salientar que, segundo Brown, Gilroy e Kohen (1981), não houve concordância na literatura, do efeito das possíveis variáveis que mensuram o impacto dos ciclos econômicos e dos salários no desemprego juvenil, uma vez que são consideradas distintas variáveis para mensurar o ciclo econômico. No entanto, é

---

<sup>1</sup>A OIT (*ILO*) é uma organização internacional responsável pela elaboração e supervisão de normas internacionais do trabalho. É a única agência “tripartida” das Nações Unidas que reúne representantes de governos, empregadores e trabalhadores, em conjunto, moldando as políticas e programas de promoção do trabalho decente para todos. Este arranjo original dá à OIT uma vantagem de incorporar o conhecimento do “mundo real” sobre emprego e trabalho.

<sup>2</sup> Durante o governo de Luiz Inácio Lula da Silva foi adotada a política de valorização do salário-mínimo que se tornou lei em 2011, no governo da presidenta Dilma Rousseff. A política de valorização do salário-mínimo ocorreu mediante um novo acordo entre sindicalistas, empresários e governos, em que se considerou como base de cálculo para o salário a inflação do período anterior (mensurada pelo Índice de Preço ao Consumidor Amplo - IPCA) mais a variação do Produto Interno Bruto (PIB) de dois anos anteriores. Cabe ressaltar que o salário-mínimo no Brasil apresenta abrangência nacional, sendo que nenhum trabalhador pode receber um subsídio menor. Ademais, a escolha dos critérios para a base de cálculo está atrelada à preservação do poder aquisitivo mensurado pelo Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA) e aumento real, tendo como base o Produto Interno Bruto (PIB).

<sup>3</sup> Taxas de crescimento moderado em 2001 (1,3%), 2002 (2,7%) e 2003(1,1%). Em 2005, quando o Brasil não renovou o acordo com o Fundo Monetário Internacional (FMI), o país cresceu 3,2%. Já em 2006, o crescimento foi de 4,0%, em 2007 a alta do PIB alcançou 6,1%, em 2008 a expansão ocorreu em magnitude de 5,2%. Entretanto, a trajetória foi afetada pela crise financeira internacional em 2009, correspondendo a uma queda de 0,6% do PIB. Vale ressaltar que a última queda tinha ocorrido em 1992 (-0,5%).

relevante questionar se os ciclos econômicos e o salário-mínimo apresentam relevância na compreensão do desemprego juvenil no contexto brasileiro, em razão de ser um país em desenvolvimento e que apresenta um mercado de trabalho com características peculiares. Ademais, a presente pesquisa que considera uma nova abordagem para o contexto brasileiro, em especial para os anos de 2003 – 2011.

Concomitantemente a essa necessidade, importa também considerar as semelhanças e diferenças do Brasil no âmbito internacional. No tocante às semelhanças tem-se: i) a redução da população jovem no Brasil desde a década de 1980, sendo que este mesmo fenômeno tem ocorrido também em países desenvolvidos; ii) o Brasil apresenta, desde 2003, uma tendência decrescente na taxa de desocupação juvenil que, segundo ILO (2008), acompanha a tendência mundial desde 2004, tendo como destaque: Economias Desenvolvidas e União Europeia, Europa Central e Sudeste Europeu, Leste asiático, Oriente Médio, região Norte da África e África Subsaariana. Com relação à diferença, a caracterização do mercado de trabalho no Brasil, em termos institucionais, demonstra-se distinta em relação aos países desenvolvidos em alguns aspectos, tais como: seguro desemprego, leis de empregabilidade e regulação do salário-mínimo.

O tema desemprego juvenil ganhou destaque internacional a partir da crise de 2008, contudo, é notório que a preocupação diante do mesmo não é pontual. Isso porque o desemprego juvenil já demonstrava certa relação com os impactos das crises econômicas, embora cada região do mundo tenha suas peculiaridades e especificações diante do contexto das crises nacionais e internacionais. Especificações estas que não tangem apenas ao impacto das crises econômicas no desemprego juvenil, mas sim em outras esferas que também afetam os jovens, tais como pobreza, educação, saúde, emprego, bem estar social e seguridade, conforme já explicitado em ODI (2010). Todavia, o que chama a atenção são os resultados que ODI (2010) pôde explicitar a respeito do desemprego juvenil em distintos ciclos econômicos em vários países, conforme a tabela 1 a seguir:

**Tabela 1: Impactos das crises econômicas no desemprego juvenil em economias desenvolvida e em desenvolvimento**

<b>Países</b>	<b>Impactos das Crises no Desemprego Juvenil</b>
<b>Tailândia, 1997/1998</b>	Os desempregados com idade abaixo de 30 anos de idade representavam 60% do aumento ocorrido na taxa de desemprego. Enquanto que desempregados com mais de 50 anos de idade foram responsáveis por um pequeno aumento na taxa de desemprego (Knowless et al., 1999).
<b>Coréia do Sul, 1997/1998</b>	Metade da perda do emprego ocorreu entre trabalhadores com idade de 15 a 29 anos (Kim, 2004).
<b>Brasil, 1990 – 1996</b>	A taxa de desemprego juvenil quase dobrou em resposta à reestruturação econômica (de 8,3% a 15,1%) neste período. A taxa de desemprego juvenil também aumentou de um dígito para dois dígitos no Chile, Colômbia, Costa Rica, El Salvador, Honduras, México, Panamá e Venezuela, no final da década de 1980 e início da década de 1990 (Fawcett, 2006).
<b>Sérvia, 2008 – 2009</b>	A taxa de desemprego juvenil aumentou para um patamar estimado de 8,1%, comparado com o aumento de 2,5% entre os trabalhadores de 50 a 64 anos de idade (Matkovic et al., 2010). Quase 70% dos novos desempregados eram homens.
<b>Tailândia, 1997/1998</b> <b>Coréia do Sul, 1998 / 1999</b>	Em 1998, 490.000 jovens, incluindo jovens com qualificação adequada, não puderam ter emprego (Banco Mundial, 2000). Somente um quarto dos 2 milhões de jovens graduados no ensino superior entre 1998 e 1999 conseguiram emprego (Kim, 2004).
<b>Indonésia, 2007 – 2010</b>	A taxa de desemprego tem aumentado entre os jovens trabalhadores, mas tem caído entre os trabalhadores acima de 25 anos (McCulloch e Grover, 2010).

Fonte: ODI (2010)

De acordo com a ONU (2011), países desenvolvidos voltaram a apresentar elevadas taxas de desemprego juvenil (maior em vinte anos) representando um aumento de 72%

para o período 2007 - 2010. Não obstante, o relatório ILO (2012c) demonstra que 75 milhões de jovens encontram-se desempregados atualmente no mundo, sendo que este número aumentou em 4 milhões desde a crise financeira (2008). O mesmo estudo relata que a taxa de desemprego juvenil global é de 12,7 % e prevê uma elevação para 12,9% para 2017, acima da média histórica de 1991 - 2011 (12,2%), sendo próxima ao pico de 2002 (13,1%). Vale aqui lembrar que a maior preocupação em relação ao desemprego juvenil vai além da elevada taxa, uma vez que, conforme já enfatizado por Christine Lagarde, diretora do FMI, no *World Economic Forum Annual Meeting 2013*, a geração que hoje enfrenta a elevada taxa de desemprego juvenil é a mesma que arcará com o ônus, no futuro, da atual alta dívida pública em relação ao PIB (Produto Interno Bruto).

Em concordância com ONU (2011), o relatório ILO (2012a) enfatizou que a crise do emprego persistente vem exacerbando os desafios estruturais, via elevação do desemprego juvenil e aumento na incidência do desemprego de longa duração. Isso chama a atenção, pois conforme já mencionado na literatura por Gregory e Jukes (2001), um aumento na incidência do desemprego juvenil pode impactar na duração do mesmo. Enquanto que, para Arulampalam (2000), uma elevação da taxa de desemprego pode impactar o salário ao se reempregar o indivíduo que antes se apresentava em condição de desemprego. Por exemplo, indivíduos empregados atualmente, mas que já foram desempregados são suscetíveis a uma queda de 6% no rendimento recebido no primeiro ano, sob a nova condição de empregado, e podem apresentar outra perda, ou seja, um rendimento 14% menor no quarto ano, quando ainda empregado. Ou seja, a elevação do desemprego confere preocupação, uma vez que gera consequências num longo período de tempo para o indivíduo sob o *status* de desempregado.

Mediante a recente abordagem internacional acerca do desemprego juvenil, é relevante notar que há uma distinção no comportamento da desocupação juvenil entre países do G20. Por exemplo, países que foram drasticamente atingidos pela crise financeira (2008) – Grécia, França, Itália, Espanha, Estados Unidos e Reino Unido – apresentaram uma elevação rápida na taxa de desemprego juvenil. Entretanto, segundo os relatórios da OCDE (2011) e ILO (2012c), países que foram atingidos pela crise de forma menos rigorosa, como Indonésia e Brasil, apresentaram queda da referida taxa. Corroborando este fato, a OIT (2011a) relatou que a taxa de desemprego juvenil apresentou tendência de queda de 2010 para 2011 em alguns países da América Latina e Caribe: Brasil, Chile, Colômbia, Panamá, Uruguai.

Considerando o referente contexto das nuances a respeito da desocupação juvenil entre países desenvolvidos e países em desenvolvimento, vale a pena mencionar que há diferenças inclusive entre países da América Latina. No geral, os países da América Latina apresentaram uma queda na taxa de desemprego juvenil a partir de 2009. No entanto, há diferenças entre estes países, ou seja, de 2010 para 2011, Brasil, Chile, Colômbia, Panamá, Uruguai e Venezuela demonstraram queda na taxa de desemprego juvenil, enquanto México, Peru e República Dominicana apresentaram elevação na desocupação juvenil. Entretanto, é importante ressaltar que na maioria dos países da América Latina houve aumento da informalidade a partir da crise, ao passo que em países desenvolvidos não se notou o mesmo comportamento a respeito da informalidade. Essa diferença quanto ao desemprego juvenil nos países do G20 e países da América Latina, demonstra que houve uma distinção no comportamento da desocupação juvenil após a crise financeira (2008). No entanto, para compreender esta discrepância, é necessário analisar as respectivas condições do mercado de trabalho.

Tendo em vista os recentes estudos referentes ao desemprego juvenil e a presente crise internacional, nota-se uma distinção na caracterização do desemprego, em especial nas condições do mercado de trabalho em que os jovens estão inseridos. Dada diferença nesta caracterização fica clara quando se observam países desenvolvidos e países em desenvolvimento. Conforme a ONU (2011), no tocante aos países em desenvolvimento – onde habitam 87% dos jovens no mundo – a maioria dos jovens necessita trabalhar e tenta obter o rendimento por meio do próprio negócio ou de atividades informais. Todavia, o salário é menor e as condições de trabalho são, em muitos casos, precárias, conforme apresentado em ILO (2012a), ILO (2012b) e ILO (2012c).

Em consonância com a análise feita por ONU (2011), ILO (2008) também demonstrou que a deterioração das condições de trabalho esteve presente de forma mais intensa nos países da América Latina, especialmente entre os jovens de 15 e 24 anos de idade. A justificativa advém de o grupo juvenil apresentar maiores dificuldades de inserção no mercado de trabalho em virtude do déficit de formação, carência de experiência de trabalho, déficit de habilidades ou até mesmo a práticas discriminatórias do próprio mercado de trabalho. Isso implica maior vulnerabilidade para o grupo juvenil, uma vez que houve aumento da taxa de desemprego juvenil em relação à adulta durante o período da crise.

Considerando a vulnerabilidade do grupo juvenil durante a crise financeira (2008) para os países da América Latina, verifica-se em OIT (2009) que os jovens apresentam-se como os mais afetados durante uma recessão. O referente estudo aponta que, pela experiência regional, a economia se contrai, aumenta-se a desocupação e o grupo mais afetado é o juvenil. Um exemplo é quando se compara a taxa de desemprego juvenil com a taxa de desocupação total no período de recessão: durante a crise de 2008 –2009, a taxa de desemprego juvenil chegou a ser duas vezes superior à total, havendo distinção entre os países. Em períodos de estabilidade, exemplo de 2000 a 2007, a taxa de desemprego juvenil era 1,96 vezes superior à total.

OIT (2009) também apontou que, de 2007 para 2008, países que apresentavam tendência decrescente da taxa de desemprego total obtiveram o mesmo comportamento reproduzido na taxa de desocupação juvenil: Brasil, Venezuela, Uruguai, Trinidad e Tobago. As exceções foram as 13 regiões metropolitanas da Colômbia, que apresentaram elevação da taxa de desemprego total e juvenil, e Peru (Lima), que demonstrou redução na taxa de desemprego total e elevação na taxa de desocupação juvenil. Vale ressaltar que Brasil e Venezuela, países que apresentaram queda na taxa de desemprego juvenil, demonstraram redução na taxa de desemprego para todas as idades. Contudo, essa redução ocorreu de forma mais acentuada entre os jovens do que entre os adultos. Destarte, mesmo em período de recessão, em alguns países da América Latina a queda da taxa de desemprego juvenil acompanhava a tendência de queda da taxa de desemprego total.

No Brasil, apesar de a queda da taxa de desemprego total ter demonstrado ser acompanhada pela queda da taxa de desemprego juvenil desde 2003, ainda há questionamentos a respeito desta tendência e também do comportamento da mesma durante a crise financeira internacional que emergiu em 2008. O principal questionamento com relação à queda da taxa de desemprego juvenil tange à renda da família. Isto é, a queda da taxa de desemprego juvenil não está necessariamente atrelada à saída da força de trabalho ou, concomitantemente, à saída da força de trabalho e à busca por maior qualificação. Esta queda pode estar relacionada à necessidade de complementação da renda familiar. Campus (2013) e Corrochano et al. (2008) explicitam que, dentre os jovens que apenas trabalham, os mais novos são os mais pobres, sendo assim, quanto mais pobre for a família, mais novo o jovem entra no mercado de trabalho, de modo a complementar a renda familiar. Este resultado acaba por corroborar a conclusão de OIT (2009) a respeito do jovem no mercado de trabalho brasileiro, de que quanto mais recente for a entrada no

mercado de trabalho, maior será a precariedade das condições de trabalho, sendo afetada, desta forma, a educação e contribuindo para a continuação da pobreza.

Ainda, segundo Campus (2013), no tocante ao comportamento da taxa de desemprego juvenil no Brasil durante a crise financeira (2008), ressaltou-se a necessidade de compreender o impacto da mesma no mercado de trabalho brasileiro. Sendo assim, de acordo com Pochmann (2009), as principais consequências da crise financeira (2008 - 2009) no mercado de trabalho brasileiro foram: desemprego, *turnover*<sup>4</sup> e condições precárias. Uma vez compreendido que a crise financeira afetou a espera do mercado de trabalho, pode-se questionar o impacto, no curto prazo, sobre o desemprego juvenil no Brasil. Segundo as estatísticas apresentadas em Dieese (2011), ao comparar a taxa de desemprego dos jovens de 16 a 24 anos entre 1999 e 2009, houve uma queda na taxa de desemprego aberto e oculto<sup>5</sup>. Contudo, para o desemprego aberto, os jovens ainda demonstram ser o grupo mais representativo. Ademais, o tempo médio de desemprego e o tempo despendido na procura por emprego, sob desemprego aberto com experiência anterior no trabalho, demonstraram queda.

Simultaneamente, o mesmo comportamento se apresentou para o desemprego oculto para jovens com experiência de trabalho e sem experiência de trabalho. Neste contexto, é relevante notar que houve uma elevação na taxa de desemprego aberto para jovens de 16 a 24 anos sem experiência de trabalho entre 1999 e 2009. Esses resultados implicam que a precariedade das condições de trabalho está mais suscetível aos jovens ingressantes no mercado de trabalho, do que aos jovens que já se encontram no desemprego oculto. Contudo, não retira a premissa de que as condições precárias também afetam jovens no desemprego oculto, uma vez que esses apresentaram menor tempo médio na procura por emprego, tanto para indivíduos com experiência de trabalho, quanto para os sem experiência. Sendo assim, os resultados evidenciam o que já havia sido levantado em OIT (2009) a respeito da precariedade das condições de trabalho.

---

<sup>4</sup> Segundo Flóri (2003) *turnover* ou rotatividade é a probabilidade de entrada ou saída do desemprego. Ademais o mesmo estudo faz a análise do *turnover* com relação ao desemprego juvenil nas regiões metropolitanas brasileiras.

<sup>5</sup> Segundo o Dieese, taxa de desemprego aberto é o percentual de pessoas que procuraram trabalho de maneira efetiva nos 30 dias anteriores ao da entrevista e não exerceram nenhum trabalho nos 7 dias anteriores. Enquanto que desemprego oculto pode ocorrer pelo desalento ou pelo trabalho precário. O primeiro constitui-se de pessoas que não possuem trabalho e não procuraram emprego nos 30 dias anteriores por motivo da falta de estímulo mediante a condição do mercado de trabalho, no momento da entrevista. O segundo refere-se a pessoas que realizam algum trabalho remunerado sem perspectiva de continuidade ou que realizam algum trabalho não remunerado em negócios familiares, e que buscaram mudar de emprego nos 12 meses anteriores sem êxito ou nos 30 dias anteriores.

Para a compreensão do desemprego juvenil é necessário destacar que as suas características não são as mesmas do desemprego adulto. Adicionalmente, o estudo também exige reconhecer que forças macroeconômicas apresentam impacto no seu nível, tal como *expansão* e recessões, segundo ILO (2010) e OCDE (2000), e que variáveis socioeconômicas, tais como nível educacional, raça, rendimento real da região e habilidades individuais também apresentam relevância na caracterização do desemprego dos jovens, como em Blanchflower e Freeman (2010). Cabe aqui ressaltar que, mesmo considerando as características socioeconômicas do grupo na condição de desemprego, Blanchflower e Freeman (2010) observaram que a sensibilidade dos jovens às mudanças no mercado de trabalho provenientes dos ciclos econômicos tende a dominar os efeitos das características demográficas, ainda tendo dadas características significativas, tais como grau de escolaridade, cor da pele e região demográfica.

O desemprego juvenil também pode ser descrito em caráter dinâmico, considerando a duração e a rotatividade. Com relação à duração, a média de duração do desemprego juvenil foi igual à do adulto nos EUA, durante a década de 1980, por exemplo, ainda que Mincer e Leighton (1979) tenham comprovado que a duração do desemprego aumenta com a idade e que a chance de estar desempregado está relacionada à idade ativa. Com relação à rotatividade, ou seja, o movimento de entrada e saída da força de trabalho, os estudos apresentaram como objetivo compreender se as elevadas taxas de desemprego juvenil ocorriam em razão de empregos de curta duração ou se era devido à elevada taxa de entrada e saída do jovem do mercado de trabalho.

Sendo assim, resultados internacionais e nacionais mostraram que elevadas taxas de desemprego juvenil estão relacionadas à alta rotatividade dos jovens (movimentos de entrada e saída da força de trabalho), conforme descrito em Clark e Summers (1978), Leighton e Mincer (1979) e Flori (2003). A alta rotatividade foi detectada nos casos em que o jovem que estava empregado ficou desempregado, e não necessariamente nos jovens que estavam à procura do primeiro emprego. E, por fim, o desemprego juvenil também pode ser caracterizado com relação à persistência e aos efeitos da duração sobre o salário, conforme já estudado em Arulampalam (2000).

Dentro das linhas de estudo a respeito do desemprego juvenil, há caracterização mediante fatores socioeconômicos, como descritos em Freeman e Wise (1982), sendo que através deles é possível captar as particularidades do desemprego dos jovens que, não necessariamente, estão relacionadas ao desemprego adulto, num contexto que foi

denominado como “crise do jovem”. Os resultados mostraram que: o desemprego juvenil pode estar concentrado em um grupo pequeno de jovens que possibilitem revelar outros problemas sociais; o desemprego do jovem não apresenta consequências de longo prazo na empregabilidade, mas apresenta efeito negativo sobre o salário; e o desemprego juvenil pode estar concentrado nos grupos de menor nível educacional.

No contexto atual, Bee e Blanchflower (2010) mostraram que características semelhantes que descreviam o desemprego juvenil no contexto da “crise do jovem” mostram-se ainda relevantes na atual crise para os EUA, ressaltando, assim, a relevância destas características nos diferentes ciclos. Adicionalmente a esta temática que envolve o desemprego juvenil e suas diferenças do desemprego adulto, especialmente num contexto de crise, está um estudo do *The United Nations Non-Governmental Liaison Service* (2011). O relatório explicitou que, durante a crise financeira de 2008, o desemprego juvenil era três vezes superior ao adulto e desenvolveu o argumento sobre a possibilidade de elevar a empregabilidade dos jovens nos “Green Jobs”, especialmente para economias em transição, além dos programas de criação de emprego para os jovens, no intuito de reduzir o impacto da crise sobre os mesmos.

## **2 OBJETIVOS**

O presente estudo apresenta como objetivo geral estudar o desemprego juvenil no Brasil. A hipótese a ser testada pela pesquisa é que o salário-mínimo e ciclos econômicos apresentam influência no comportamento do desemprego juvenil. Sendo assim, os objetivos específicos consistem em verificar:

- a) A relação entre salário e ciclos econômicos no desemprego juvenil brasileiro a partir de 2003;
- b) Se salário e ciclos econômicos impactam o desemprego juvenil brasileiro, controlando por variáveis socioeconômicas tais como: cor da pele, gênero e duas subcategorias do grupo juvenil (“adolescente” e “jovem-adulto”).

### 3 REFERENCIAL TEÓRICO

A presente pesquisa adota como referencial teórico a teoria neoclássica e a estrutura teórica demonstrada em Brown, Gilroy e Kohen (1982). Entretanto, ressalta-se que a abordagem a respeito do impacto dos ciclos econômicos e do salário no desemprego juvenil é um dos tópicos abordados no referencial teórico. Em Brown, Gilroy e Kohen (1981) e Brown, Gilroy e Kohen (1982), nota-se que muitos dos estudos, apresentados a respeito do respectivo tema, apresentam uma abordagem mais empírica, demonstrando que há distintas especificações adotadas em cada modelo a respeito do impacto dos ciclos econômicos e do salário no desemprego juvenil. Uma vez que mediante a abordagem empírica, foi possível verificar a falta de consenso a respeito deste impacto, observa-se que a estrutura teórica ainda é frágil e em formação e por isto ainda necessita de um arcabouço mais empírico no intuito de que um consenso possa levar a uma estrutura teórica mais sólida. Desta forma, o presente estudo opta por explicitar os resultados empíricos observados no âmbito internacional e nacional a respeito do desemprego juvenil, no intuito de auxiliar na compreensão do tema.

Em linha com Brown, Gilroy e Kohen (1981) e Brown, Gilroy e Kohen (1982), o presente trabalho considera, inicialmente, os estudos de Moore (1971), Lovell (1972), Lovell (1973), Andie (1973), as pesquisas a respeito do desemprego juvenil do instituto *National Bureau of Economic Research* (NBER), no final da década de 1970 e durante a década de 1980, em especial Clark e Summers (1978) e Brown, Gilroy e Kohen (1981). No intuito de alinhar os objetivos do presente estudo com os resultados apresentados mediante o desenvolvimento das pesquisas após a crise financeira, também será considerada a abordagem adotada por Bee e Blanchflower (2010). O principal objetivo em alinhar estes estudos, juntamente a literatura brasileira a respeito do desemprego juvenil, está em constituir uma visão crítica que identifique possíveis variáveis relevantes para o caso brasileiro no contexto de 2003 - 2011.

Compreender o desemprego juvenil exige que o trabalho identifique características socioeconômicas dos jovens desempregados no intuito de observar se existe algum grupo que apresente predominância e quais possíveis políticas poderiam ser adotadas. No entanto, o assunto torna-se mais amplo quando se considera que variáveis como ciclos econômicos e salário podem afetar o desemprego juvenil. A partir desta ampliação, torna-se interessante verificar dois aspectos. O primeiro é se ciclos econômicos e salários afetam

o desemprego juvenil. O segundo trata de constatar se os efeitos destas variáveis são os mesmos entre os grupos de mesma cor, sexo e educação. Vale ressaltar que este avanço a respeito do desemprego juvenil exige acompanhar a questão dentro de um país ao longo de décadas, como o caso norte-americano, desde a década de 1980.

A respeito do desemprego juvenil, considerando características socioeconômicas, tais como raça, sexo e educação, podemos citar os trabalhos de Freeman e Wise (1982), Bee e Blanchflower (2010) que buscaram compreender a “crise do jovem” em diferentes contextos pelas características socioeconômicas. Freeman e Wise (1982) demonstraram o desemprego juvenil como um problema específico para pequenas proporções de jovens, que geralmente se concentra em um grupo juvenil com menores níveis educacionais. Adicionalmente, notaram que as chances de empregabilidade dos jovens negros são inferiores às dos jovens brancos, entretanto, após serem empregados, os salários são similares.

Bee e Blanchflower (2010) também observaram que o desemprego juvenil se concentra em menores níveis educacionais tanto para os Estados Unidos como para Inglaterra. O estudo também ressaltou que o desemprego juvenil pode estar associado ao sistema educacional adotado (educação de tempo integral). Por exemplo, considerando o nível educacional entre homens e mulheres, notou-se que a melhoria quanto à qualificação foi mais concentrada entre as mulheres, incorrendo em impactos de redução na propensão ao desemprego. Com relação à raça, o estudo de Bee e Blanchflower (2010) constatou que a mudança na chance do jovem ficar desempregado em períodos de recessão é maior entre os jovens negros. Ademais, o estudo também apontou que a chance do jovem ficar desempregado é sensível também à região demográfica em que este vive. Sendo assim, o estudo demonstrou que a chance do jovem ficar desempregado está relacionada à caracterização social e demográfica, no referido caso.

Tendo em vista as variáveis do salário-mínimo e desemprego juvenil, Brown, Gilroy e Kohen (1981) descreveram a questão sob dois âmbitos. O primeiro âmbito leva em conta o impacto de uma variação de 10% do salário-mínimo sobre o emprego. O estudo destacou que há uma amplitude muito grande com relação à diferença na especificação dos modelos para verificar o impacto do salário-mínimo sobre o emprego juvenil. No entanto, todos os modelos obtiveram um impacto negativo. O segundo âmbito considera o impacto de uma variação de 10% do salário-mínimo sobre o desemprego juvenil. O estudo apontou que há um consenso menor ainda do impacto do salário-mínimo sobre o desemprego juvenil.

Para Brown, Gilroy e Kohen (1981), a falta de concordância para análise do impacto do salário-mínimo sobre o desemprego juvenil vem de dois pontos distintos. O primeiro está pautado na especificação dos modelos para a análise, pois são distintos quanto às variáveis independentes adotadas. O segundo ponto está no método de estimação adotado em todos eles, pois alguns são log-lineares e outros são lineares. Entretanto, mesmo sob este contexto, Brown, Gilroy e Kohen (1981) destacaram que estudos como o de Lovell (1972) e Lovell (1973) fizeram avanços ao considerar a parcela da população jovem na especificação dos modelos, uma vez que houve concordância a respeito do impacto do salário-mínimo e dos ciclos econômicos sobre a taxa de desemprego juvenil, tornando-se, assim, uma das especificações do modelo. O estudo ainda observou que os distintos contextos, de 1954-1969 e de 1970-1979, também apresentaram estimativas diferentes para o desemprego juvenil. Ou seja, houve impacto no desemprego juvenil somente de 1970-1979, quando o salário-mínimo afetou de forma desproporcional a empregabilidade e o percentual de pessoas que deixaram a força de trabalho.

Blanchflower e Freeman (2000) identificaram que a variável desemprego juvenil é sensível às mudanças no desemprego total. Ademais, a sensibilidade da taxa de desemprego juvenil à taxa de desemprego total tem efeito dominante sobre o desemprego juvenil quando se considera outras características, tais como tamanho da região demográfica e mudanças favoráveis aos jovens, especialmente no momento de caracterizar o insucesso dos mesmos no mercado de trabalho. Já um estudo da OCDE (2008) mostrou que a taxa de desemprego juvenil é mais sensível à variável ciclos econômicos do que ao desemprego adulto, e que esta sensibilidade tende a diminuir com o aumento da idade. Desta forma, ressalta-se a relevância de compreender o desemprego juvenil também no que tange aos ciclos econômicos, uma vez que a caracterização do jovem sob a condição de desempregado pode estar relacionada aos fatores socioeconômicos, mas a sensibilidade da taxa de desemprego pode estar atrelada aos ciclos econômicos.

Não obstante, *World Bank* (2006) busca compreender o que tem levado os jovens a falharem no mercado de trabalho. Neste caso, o estudo teve como foco os países em desenvolvimento, de 1990-2004, utilizando a base de dados *World Bank's Microdata Development Data Platform* (DDP)<sup>6</sup>. Vale ressaltar que o Brasil compõe esta base de

---

<sup>6</sup> Esta plataforma é uma agregação das Pesquisas Domiciliares que compreende a maioria dos países do mundo. A partir desta base de dados foram selecionados os países com dados adequados e razoáveis. A adequação foi definida por ser representativa. Dados razoáveis são dados de boa qualidade, devidamente documentados e com uma quantidade mínima de variáveis desejadas. Ademais, esses estudos foram realizados pelos Institutos Nacionais de Estatística de cada país e foram tratados sob uma padronização

dados, tendo os dados originados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) de 1995 e 2001. O estudo demonstrou que os jovens enfrentam várias dificuldades na transição para o trabalho, sendo comprovadas pelas elevadas taxas de desemprego, incidência elevada de trabalhos mal remunerados ou até mesmo não remunerados e por uma grande parcela da população juvenil que não está trabalhando e nem estudando. Igualmente, o estudo mostra que há distinção de gênero, ou seja, a maioria dos jovens que se encontram nem trabalhando nem estudando é composta por mulheres que estão fora do mercado de trabalho e envolvidas no trabalho doméstico. Concomitantemente, o estudo comprovou que mudança no tamanho na coorte relativa à juventude<sup>7</sup> não se apresenta como fator capaz de explicar porque os jovens têm falhado no mercado de trabalho, ou seja, a falha do mercado de trabalho não está associada a subcategorias. Por fim, o estudo também constatou que o desemprego juvenil é pró-cíclico nos países desenvolvidos, sendo utilizada a taxa de desemprego adulto como medida para o ciclo econômico.

Uma vez compreendidas as nuances a respeito do desemprego juvenil no âmbito internacional, quais são as percepções que se tem para o caso brasileiro? É importante ressaltar que o estudo do desemprego juvenil apresenta especificidades no caso brasileiro quanto à base de dados utilizada assim como a metodologia empregada. Ou seja, os estudos versam desde a taxa de entrada dos jovens no mercado de trabalho, Flori (2003), até o impacto da taxa de inflação sobre o desemprego, afetando principalmente os jovens, em Reis e Camargo (2007). As pesquisas também se pautaram em bases distintas: Pesquisa Mensal de Emprego (PME) e Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), Censo Demográfico Brasileiro. No entanto, ao analisar o escopo que se desenvolveu a respeito da literatura do desemprego juvenil no Brasil, houve necessidade de ressaltar que quatro pesquisas guiaram vertentes posteriores a respeito do estudo sobre o desemprego juvenil. Desta forma, o presente trabalho buscará alinhá-las no intuito de obter uma visão ampla a respeito de como o tema se desenvolveu no contexto brasileiro. Entretanto, é notório verificar que estes estudos não apresentaram como objetivo central a compreensão do impacto dos ciclos econômicos e dos salários na taxa de desemprego juvenil, inviabilizando utilizar a mesma metodologia na presente pesquisa.

---

mínima, de forma que as variáveis se tornassem comparáveis de um país para outro e de um período para outro.

<sup>7</sup> Entende-se por tamanho na coorte relativa à juventude a subdivisão de grupos dentro do grupo juvenil que é composto por indivíduos entre 15 e 24 anos.

Zylberstajan e Souza (1994) analisaram a estruturação do mercado de trabalho brasileiro desde meados da década de 1960 até a década de 1990. O estudo enfatizou as reformas institucionais ocorridas em meados de 1960, um programa de estabilização bem sucedido e um ambiente internacional favorável ao rápido crescimento. Após o choque do petróleo em 1973 e da queda rápida da taxa de crescimento, a década de 1980 foi marcada por uma hiperinflação e uma taxa de crescimento de 2,3% na média. Com base nesta trajetória, o estudo analisa o impacto deste ciclo no mercado de trabalho e observa que o Brasil apresentava duas características que mantinham o mercado de trabalho vulnerável aos ciclos econômicos: i) 44% da pobreza na América Latina residiam no Brasil, mesmo o país possuindo um terço da população latino-americana; ii) o mercado de trabalho era extremamente segmentado, no qual um vasto setor informal coexistia com uma indústria competitiva.

No que tange à relação desses ciclos econômicos com o desemprego, Zylberstajan e Souza (1994) enfatizaram que indivíduos com menor grau de escolaridade eram os primeiros a perder o emprego durante a recessão. Ademais, acumulação de trabalho por parte das empresas durante a recessão era comum no Brasil, “protegendo” mais os trabalhadores com elevado grau de escolaridade que trabalhadores com menor grau de escolaridade. Logo, indivíduos com menor grau de escolaridade e experiência, como os jovens, eram os mais propensos a perderem o emprego, inicialmente, durante a recessão. Finalmente, o estudo enfatizou que uma maior flexibilização do mercado de trabalho seria necessária para o período de transição para o novo regime de crescimento que viria ocorrer, sendo relevante a necessidade de adaptação da força de trabalho e suas respectivas habilidades perante as circunstâncias de mudança econômica. Ainda, a educação e o treinamento seriam fatores preponderantes para alcançar essa flexibilização.

*World Bank* (2008) descreveu a situação do mercado de trabalho no Brasil de 1974-1999 utilizando-se da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), Pesquisa Mensal de Emprego (PME), CEPAL e da base de dados do Banco Mundial. Considerado pela pesquisa supracitada como complexo o mercado de trabalho, este teve um pequeno aumento no nível de emprego de 1974-1999, sendo o maior responsável por esta elevação a participação das mulheres do meio rural. Entretanto, a partir de meados da década de 1990, os índices de crescimento do nível do emprego, taxa de participação da força de trabalho, taxas de desemprego e rendimento (estando o salário atrelado à seguridade social) deterioraram. Ademais, o estudo mostrou que as taxas de desemprego e de emprego

responderam à flutuação macroeconômica do período, contudo os resultados acabaram escondendo uma rigidez microeconômica, ou seja, a dificuldade em ocorrer ajustes salariais na década de 1990, por exemplo.

Em linha com o estudo do Banco Mundial, referido acima, *World Bank* (2000a, 2000b), utilizaram a base de dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) de 1982-1999<sup>8</sup>, e examinaram o impacto dos ciclos econômicos no Brasil. Segundo *World Bank* (2000a), o impacto dos ciclos econômicos no Brasil atinge principalmente as pessoas menos instruídas e que detêm menor nível de formação educacional, como no caso das crianças que se inserirem no mercado de trabalho. O estudo também conclui que os choques econômicos podem deixar mais consequências para a juventude, os trabalhadores menos instruídos e em média mais pobres. Além disso, foi observado que é mais provável que o jovem comece a trabalhar e seja reprovado na escola durante a recessão. Em seguida, *World Bank* (2000b) examinou o impacto dos ciclos econômicos brasileiros em movimentos de entrada e saída do desemprego e da pobreza. Os resultados demonstram que, durante a recessão, o desemprego é um estado que pode levar à pobreza, enquanto que durante expansões, o desemprego é o fator menos provável que leva à pobreza.

Além disso, *World Bank* (2000b), objetivou analisar o efeito da renda e do choque de empregabilidade na educação das crianças (abandono da escola ou repetência) e na participação no mercado de trabalho de cônjuges e crianças. Na sequência, o estudo apresentou efeitos distributivos de sete ciclos econômicos e o impacto desses ciclos em relação ao movimento de entrada e saída do desemprego e da pobreza para o caso brasileiro. O estudo também ressaltou que trabalhadores pobres não estão dispostos a permanecerem desempregados. Contudo, durante a recessão econômica alguns trabalhadores usam o seguro desemprego para procurar trabalho com melhores condições, como, por exemplo, trabalhadores com maior grau de qualificação.

Considerando estes cinco últimos estudos e o arcabouço desenvolvido a respeito do impacto dos ciclos no desemprego e que o grupo mais afetado compunha-se de indivíduos com o menor grau de escolaridade, em média pobres e em geral jovens, é possível notar, no desenvolvimento da literatura, novos estudos, especificamente no que concerne à preocupação com o desemprego juvenil. Primeiramente serão tratados os estudos a respeito do desemprego juvenil, no que tange aos seus aspectos, causas e rotatividade dos jovens, em seguida serão considerados os estudos que relacionam o desemprego juvenil e os ciclos

---

<sup>8</sup> Dados provenientes da metodologia antiga da PME.

econômicos no Brasil. A razão para separar a análise em duas linhas pauta-se na necessidade de mostrar o arcabouço teórico que foi construído no tocante ao desemprego juvenil e aos ciclos econômicos.

Em linha com este arcabouço teórico, Duryea et al. (2007) abordou o tema do desemprego juvenil considerando que o efeito de um choque negativo na renda afeta os jovens brasileiros retirando-os da escola e inserindo-os no mercado de trabalho. Para esta conclusão, Duryea et al. (2007) utilizou a base de dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), de 1982 - 1998, e considerou como método de estimação o modelo *probit*. Vale ressaltar que a pesquisa utilizou o impacto da perda do trabalho por parte do chefe de família sobre o jovem, sendo uma forma de mensurar o referido choque negativo na renda. Os resultados sugeriram que o chefe de família desempregado induziria os jovens a saírem da escola, levando-os ao mercado de trabalho. Este resultado confirma o que já foi mencionado no Panorama Laboral (2011) a respeito dos jovens entrando no mercado de trabalho em momentos de recessão, no intuito de não os levar à pobreza.

Em linha com esta questão da inserção no mercado de trabalho, pobreza e educação, podemos encontrar, segundo OIT (2005), as causas para o desemprego juvenil no Brasil, Argentina e México para o período de 1990-2002, sob as bases de dados da CEPAL e da OIT. É de suma importância ressaltar que a OIT (2005) considera para análise o processo de globalização, privatização e liberalização que se constituiu nos três países a partir da década de 1980, cujo contexto social foi palco para ajustamento do mercado de trabalho, impactando principalmente os jovens. Sendo assim, o estudo (OIT, 2005, p.16-17) aponta como causas do desemprego juvenil para o referido período: 1) insuficiência da demanda quando as taxas de desemprego média e juvenis apresentavam-se elevadas; 2) pobreza que conduz a alocação precoce dos membros jovens da família na força de trabalho, para suprir as próprias necessidades e dos outros membros; 3) sistema escolar que não retém o jovem de baixa renda e não lhe propicia uma educação de boa qualidade; 4) baixa articulação entre as políticas de mercado de trabalho, educação e capacitação, que podem contribuir para aprimorar a trajetória do jovem entre o sistema escolar e o mercado de trabalho. Desta forma, a análise deixa claro não só as causas do desemprego juvenil nos países, como também o arcabouço que se desenvolveu no mercado de trabalho e, em especial, o impacto

no desemprego juvenil após globalização, privatização e liberalização, a partir da década de 1980<sup>9</sup>.

Em uma abordagem distinta, Camarano et al. (2003) revela preocupação com os jovens que não estudavam e nem trabalhavam, demonstrando que este grupo representava 17% da população jovem de 2000, sendo um número elevado, dado que o estudo mostra a evolução deste grupo de 1981 até 2001. Para a realização da pesquisa, Camarano et al. (2003) utilizou o Censo Demográfico do IBGE, mas se concentrou no ano 2000 e estratificou a população juvenil em estudantes ocupados, só ocupados, somente estudantes, nem estudantes, nem ocupados. A análise estratificada mostrou que há um significativo número de jovens que não são estudantes e nem ocupados, e este mesmo grupo representa o menor grau de escolaridade. Ademais, notou-se também que houve uma elevação no percentual de jovens (15 a 24 anos) do sexo masculino que compõem o grupo de não estudantes e sem ocupação e uma queda no percentual de mulheres jovens (15 a 24 anos) que compõem este grupo.

Em seguida, o estudo propicia uma análise profunda a respeito da transição do jovem para o mercado de trabalho e enfatiza que, apesar da inserção no mercado de trabalho ter ficado mais difícil para todas as faixas etárias, os jovens são os mais vulneráveis mediante a baixa experiência profissional. Em seguida, mostrou-se também que a população economicamente ativa (PEA) aumentou tanto para os homens quanto para as mulheres, de 1981 para 2001, sendo que, no caso dos homens, o percentual dos jovens que chegaram aos 24 anos fazendo parte da PEA reduziu devido ao aumento de desalentados. Quando se observa a análise por sexo e escolaridade, o estudo notou que as maiores taxas de desemprego ocorreram para homens e mulheres que apresentavam de 5 a 8 anos de estudo. Entretanto a taxa de desemprego para as mulheres se reduz a partir de 8 anos de escolaridade, enquanto que os homens, apenas a partir de 12 anos. Enfim, a pesquisa também apontou que o ajuste no mercado de trabalho, mediante as elevações na taxa de desemprego que ocorreram de 1981-2001, sucedeu-se mediante aumento da informalidade, em especial para os jovens, haja vista que de 1981-2001 houve a destruição de mais de 950

---

<sup>9</sup> O estudo OIT (2005) também analisa a evolução dos salários e da renda no mercado de trabalho nos três países. Os resultados mostraram que apesar do comportamento dos salários reais da indústria nos três países, não se observou uma reversão na convergência de renda das categorias ocupacionais com relação à pobreza, de 1990-2002. Ou seja, apenas o emprego doméstico apresentou-se como ocupação com menor nível de rendimento, mas com tendência crescente ao longo da década de 1990, entretanto não superou o valor demonstrado em 1989.

mil postos de trabalho formais destinados aos jovens de 15 a 24 anos, enquanto a população juvenil cresceu 32% e o emprego formal para o grupo juvenil caiu em 14,8%.

Em Flori (2003), a taxa de desemprego juvenil foi analisada considerando-se a PME para as cinco regiões metropolitanas, de 1983 até 2002, sob o arcabouço teórico denominado matriz de transições. O referente estudo constatou que a elevada taxa de desemprego juvenil ocorria devido à alta rotatividade dos jovens<sup>10</sup>. Ademais, o estudo também mostrou que a taxa de entrada no desemprego e a duração média do desemprego para os jovens era distinta em todas as regiões metropolitanas do Brasil. O estudo chama a atenção, pois além de retratar as transições do jovem, demonstra-se que a elevada taxa de desocupação juvenil não ocorria em casos que o jovem procurava o primeiro emprego, mas sim em casos em que o jovem já havia se inserido no mercado de trabalho.

No que concerne ao desemprego juvenil e o espaço para ação por meio de políticas públicas, Castro e Aquino (2008) destacam a juventude como foco de políticas públicas, uma vez que a qualidade dos postos de trabalho que os jovens ocupam evidencia barreiras impostas pela baixa qualificação e experiência, características do grupo. Em seguida, o estudo também menciona que não foi observada nenhuma tendência de aproximação entre as taxas de desemprego dos jovens e não jovens, pelo contrário, a taxa de desemprego dos jovens cresce desproporcionalmente mais. Vale ressaltar que esta tendência é observada desde a década de 1990, mais especificamente a partir de 1992, conforme apresentado em OIT (2001). Segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio no relatório da OIT (2001), a taxa de desemprego juvenil em comparação com a taxa de desemprego adulta, na média, foi 1,69 na década de 1990 (até 1997). Assim sendo, a tendência que se iniciou em 1990 ainda persiste, conforme mencionado em Castro e Aquino (2008). Por fim, Castro e Aquino (2008) mencionam a relevância em estudar o desemprego juvenil, uma vez que, quando o desemprego juvenil pode encontrar-se concentrado em um grupo específico, há espaço para condução de política pública.

O estudo da OIT (2005) também faz referência ao papel da política pública no que tange a inserção dos jovens no mercado de trabalho. O estudo mostra a necessidade de apresentar uma taxa de crescimento econômico sustentável, no intuito de restaurar a qualidade, os níveis ocupacionais de emprego e um espaço maior para outras formas de inserção ocupacional. Entretanto, o estudo reconhece que o crescimento econômico sustentável não é condição *sine qua non* para reduzir as elevadas taxas de desemprego

---

<sup>10</sup> Define-se por rotatividade juvenil a entrada e saída dos jovens no mercado de trabalho.

juvenil ou até mesmo para inserção socioeconômica das famílias com menores níveis de renda, dado que se fazem necessários programas específicos. Neste aspecto explicitado, tendo em vista o Brasil no período 2003–2011 nota-se que houve taxa de crescimento média de 2,35 %, uma redução rápida da taxa de desemprego juvenil quando se compara à década de 1980 e 1990 e, concomitantemente, o programa bolsa família atendendo crianças e jovens com até 17 anos. Em seguida, o estudo da OIT (2005) nota que a adoção da política de emprego como eixo principal para a condução da política social é essencial, dado que a ocorrência da pobreza, mediante a falta de emprego e renda, acaba por limitar a eficácia de outros programas em relação ao âmbito socioeconômico.

Viollaz, Cruces e Ham (2012) destacaram os efeitos que o desemprego juvenil pode acarretar na vida adulta de indivíduos que passaram por dada condição. O estudo utilizou a base de dados dos países latino-americanos e do Caribe<sup>11</sup> compilada e homogeneizada por *Center for Distributive, Labor and Social Studies (CEDLAS)*. Dentro desta base de dados homogeneizada, segundo a metodologia de Gasparini (2011), o estudo selecionou os dados brasileiros provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1981 a 2009. Vale ressaltar que o estudo buscou apresentar uma base de dados que cobrisse um período longo – 25 anos – com o objetivo de poder analisar as consequências no curto e longo prazo das experiências dos jovens no mercado de trabalho. A relevância na distinção desta análise de curto e longo prazo pauta-se no fato de que a taxa de desemprego juvenil apresenta um efeito duradouro. O estudo concluiu que a ocorrência do desemprego na fase juvenil e a duração na condição de desocupação afeta a chance de encontrar emprego futuramente, independente do nível de educação. Isso sugere o nível educacional não é suficiente para compensar a ocorrência do desemprego no passado, uma vez que o evento do “desemprego” na fase juvenil pode levar a uma deterioração do capital humano e uma possível redução da produtividade. Logo, uma análise que capta o efeito de longo prazo do desemprego juvenil pode gerar a prevenção atual e futura do mesmo. Por outro lado, se houver falhas nesta análise e no desenvolvimento de políticas que gerem a prevenção do desemprego juvenil, gera-se um custo de longo prazo, dado que a geração juvenil corrente, sendo a futura geração adulta, poderá arcar com o ônus de dado erro no presente e no futuro.

Bastos (2006) pauta a respeito da sensibilidade do emprego e desemprego ante o comportamento cíclico da economia. O estudo utiliza dados da Pesquisa de Emprego e

---

<sup>11</sup>A base de dados dos países latino-americanos e Caribe é composta por dados socioeconômicos, denominada como *Social-Economic Database for Latin America and the Caribbean (SEDLAC)*.

Desemprego na Região Metropolitana de Porto Alegre (PED – RMPA), para o período de 1993 - 2004, sob a metodologia de mínimos quadrados ordinários, para a região de Porto Alegre, especificamente. O artigo apontou como resultado uma maior sensibilidade da condição do jovem – empregado ou desempregado – frente ao comportamento cíclico da economia e um efeito negativo e inverso do tamanho da coorte juvenil sobre o seu status (empregado ou desempregado) no mercado de trabalho.

No caso de Reis e Camargo (2007), buscava-se verificar a hipótese de que a estabilização da taxa de inflação teria aumentado a taxa de desemprego juvenil numa proporção maior que a dos adultos, ocorrendo através da queda na duração do desemprego. Buscando corroborar dada hipótese, o estudo buscou realizar as regressões através de dados de *cross-section* da PNAD para o período de 1981 a 2002. O estudo primeiramente identifica a idade dos indivíduos e ano da pesquisa, em seguida definidos coortes baseados no ano de nascimento do indivíduo. Uma vez realizado dado processo, é calculado a taxa de desemprego e a duração média do emprego. Vale lembrar que a estratégia adotada foi de coortes por características, tal como data de nascimento, foi adotada na busca de evitar atrito e minimizar erros de medida nas estimações por mínimos quadrados ponderados.

Os resultados, em Reis e Camargo (2007), apontaram que a redução da taxa de inflação, durante o Plano Real, pode ter levado a um aumento do desemprego e a uma redução na duração média do emprego para todos os grupos, especialmente para os jovens com idade entre 18 e 20 anos. Durante o período de alta inflação, foi possível às firmas fazerem ajustes no salário real, uma vez que a inflação permitia ajustar o salário real quando existia rigidez para o ajuste do salário nominal, permitindo assim uma flexibilização. Dado que as firmas são informadas de forma imperfeita sobre as características dos trabalhadores jovens, a flexibilização no salário real permite que as firmas ajustem os salários à medida que mais informações são adquiridas a respeito da produtividade dos trabalhadores jovens. Desta forma, este ajuste via alta inflação permite às firmas ajustarem os custos à produtividade, evitando assim que as empresas façam reduções maiores no emprego, por exemplo. Logo, com a estabilização da inflação durante o Plano Real houve um aumento do desemprego, em especial do juvenil. O artigo argumenta que este resultado ocorreu devido à maior rigidez salarial, provocada pela política de estabilização da inflação e ao grau de incerteza das firmas com relação à produtividade dos trabalhadores mais jovens.

Considerando o desemprego juvenil brasileiro e ciclos econômicos, *World Bank* (2008) analisou as deteriorações das condições de trabalho em que a juventude brasileira estava inserida. O estudo utilizou a PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) como conjunto de dados, de 1978 - 2002. Conclui-se que os jovens brasileiros estavam enfrentando dificuldades para penetrar no mercado de trabalho, demonstrando que o mesmo, para a população jovem, lentamente se agravou em 1980, de modo que em 1990 ocorreu de fato uma deterioração do mercado de trabalho<sup>12</sup>. Além disso, a pesquisa apontou que as tendências de longo prazo parecem ser o fator chave para a juventude ser negativamente afetada por flutuações econômicas. Não obstante, o jovem sofreu em recessões enquanto que durante o impulso da economia, não acompanhou os adultos. Ademais, há distinções quanto ao sexo, ou seja, as mulheres jovens têm sido confrontadas com aumentos na sua taxa de desemprego, ocorrendo devido às dificuldades do mercado de trabalho em absorver a crescente participação feminina ou devido à rigidez salarial.

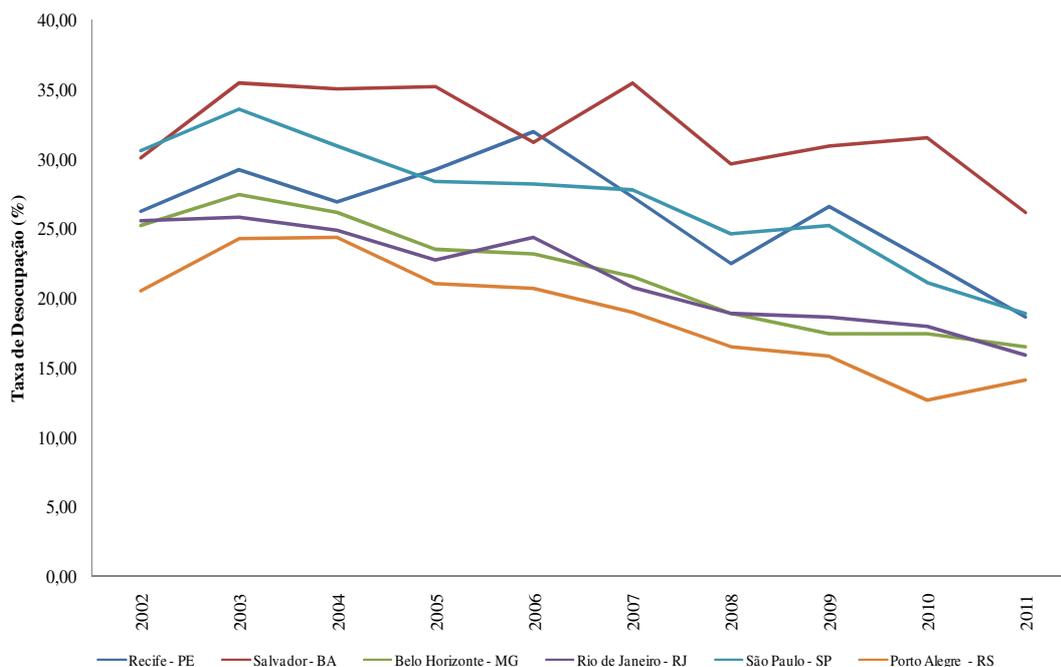
Considerando a literatura internacional e nacional descrita acima, o presente estudo buscará analisar o desemprego juvenil no Brasil, para o período de 2003 - 2011, levando em consideração as seis regiões metropolitanas contidas na PME. Vale ressaltar que a escolha do período de 2003 a 2011 tem como base a mudança de metodologia adotada pela PME em março de 2002 e aos ciclos econômicos vivenciados pelo Brasil no referente período. No tocante à mudança da metodologia, de acordo com Ribas e Soares (2008), houve melhorias no painel da PME, devido ao aumento do número de entrevistas que ocorriam, sendo 4 para a antiga e 8 para a nova metodologia. Esta modificação permitiu observar uma redução no atrito da base em 50% para as primeiras pesquisas. Ademais, ressaltando a diferença entre as duas metodologias, sob a metodologia antiga, o desgaste era maior uma vez que foi possível recuperar 6 p.p. dos casos, enquanto na nova a recuperação foi de 20 p.p. Uma vez explicitado o impacto da diferença metodológica, o estudo busca compreender, primeiramente, se as variáveis utilizadas para mensurar o efeito da variação do Produto Interno Bruto (PIB) são capazes de explicar o desemprego juvenil. Em segundo lugar, será estudado o impacto do salário-mínimo e dos ciclos econômicos sobre o desemprego juvenil, controlando por variáveis socioeconômicas.

---

<sup>12</sup> Deterioração das condições de trabalho refere-se a alterações na remuneração e empregabilidade dos jovens, conforme já mostrado em IFS (2007). Ademais, os mesmos resultados a respeito da deterioração foram encontrados em Camarano et al. (2003).

A relevância deste estudo está em compreender o desemprego juvenil em um contexto econômico distinto, ou seja, queda da taxa de desemprego juvenil, conforme a figura 1 abaixo.

**Gráfico 1: Taxa de desocupação juvenil por região metropolitana brasileira no período 2002 -2011**



Fonte: Elaboração própria (base de dados: PME)

Ademais, é importante entender o comportamento dos jovens nesse novo contexto, uma vez que em 2000 o grupo de jovens representava 20,1%, enquanto que no censo de 2010 representa 17,9%<sup>13</sup>. Esta redução é relevante em dois aspectos, primeiro porque demonstra uma tendência de mudança na pirâmide de distribuição da população brasileira, segundo porque, conforme será demonstrado na metodologia, um dos fatores relevantes no estudo do desemprego juvenil é o aumento da população economicamente ativa (PEA). No caso dos EUA, o aumento da PEA impactava na taxa de desemprego juvenil. Para o caso do Brasil, dado a redução da taxa de desemprego e do percentual de jovens no país, torna-se necessário verificar se houve redução da PEA e se a mesma apresenta relevância na compreensão do comportamento da taxa de desemprego juvenil. No entanto, é necessário enfatizar que a compreensão do que afeta a taxa de desemprego juvenil pode ir além desta redução no percentual da população juvenil, uma vez que a identificação de fatores que a

<sup>13</sup> Esta mudança no percentual da distribuição da população sugere uma modificação na distribuição da populacional brasileira. Veja: <http://www.censo2010.ibge.gov.br/sinopse/webservice/>.

afetam pode impactar no desenvolvimento de políticas específicas para o grupo juvenil. Desta forma, os presentes resultados poderão auxiliar em identificar se existe alguma categoria dentre os jovens que é mais afetada de forma que represente a necessidade de uma política pública específica para esta categoria ou para o grupo juvenil como um todo.

## 4 METODOLOGIA

Objetivando testar as hipóteses mencionadas anteriormente, a forma funcional do modelo analítico adotado nesta pesquisa terá como base o trabalho de Brown, Gilroy e Kohen (1981), sendo feitas especificações de quatro modelos a serem estimados. Sendo assim, a presente seção faz uma distinção dentro de cada modelo estimado para a referida forma funcional, buscando deixar claro distintas especificações e métodos de estimação utilizados<sup>14</sup>. Por conseguinte, a primeira seção trata da explicitação da forma funcional em Brown, Gilroy e Kohen (1981) e das distinções entre os modelos considerados na presente pesquisa, e a seção seguinte explica esses modelos analíticos adotados com as devidas especificações para o caso brasileiro.

### 4.1 Modelos Analíticos

Segundo Brown, Gilroy e Kohen (1981), a taxa de desemprego juvenil pode ser compreendida sob a seguinte forma funcional:

$$Y = f(MW, D, X_1, \dots, X_n) \quad (1)$$

Onde  $Y$  representa a proporção da força de trabalho desempregada,  $MW$  é o rendimento mensal,  $D$  é a variável que considera os ciclos econômicos,  $X_1, \dots, X_n$  representam outras variáveis presumidamente exógenas com poder explicativo. Vale aqui ressaltar que as variáveis exógenas mudarão de acordo com a especificação adotada em cada um dos quatro modelos a serem estimados, sob a forma funcional da equação (1), que será descrita separadamente.

---

<sup>14</sup> A relevância em fazer esse detalhamento com relação a cada um dos quatro modelos está em analisar se as diferentes especificações utilizadas para mensurar o impacto dos ciclos econômicos e dos salários sobre o desemprego juvenil são relevantes para o caso brasileiro.

No intuito de deixar claro quais as especificações adotadas para a estimação da equação (1), o presente trabalho estimará quatro dos modelos previamente apresentados por Brown, Gilroy e Kohen (1981). Cabem duas ressalvas importantes. A primeira se refere à distinção entre os modelos previamente estimados que antecedam o estudo de Brown, Gilroy e Kohen (1981) e o próprio estudo realizado por Brown, Gilroy e Kohen (1981). Ou seja, há discrepâncias na especificação das variáveis independentes adotadas, conforme especificado na figura 2, abaixo:

**Tabela 2: Especificações de quatro modelos descritos em Brown, Gilroy e Kohen (1981) e das respectivas variáveis independentes adotadas.**

		Modelos			
		Brown, Gilroy e Kohen (1981)	Moore (1971)	Lovell (1972), Lovell (1973)	Andie (1973)
Variáveis					
<b>Variável Dependente</b>	<b>Y</b>	Taxa de desemprego Juvenil	x	x	x
<b>Variável Independente</b>	<b>MW</b>	Salário	x	x	x
<b>Variável Independente</b>	<b>D</b>	Variável de Ciclo	x	x	x
<b>Variável Independente</b>	<b>X<sub>1</sub></b>	Taxa de desemprego defasada		x	
<b>Variável Independente</b>	<b>X<sub>2</sub></b>	Proporção da força de trabalho não branca - FTnb	x		
<b>Variável Independente</b>	<b>X<sub>3</sub></b>	Proporção de trabalhadores empregados que recebem no mínimo o salário-mínimo real e trabalham no setor formal: C	x		
<b>Variável Independente</b>	<b>X<sub>4</sub></b>	Tempo - com tendência linear <sup>15</sup>	x		

<sup>15</sup> Os referentes estudos adotaram tendência linear, a presente pesquisa utilizará a tendência quadrática, uma vez que foi possível notar através das estimações que a rapidez com que a taxa de desemprego juvenil decaía mostrou-se significante.

<b>Variável Independente</b>	<b>X<sub>4</sub></b>	Constante	x	x
------------------------------	----------------------	-----------	---	---

---

Fonte: Elaboração própria.

A segunda ressalva está baseada na escolha de apenas quatro dos sete estudos apresentados<sup>16</sup>. A escolha de estimar quatro dos sete está em: i) adaptar os modelos que representaram a realidade norte-americana em modelos que representem o contexto brasileiro; ii) dois dos sete estudos não encontravam-se com acesso disponível para estimação. Um dos exemplos com relação à (i) está em não estimar o modelo que considera a variável “pertencente à força armada” como independente, uma vez que não representa a realidade brasileira. Sendo assim, os quatro modelos a serem estimados terão como base as especificações das variáveis adotadas nos estudos de Moore (1971), Lovell (1972), Lovell (1973) e Andie (1973). Buscando deixar clara a distinção entre as variáveis de ciclo, rendimento e demais variáveis independentes, a presente pesquisa fará uma breve revisão da especificação de cada modelo e, dentro de cada seção, tratará das especificidades com relação às variáveis dependentes que são relevantes no contexto brasileiro.

#### 4.1.1 Especificações dos modelos

Segundo Moore (1971), a taxa de desemprego juvenil foi analisada em cinco grupos: brancos de 16 a 19 anos, não brancos de 16 a 19 anos, mulheres de 16 a 19 anos, homens de 16 a 19 anos e homens de 20 a 24 anos. A variável dependente era a taxa de desemprego. As variáveis independentes consideradas foram ciclos econômicos, representadas pela taxa de desemprego de pessoas acima de 25 anos de idade ( $U_{25}$ ), o salário-mínimo como uma proporção do salário médio por hora dos trabalhadores urbanos

---

<sup>16</sup> A distinção desses modelos para o modelo estimado por Brown, Gilroy e Kohen (1981) está na variável independente considerada como o logaritmo do índice de Kaitz, enquanto os demais estudos apresentavam conceitos distintos na determinação do rendimento como variável independente, tais como: salário-mínimo nominal, salário-mínimo ponderado pelo percentual de jovens que trabalhavam com carteira assinada e pela quantidade de horas trabalhadas, salário real. No caso brasileiro, será considerado o salário-mínimo real, pois se for considerado outra forma de rendimento para o caso juvenil, é possível estar incorrendo em rendimentos que seriam provenientes de atividade informal, o que levaria a um viés nos resultados do presente estudo.

(Salário), proporção da força de trabalho “teen”<sup>17</sup> não branca (FTnb), a proporção de trabalhadores empregados que recebem ao menos o salário-mínimo e que trabalham no setor formal (C), uma tendência temporal (T) e, por fim, uma constante. O estudo utilizou a base de dados do *Bureau of Labor Statistics* (BLS). A equação (2), a seguir, foi estimada considerando o método econométrico *time-series*, utilizando-se do método de Cochrane-Orcutt para corrigir a correlação serial presente entre a variável dependente, a variável referente aos ciclos econômicos, e o salário-mínimo como uma proporção do salário médio por hora dos trabalhadores urbanos. Veja a seguir:

$$U_t = cons + b_1 U_{25} + b_2 \left[ M_{\text{mínimo}} + \sum_{k=1}^t (1 - B^{t-k}) \Delta M_k \right] / AHE_t + b_3 (FT_{nb,t}) + b_4 C + b_5 T + \varepsilon \quad (2)$$

Sendo *cons* a constante,  $U_{25}$  a taxa de desemprego para indivíduos a partir de 25 anos,  $AHE_t$  é o rendimento médio por hora trabalhada dos trabalhadores sem carteira de trabalho e que trabalhavam no setor privado e não agrícola<sup>18</sup>,  $M_{\text{mínimo}}$  o salário-mínimo,  $\sum_{k=1}^t (1 - B^{t-k}) \Delta M_k$  o ajuste do salário-mínimo considerado ao longo do tempo (por exemplo, se o salário-mínimo foi ajustado em 2,00 reais em agosto,  $\Delta M_k$  seria igual a 2,00 e k igual a 8, enquanto B variava de 0,1 a 0,99). Após a estimação era escolhido o modelo com o melhor R quadrado, desta forma o B escolhido foi de 0,95.

Uma vez que o presente trabalho utilizou dados em painel, não foi possível escolher o modelo que apresentasse o melhor R quadrado e somente então verificar qual seria o B adequado. Logo, estimou-se a equação (2) sem considerar o ajuste do salário-mínimo ao longo dos meses, mas sim o ajuste exatamente no início do ano. Por exemplo, se em 2007

---

<sup>17</sup> O *teen* é considerado o jovem entre 15 a 19 anos, contudo o referente estudo considerou-os de 16 a 19 anos. Ademais, o presente estudo se referirá aos teens (15 a 19 anos) como adolescentes nas demais especificações.

<sup>18</sup> Neste caso, a presente pesquisa considerou como  $AHE_t$  o rendimento médio real do respectivo ano de todos os trabalhadores de todas as regiões metropolitanas em todos os setores, que não envolvem o agrícola. Não foi considerada nesta variável a segregação entre trabalhadores com carteira e sem carteira para compor a variável  $AHE_t$ , pois o estudo já considera separadamente uma variável para representar grupos que trabalham na informalidade de grupos que trabalham com carteira de trabalho assinada e uma outra variável, C, que representa exatamente a proporção de trabalhadores que ganham no mínimo o salário-mínimo e trabalham no setor formal. Caso houvesse considerado dada segregação em  $AHE_t$ , esta também deveria ter ocorrido para o salário-mínimo, levando assim à perda de foco do estudo, pois o objetivo não é olhar apenas para os indivíduos que apresentam carteira de trabalho.

o salário-mínimo era trezentos e oitenta reais e passou para quatrocentos e quinze reais em 2008, a estimação da equação considera o salário-mínimo de quatrocentos e quinze reais para todos os meses de 2008. Sendo assim, a equação estimada segue a seguinte especificação:

$$U_t = cons + b_1 U_{25} + b_2 (M_{\text{mínimo}} / AHE_t) + b_3 (FT_{nb,t}) + b_4 C + b_5 T + \varepsilon \quad (3)$$

Para a estimação de (3), o presente estudo considerou como  $M_{\text{mínimo}}$  o salário-mínimo real ponderado pelo  $AHE_t$ ,  $FT_{nb,t}$  a proporção da força de trabalho não branca calculada através da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), C, a proporção de trabalhadores empregados que recebiam no mínimo o salário-mínimo real e trabalhavam no setor formal, também foi calculada pelo recorte da base de dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) e T é uma variável de tempo com tendência quadrática no ano para cada entrevista considerada na base de dados.

Lovell (1972), mediante as discrepâncias e resultados apresentados por Moore (1971) e pelo estudo realizado pelo BLS (1970), estimou o impacto do salário-mínimo e dos ciclos econômicos sob uma especificação equacional única, contudo considerando os diferentes recortes feitos na base de dados de cada estudo e as distintas especificações das variáveis dependentes. Ou seja, enquanto Moore (1971) considerou como variável dependente a taxa de desemprego, o referente estudo do *Bureau of Labor Statistics* (1970) considerou a razão do desemprego como variável dependente<sup>19</sup>. Com relação aos recortes realizados na base de dados, BLS (1970) também considerou apenas os *adolescentes* dentro do grupo de jovens, contudo, segregou-os em sexo, cor e distintos níveis de faixa etária, por exemplo, de 16 a 17 anos, de 18 a 19 anos e assim por diante. Ademais, as variáveis dependentes foram uma constante ( $\beta_o$ ), a diferença em termos percentuais do PIB potencial e do PIB corrente ( $Gap_t$ ), sendo esta a variável responsável por representar a intensidade de medida do ciclo real de negócios, e o salário-mínimo ( $M_{\text{mínimo}}$ ). Vale ressaltar que no caso

---

<sup>19</sup> A proporção do desemprego é a razão entre o número de desempregados e a população relevante. No caso dos EUA eles consideram a partir de 16 anos. Como estamos considerando o desemprego juvenil de 15 a 24 anos, o presente estudo adotará dada razão a partir dos 15 anos.

brasileiro foi utilizada uma *proxy* para  $Gap_t$ , a variação real do PIB<sup>20</sup>. Desta forma, segue a especificação da forma funcional da equação:

$$U_t = \beta_o + \beta_1 Gap_t + \beta_2 M_{\text{mínimo}} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Sob a estimação de (4), Lovell (1972) observou que os erros apresentavam-se autocorrelacionados, provavelmente devido à má especificação do modelo ao assumir as variáveis com ajuste imediato. Logo, alternativamente, foi adotada uma transformação autorregressiva, em que (4) pode ser reescrita como:

$$U_t = (1 - \delta)\beta_o + \beta_1 Gap_t + \beta_2 M_{\text{mínimo}} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Uma vez estimado (5), observou-se que a variável salário mínimo continuava estatisticamente significativa. Entretanto, as variáveis consideradas em Lovell (1972) apresentaram problemas de correlação serial, o estudo primou por aplicar *Koyck distributed lag adjustment*, assumindo que o desemprego se ajusta a uma fração do nível do desemprego de equilíbrio, conforme segue abaixo (equação 6). Sendo assim, o nível de equilíbrio da equação (6) é exatamente o nível da taxa de desemprego especificada em (4). Vale ressaltar que  $U_t^e$  é a expectativa, formada no instante  $t-1$ , da taxa de desemprego a vigorar no instante  $t$ , e  $\delta$  representa o quanto a expectativa desta taxa de desemprego se distância da taxa de desemprego no no instante  $t-1$ .

$$U_t - U_{t-1} = \delta(U_t^e - U_{t-1}) \quad (6)$$

Considerado as equações (5) e (6), podemos reescrever (4) como:

$$U_t = \delta\beta_o + \delta\beta_1 Gap_t + (1 - \delta)U_{t-1} + \delta\beta_2 M_{\text{mínimo}} + \varepsilon_t \quad (7)$$

---

<sup>20</sup> O presente estudo usa uma *proxy* para dada variável, uma vez que não há dados públicos disponíveis para o PIB potencial considerando o período da presente pesquisa. Para isto, o estudo utilizou a variação real em termos percentuais do PIB mensal disponibilizado pelo Banco Central. Ademais, foi utilizado o deflator do PIB disponibilizado pelo IBGE. Pode-se observar o mesmo dado e deflator foi utilizado em Barbosa Filho, F; Pessoa, S.A (2013).

Desta forma, a equação (7) foi estimada, uma vez que assim corrigir-se-ia o problema de correlação serial. Os resultados das estimativas que consideram a correção da correlação serial e das que não a consideram, não se mostraram distintos, em termos de significância, quanto à variável que mensura os ciclos econômicos e nem com relação ao salário, entretanto, a magnitude apresentou-se diferente. Por fim, o estudo também destacou que as discrepâncias quanto à significância da variável ciclos econômicos e salário permaneceram, mesmo sob uma forma funcional comum. Ou seja, sob a abordagem de Moore (1971), apenas a variável salário apresentaria significância ao considerar a forma funcional de Lovell (1972), enquanto que para o estudo BLS (1970), tanto a variável que mensura o ciclo econômico quanto o salário apresentaram-se significantes sob a forma funcional de Moore (1971).

É importante ressaltar que a variável  $Gap_t$  pode ser um bom índice para indicar as posições da curva de demanda e oferta de trabalho. No entanto, como uma medida agregada, ela acaba não capturando deslocamentos mais bruscos na curva de oferta de trabalho dos jovens. Desta maneira, foi necessário adicionar uma variável no intuito de identificar o efeito desse possível deslocamento na curva de oferta juvenil. A variável que representará este possível deslocamento é  $RS_t$ . É importante especificar que  $RS_t$  é uma variável demográfica, definida como a quantidade de indivíduos ocupados e desocupados em cada faixa etária, em razão da população acima de vinte anos de idade ( $RS_t$ ), ou seja, a população economicamente ativa (PEA). No caso do Brasil, a principal razão em adotá-la está em verificar se a mudança no percentual da população juvenil de 2000 para 2010, também ocasionou alterações na população economicamente ativa (PEA), de forma a deslocar a curva de oferta de trabalhadores jovens. Sendo assim, a equação (4) foi reescrita sob a seguinte forma funcional:

$$U_t = \beta_0 + \beta_1 Gap_t + \beta_2 M_{mínimo} + \beta_3 RS_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

A estimação foi realizada, primeiramente, sem considerar a existência de correlação serial através do método *time series* e, em seguida, corrigindo-se a correlação serial conforme mencionado anteriormente. Vale ressaltar que, ao corrigir a correlação serial, o estudo de Lovell (1972) acrescentou uma variável *dummy* para idade ( $D_{idade}$ ). É importante lembrar que para isto Lovell (1972) agregou os grupos de cada faixa etária em um só, por

exemplo, de 16 a 17 anos, 18 a 19 anos, passaram a ser de 16 a 19 anos. Ademais, é notório mencionar que as estimações foram realizadas considerando apenas a proporção de desempregados como variável dependente quando se considera a adição da variável demográfica e da *dummy* idade no modelo. Sob o método *time series* os resultados não mostraram significância para nenhuma variável de ciclo e salário, mas sim para a variável  $RS_t$  em grupos específicos, tais como homens não brancos e mulheres não brancas, confirmando o mesmo resultado encontrado na estimação da equação (8) sob transformação autorregressiva e sem considerar  $D_{idade}$ .

Considerando dado resultado e o contexto brasileiro, o presente estudo primou por não considerar  $D_{idade}$ , mas sim, segregar o grupo juvenil em duas subcategorias – “adolescente” (15 - 19 anos de idade) e “jovem-adulto” (20 – 24 anos de idade) - uma vez que pode haver diferenças comportamentais entre estas categorias, dado que o adolescente pode apresentar como nível educacional o ensino médio e ou técnico, enquanto o “jovem-adulto” pode ter como formação o ensino técnico e / ou universitário. Ademais, verificando exatamente a escolaridade da amostra da PME de 2003- 2011 (Tabela 14) observa-se que a partir de 2004 a população juvenil já apresenta um grau de escolaridade (anos de estudo) superior ao ensino médio, uma vez que é maior que 9 anos, contudo ainda não representa o ensino superior completo. Este aspecto representa exatamente a atual realidade brasileira: a busca pela educação por parte dos jovens no intuito de ter oportunidades distintas no mercado de trabalho, futuramente.

Lovell (1973), respondendo a sugestões e críticas de Fisher, utilizou como referência a especificação da forma funcional expressa na equação (8), adotando como variável dependente a taxa de desemprego. Ademais, adicionou ao modelo uma variável para a taxa de cobertura, separando-a do salário, exatamente conforme foi especificado no modelo de Moore (1971). Os resultados não apresentaram que o salário e a variável ciclos econômicos seriam significantes na determinação do desemprego. Comparativamente, esses resultados também demonstraram que separar a variável salário e cobertura não demonstrou resultados distintos de quando as considera conjuntamente, conforme havia sido considerado no relatório do *Bureau of Labor Statistics* (1970).

A variável  $RS_t$  apresentou-se estatisticamente significativa para os grupos: homens não brancos de 16 a 17 anos de idade, de 18 a 19 anos, e mulheres não brancas de 16 a 17 anos. Outrossim, foi discutida a relevância em estimar a equação (8) considerando a taxa de

desemprego e não a proporção de desempregados, sob o recorte apresentado no estudo do *Bureau of Labor Statistics* (1970)<sup>21</sup>. Os resultados apontados pelo *Bureau of Labor Statistics* (1970) nesta reestimação, em que se considera a taxa de desemprego e não a proporção de desempregados, não trouxe diferença em termos de significância quanto às variáveis salário e ciclos econômicos. Contudo, apresenta discrepância no sinal do coeficiente da variável salário, uma vez que deixa de ser negativo para todos os grupos e faixas etárias, quando se considera a taxa de desemprego.

Sob as considerações dos modelos apresentados em Lovell (1972) e Lovell (1973), a presente pesquisa adotará  $M_{\text{mínimo}}$  como o salário-mínimo real, sendo considerada a parte uma variável específica para representar a cobertura, neste caso, “carteira”. Para a variável  $Gap_t$ , utilizou-se como *proxy* a variação real do PIB mensal do Banco Central já deflacionada pelo deflator implícito do PIB disponibilizado pelo IBGE. Com relação à  $RS_t$ , foram utilizados os dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), que representa a razão entre população de cada grupo de jovens (15 a 24 anos, 15 a 19 anos e 20 a 24 anos) e a população entrevistada na Pesquisa Mensal de Emprego (PME) acima de vinte anos de idade. Por fim, no que tange à  $D_{idade}$ , conforme já especificado, o presente estudo não a considerou<sup>22</sup>. Ademais, considerando a especificação da equação (8), é de extrema relevância ressaltar que as estimações levam em consideração a correção da correlação serial.

Andie (1973) observou que, até aquele momento, na literatura norte-americana, não havia um estudo que mensurasse até que ponto a variação no salário-mínimo poderia estar relacionada à variação na taxa de desemprego. O objetivo em dada mensuração buscava verificar se o salário-mínimo estabelecido, por lei para todo o território norte americano, atendia às intenções dos legisladores quanto ao impacto no desemprego dos “adolescentes”. Sendo assim, o estudo procurou estimar esta relação através de uma especificação log-log da forma funcional, sendo a variável dependente a taxa de desemprego e as variáveis independentes: o índice de produção industrial e o salário-

---

<sup>21</sup> O recorte realizado no estudo do *Bureau of Labor Statistics* (1970) foi feito por idade, de 16 anos a 19 anos, sendo ano a ano um recorte; por gênero e por cor da pele.

<sup>22</sup> Vale ressaltar a variável  $D_{idade}$  seria adequado numa estimação POLS, conforme foi utilizada em Lovell (1973), enquanto que na estimação por painel, com quatro entrevistas, a introdução da variável  $D_{idade}$  não geraria resultados coerentes, devido à presença de multicolinearidade com outras *dummies* categóricas introduzidas no modelo. Ademais, uma vez que o grupo juvenil foi segregado em duas subcategorias notou-se que esta variável tornou-se dispensável na estimação do modelo, uma vez que não se apresentou significativa no contexto brasileiro sob a presente abordagem.

mínimo real. Sendo assim, a forma funcional adotada pode ser derivada conforme segue a especificação do arcabouço teórico abaixo:

O modelo assume uma forma não linear para a função da demanda por trabalho, conforme a equação (9), onde  $D$  representa a demanda por trabalho,  $I$  é o índice de produção industrial,  $X$  é o salário-mínimo real, e  $a$ ,  $b$  e  $c$  são parâmetros.

$$D = aI^b X^c \quad (9)$$

Quanto à oferta, esta também foi considerada não linear sob a especificação da equação (10) abaixo, sendo  $S$  a oferta de trabalho - número de trabalhadores dispostos a trabalhar e ofertando trabalho -, e  $d$  e  $f$  são parâmetros.

$$S = dX^f \quad (10)$$

Considerando que a taxa de desemprego será exatamente a diferença em termos percentuais entre a oferta e demanda de trabalho, podemos considerar a taxa de desemprego sob a equação (11) abaixo:

$$U = 100 - 100 \left( \frac{a}{d} \right) I^b X^{c-f} \quad (11)$$

Sabendo que a demanda possui uma inclinação negativa, a oferta possui uma positiva e,  $c < 0$ ,  $f > 0$ , logo  $c-f < 0$  e  $\frac{\partial U}{\partial X} < 0$ , tem-se que (12) pode ser aproximado pela forma log linear a seguir:

$$\ln U_t = a + \beta \ln I_t + \gamma \ln X_t \quad (12)$$

---

<sup>23</sup> É notório mencionar que a equação (13) será estimada considerando como variável dependente a taxa de desemprego juvenil e categorias ou a proporção de desempregados jovens e categorias, sem considerar o logaritmo neperiano na mesma, no intuito de facilitar a interpretação do efeito do ciclo de negócio sob a taxa de desemprego juvenil ou proporção de desempregados jovens e categorias. Ou seja, ao invés de se estimar a equação considerando o logaritmo neperiano e obtendo a interpretação das elasticidades, a equação (13) será estimada no intuito de obter a interpretação da semielasticidade.

Os resultados demonstraram, através da estimação *time-series*, que: 1) o aumento do salário-mínimo causa o desemprego entre “adolescentes”, 2) este efeito tende a persistir por um período de tempo, 3) os efeitos parecem se elevar com o tempo. Logo, o estudo sugere a necessidade de redução ou até mesmo retirada do salário-mínimo para “adolescentes”, uma vez que o salário-mínimo parece ser o fator principal na causa do desemprego juvenil.

Vale ressaltar que, para a estimação da equação (12), a presente pesquisa considerou  $X_t$  como o salário-mínimo real,  $I_t$  o índice de produção industrial de cada região metropolitana disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e  $U_t$  a taxa de desemprego calculada através da base de dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), sendo que o índice  $t$  representa o tempo em meses.

Uma vez tendo em mente a abordagem de cada um dos quatro estudos acima e correspondentes especificações, a presente pesquisa adotará todas as quatro especificações com algumas peculiaridades, por meio de dois intuitos. O primeiro está em aproximar a análise dos quatro estudos referidos. O segundo está em considerar as características socioeconômicas, conforme explicitado por Bee e Blanchflower (2010), através das variáveis: cor da pele, gênero e as duas subcategorias do grupo juvenil, sendo uma estimação separada para cada. Sendo assim, a presente pesquisa considera as seguintes distinções de forma que retrate especificidades brasileiras: 1) o grupo de jovens (15 a 24 anos de idade) será analisado e segmentado em duas categorias para correspondente análise, o primeiro sendo os *adolescentes* (15 a 19 anos de idade) e o segundo sendo os “jovens - adultos” (20 a 24 anos de idade); 2) os grupos não serão segregados por raça ou gênero, uma vez que há uma variável categórica e uma *dummy* (“gênero” – 1 para homem e 0 para mulher), respectivamente, representado cada um deles em todos os modelos estimados; 3) cor da pele (1 – branca ou amarela; 2 – negra; 3 – parda) 4) cada região metropolitana brasileira está sendo representada por uma variável categórica (1 – Recife, 2 – Salvador, 3 – Belo Horizonte, 4 – Rio de Janeiro, 5 – São Paulo, 6 – Porto Alegre); 4) há variável *dummy* “carteira” no intuito de representar indivíduos que trabalhavam com carteira assinada (1) e indivíduos que trabalhavam no setor informal (0) quando estavam empregados. É de extrema relevância aqui mencionar que a escolha em adotar estas distintas especificações está na necessidade de ter um recorte mais próximo possível da base de dados para a estimação de todos os modelos, no intuito de evitar discrepâncias que não fossem relacionadas a conceitos para as variáveis dependentes e distintas variáveis

independentes adotadas. Buscando deixar claras as nuances das especificações de cada modelo para o caso brasileiro, veja a Tabela 3 a seguir:

**Tabela 3: Quadro resumo de todos os modelos a serem estimados, especificando as variáveis independentes consideradas em cada modelo**

			<b>Moore (1971)</b>	<b>Lovell (1972), Lovell (1973)</b>	<b>Andie (1973)</b>
		<b>Variáveis</b>			
<b>Variável Dependente</b>	<b>Y</b>	Taxa de desemprego Juvenil	x	x	x
<b>Variável Independente</b>	<b>MW</b>	Salário	Salário-mínimo real ponderado	Salário-mínimo real	Salário-mínimo real
<b>Variável Independente</b>	<b>D</b>	Variável de Ciclo	U <sub>25</sub>	Gap	ln(I)
<b>Variável Independente</b>	<b>X<sub>1</sub></b>	Taxa de desemprego defasada		x	
<b>Variável Independente</b>	<b>X<sub>2</sub></b>	Proporção da força de trabalho não branca - FTnb	x		
<b>Variável Independente</b>	<b>X<sub>3</sub></b>	Proporção de trabalhadores empregados que recebem no mínimo o salário-mínimo real e trabalham no setor formal: C	x		
<b>Variável Independente</b>	<b>X<sub>4</sub></b>	Tempo - com tendência quadrática	x	x	x
<b>Variável Independente</b>	<b>X<sub>5</sub></b>	Raça	x	x	x
<b>Variável Independente</b>	<b>X<sub>4</sub></b>	Gênero	x	x	x
<b>Variável Independente</b>	<b>X<sub>4</sub></b>	Região Metropolitana	x	x	x
<b>Variável Independente</b>	<b>X<sub>4</sub></b>	Constante	x	x	x

Fonte: Elaboração própria.

Uma vez considerado dado recorte acima especificado, os dados compõem um Painei, havendo quatro entrevistas para cada indivíduo, em cada região metropolitana do respectivo ano. Em seguida, a forma funcional será estimada considerando efeito fixo e efeito aleatório<sup>24</sup>. Depois de dadas estimações será realizado o teste de Hausman, no intuito de verificar se há diferenças na estimação que consideram os choques específicos e aleatórios. Feito isto, será calculado a autocorrelação entre as variáveis. Havendo autocorrelação e rejeitando-se a hipótese nula do teste de Hausman, a estimação utilizada será o Painei Dinâmico por GMM com variáveis instrumentais, havendo possibilidade de ocorrer ou não endogeneidade.

## **5 DADOS E FONTES**

Os dados utilizados na presente pesquisa são da PME, para as regiões metropolitanas de Salvador, Recife, São Paulo, Rio de Janeiro, Porto Alegre e Belo Horizonte, para o período 2003 - 2011. A justificativa para a escolha de dado período refere-se à mudança metodológica em 2002. A Organização Internacional do Trabalho (OIT) adotou novas recomendações para a investigação da força de trabalho. Desta forma, esses aspectos levaram o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) a realizar uma revisão da Pesquisa Mensal de Emprego quanto à metodologia e processo de coleta de dados adotados. A distinção na metodologia da coleta de dados vai além do aumento do número de questões no questionário, de 329 para 468. Por exemplo, sob a nova metodologia é possível ter mais informações para quem esteve desempregado na semana de referência, mas que esteve empregado nos últimos 365 dias. Ademais, houve a criação de variáveis derivadas, tal como “Pessoas desocupadas na semana de referência com procura de trabalho no período de referência de 30 dias” e “Pessoas desencorajadas (desalentadas) na semana de referência”. A criação de dadas variáveis derivadas auxiliaram na construção da taxa de desemprego juvenil do presente estudo, uma vez que foi possível verificar quem estava realmente na condição de desemprego e não de desalento. Ademais, segundo o IBGE (2002), houve mudanças na estrutura produtiva, nas relações de trabalho e na

---

<sup>24</sup> O presente estudo reportou apenas o efeito fixo e o teste de Hausman, uma vez que houve rejeição da hipótese nula do teste de Hausman para todos os modelos.

alocação da mão de obra, fazendo-se necessário um questionário que pudesse captar estas alterações.

Sendo assim, de acordo com o IBGE, a PME é uma pesquisa realizada a partir de uma amostra probabilística de domicílios em que se busca caracterizar e mensurar a população economicamente ativa. Esta coleta é feita nas seis principais regiões metropolitanas: Porto Alegre, Recife, Salvador, Rio de Janeiro, São Paulo e Belo Horizonte. A coleta de dados é feita para indivíduos a partir de 10 anos de idade, residentes nos domicílios da amostra probabilística e tem como objetivo identificar a relação destes indivíduos com o mercado de trabalho. A pesquisa é feita com o mesmo indivíduo sendo entrevistado por quatro semanas (um mês), sempre tendo como referência as respostas da semana anterior à entrevista. Após 8 meses de entrevista, o indivíduo deixa de ser entrevistado por 4 meses e volta a ser entrevistado por mais 8 meses. Isto é, a PME é uma pesquisa em Painel, de modo que o indivíduo fica na amostra por um período máximo de 2 anos. Logo, isso significa que o painel muda gradualmente a cada dois anos. Desta maneira, todas as variáveis socioeconômicas serão coletadas pela PME, considerando-se apenas a segunda entrevista do mês (faz referência à primeira semana do mês). Ademais, o presente estudo considerará as quatro primeiras entrevistas realizadas com os mesmos indivíduos, no intuito de acompanhá-los ao longo do tempo (meses)<sup>25</sup>. Uma importante questão a respeito de considerar as quatro entrevistas está na redução da probabilidade do status de “desempregado” estar viesado quanto à duração, por exemplo, quando indivíduos relatam estar a mais ou menos tempo desempregados que verdadeiramente estão.

O presente estudo também utilizou variáveis cujas fontes se diferem da PME. O INPC (Índice Nacional de Preço ao Consumidor), tendo como fonte o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), foi utilizado para deflacionar o salário-mínimo e o salário-mínimo ponderado. O PIB a preços correntes e sem ajustes para sazonalidade, fonte Banco Central do Brasil, foi utilizado de forma deflacionada – deflator implícito do PIB cuja fonte foi o IBGE - para gerar a variação real do PIB. Vale lembrar que variação real do

---

<sup>25</sup> Outros estudos, tal como Menezes e Picchetti (1997) também consideraram quatro entrevistas da PME para o cálculo da duração do desemprego. A relevância em considerar 4 entrevistas e não apenas uma está em poder captar o impacto sobre os ciclos econômicos e o salário-mínimo, considerando exatamente os desempregados, sem ocorrer necessariamente em viés, uma vez que muitas vezes os indivíduos acabam não relatando o período correto da duração do respectivo desemprego, gerando, assim, conflito na base de dados. Visando não cair em dado conflito, a presente pesquisa considerou as 4 entrevistas. Ademais, é importante verificar o impacto dos ciclos econômicos e do salário-mínimo no desemprego juvenil, sob um caráter dinâmico e não apenas estáticos, ou seja, no nível do desemprego, dado que a taxa de desemprego juvenil tem apresentado tendência de queda desde 2003.

PIB é uma *proxy* para a variação percentual do PIB real com relação ao PIB potencial ( $Gap_t$ ).

Ademais, toda a base de dados da PME passou por uma rotina desenvolvida por Ribas e Soares (2008) antes de ser recortada para a estimação na forma funcional de cada modelo. É notório verificar que o principal objetivo em utilizar a rotina de Ribas e Soares (2008) está em reduzir possíveis atritos que podem ocorrer na base de dados. Por exemplo, em um mês a pessoa pesquisada era branca, com 87 anos de idade, sem escolaridade e desempregado; já no mês seguinte era um homem negro com 22 anos de idade com ensino superior completo e empregado, tornando-se claro a possibilidade de mudança de endereço por parte dos indivíduos. Sendo assim, estes casos foram descartados.

## 6 ESTIMAÇÕES ECONOMETRICAS

A presente seção prima por uma revisão teórica a respeito da estimação de modelos dados em painel linear e dinâmico. Para isto serão considerados como referência: Cameron e Trivedi (2010), Baum (2006) e *Center of Global Development* (2006).

Dados em painel são medidas repetidas ao longo do tempo para a mesma unidade individual, podendo ser firma, indivíduo, estado ou país. Nesta estrutura que constitui a base de dados, as regressões podem detectar variações na unidade individual, bem semelhante à regressão em dados de *cross-section* e variações ao longo do tempo. Por exemplo, regressões realizadas em dados em painel podem capturar a variação da renda da família quando o “chefe de família” encontra-se desempregado, e variação ao longo do tempo na renda da família, independentemente se houve transição da condição de empregado para desempregado ou desempregado e empregado. Sendo assim, sob a consideração dos dados em painel, é possível mensurar características que variam de indivíduo para indivíduo e aspectos que se alteram ao longo do tempo, independentemente do indivíduo.

Considerando a metodologia dados em painel, esta se apresenta mais complexa que a de dados em *cross-section*, pois necessita que o erro padrão dos estimadores seja ajustado, por exemplo, considerando estimação robusta, uma vez que cada período adicional de tempo dos indivíduos não é independente do período seguinte. Desta forma, os métodos de estimação para dados em painel linear podem ser realizados sob efeitos fixos

(considerando robustez ou não) ou efeitos aleatórios (considerando robustez ou não). É importante mencionar que o presente estudo estimará as equações utilizando efeitos fixos e efeitos aleatórios, ambos sob o método robusto e autocorrelação serial corrigida e, em seguida, será realizado a estimação sob o método de estimação por painel dinâmico.

### 6.1 Efeito Fixo

Considerando a equação (13) abaixo, o modelo efeitos fixos pode ser especificado como se segue:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}'\beta + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Este modelo considera que  $y_{it}$  é a variável dependente,  $\alpha_i$  são efeitos aleatórios de cada indivíduo especificamente (ou o componente do erro que não varia com o tempo),  $x_{it}$  apresenta-se como o vetor de variáveis independentes e  $\varepsilon_{it}$  representa o erro idiossincrático.

Considerando a estimação para efeitos fixos, é permitido que  $\alpha_i$  seja correlacionado com as variáveis independentes em  $x_{it}$ , permitindo de certa forma uma endogeneidade. Entretanto, vale lembrar que se continua assumindo que  $x_{it}$  é não correlacionado com o erro idiossincrático. Destarte,  $x_{it}$  pode estar correlacionada com alguma habilidade do indivíduo e que não varia ao longo do tempo, mas não com o erro idiossincrático, pois se ocorresse, os estimadores seriam inconsistentes e o modelo poderia estar especificado de forma incompleta, onde uma variável relevante poderia estar sendo omitida. Ademais, é relevante explicar que, inicialmente, estimou-se o modelo de efeitos fixos sem considerar a robustez. Em seguida, estimou-se o mesmo modelo considerando apenas a robustez. Entretanto, considerou-se apenas o resultado robusto, uma vez que este permite eliminar viés de variável omitida e correlação entre variável omitida e incluída. Finalmente, na terceira estimação do modelo de efeitos fixos considerou-se a correção da autocorrelação serial e estimou-o em dois estágios.

## 6.2 Efeito Aleatório

No modelo de efeitos aleatórios, a especificação do modelo segue exatamente como na equação (13). Entretanto, o modelo de efeitos aleatórios considera a constante especificada para cada indivíduo ( $\alpha_i$ ) como puramente um efeito aleatório. Ainda, supõe-se que  $\alpha_i$  não é correlacionado com os regressores. Uma vez compreendido a suposição do modelo de efeitos aleatórios, tem-se que a estimação ocorre através do *Feasible Generalized Least-Squares*. A vantagem do modelo de efeitos aleatórios consiste em se obter as estimativas de todos os coeficientes e efeitos marginais. Entretanto, a maior desvantagem está nas estimativas serem inconsistentes se o modelo de efeitos fixos for mais bem apropriado para a estimação. É importante mencionar novamente que, inicialmente, estimou-se o modelo de efeito aleatório sem considerar a robustez e, mais tarde, o mesmo modelo foi estimado considerando apenas a robustez. Finalmente, na terceira estimação do modelo de efeitos aleatórios foi realizada a correção da autocorrelação serial e estimou-o em dois estágios.

## 6.3 Teste de Hausman

O teste de Hausman objetiva comparar as estimativas dos modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios para os regressores das variáveis que variam no tempo. Sob a hipótese nula, os efeitos individuais são aleatórios, sendo que estes estimadores podem ser similares se ambos forem consistentes. Entretanto, sob a hipótese alternativa, esses estimadores divergem. Ademais, vale lembrar que o presente estudo realizou o teste de Hausman para os modelos de efeito fixo e aleatório, primeiramente considerando a estimação robusta. Em seguida, realizou-se novamente o teste considerando a estimação em dois estágios e correções para autocorrelação serial.

## 6.4 Painel Dinâmico

O modelo generalizado é um modelo auto regressivo de ordem  $p$  em  $y_{it}$  com  $y_{i,t-1}$ ;  $y_{i,t-2}$ ; ...,  $y_{i,t-p}$  como regressores, assim como os regressores em  $x_{it}$ . Logo, o modelo pode ser especificado como se segue:

$$y_{it} = \gamma_1 y_{i,t-1} + \dots + \gamma_p y_{i,t-p} + x_{it}' \beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

Sendo assim, tem-se que  $\alpha_i$  é o efeito fixo,  $x_{it}$  apresenta-se como o vetor de variáveis dependente e  $\varepsilon_{it}$  representa o erro idiossincrático. Ademais, o modelo assume inicialmente que  $x_{it}$  é não correlacionado com o erro idiossincrático ( $\varepsilon_{it}$ ) no intuito de obter estimativas consistentes para  $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_p$  e  $\beta$ .

É relevante mencionar que a opção por estimar via painel dinâmico deixa claro que pode haver diferentes razões para correlação em  $y$  ao longo do tempo, por exemplo: i) diretamente em  $y$  nos períodos precedentes, denominados estado de dependência; ii) diretamente através das variáveis dependentes, denominado heterogeneidade observável; iii) indiretamente através dos efeitos individuais invariantes no tempo, conhecido como heterogeneidade não observável. Ademais, é importante mencionar que, no caso de rejeição da hipótese nula do teste de Hausman e a invalidade dos modelos anteriores, torna-se necessário a estimação por painel dinâmico, exatamente por poder ocorrer alguma das situações especificadas acima.

### 6.5 Teste de Sargan-Hansen

O teste de Sargan-Hansen considera como hipótese nula a superidentificação das variáveis instrumentais utilizadas para estimar o painel dinâmico. A validade da hipótese nula garante que os instrumentos utilizados são não correlacionados com os resíduos, e as variáveis instrumentais excluídas foram devidamente desconsideradas da estimação da equação<sup>26</sup>.

## 7 RESULTADOS

Na presente seção serão apresentadas todas as tabelas estatísticas referentes aos dados usados nos modelos. Sendo assim, as tabelas conterão dados de médio, mínimo, máximo, erro padrão, número de observações e o período de tempo. Em seguida, há uma breve descrição a respeito das médias das variáveis utilizadas em cada modelo, uma vez que é

---

<sup>26</sup> Em caso de maiores esclarecimentos, veja Baum, Herriott e Stillman (2003).

importante compreender como se dá a distribuição dos dados utilizados em cada modelo e qual a interpretação de cada variável diante da análise estatística. Na seqüência, seguirão os resultados para cada modelo estimado, considerando respectivamente os grupos jovens (15 a 24 anos), “adolescente” (15 a 19 anos) e “jovem-adulto” (20 a 24 anos). Os resultados apresentados consideram todos os métodos de estimação da seção 4.3.1 a 4.3.3. Uma vez estimados os modelos por estes métodos, serão feitos o teste de Hausman e o teste de correlação serial<sup>27</sup>. Caso o teste de Hausman seja rejeitado e exista correlação serial, será realizada a estimação do modelo sob o método do Painel Dinâmico, no intuito de obter esta estimativa sem a presença de dada correlação. Uma vez estimado o modelo por Painel de Dinâmico, será analisado se este é adequado, através do teste de Sargan-Hansen. Caso não sejam rejeitados, o modelo estará estimado sob o método adequado e as estimativas permitirão a interpretação adequada. Ademais, a análise estatística segue na seção 7.1 e a análise dos resultados na seção 7.2.

### **7.1 Descrições Estatísticas**

Na Tabela 4 a seguir, segue a descrição estatística das variáveis utilizadas para estimar os modelos de Moore (1971), Lovell (1972), Lovell (1973) e Andie (1973). As estatísticas referem-se ao ano de 2003, ano em que houve o maior pico da taxa de desemprego juvenil para todas as regiões. Nota-se pelas médias que a taxa de desemprego juvenil chega a ser no 2,61 vezes superior a taxa de desemprego do adulto, sendo para o “adolescente” 3,44 vezes maior e para o “jovem-adulto” 2,42 vezes superior. Quanto à variação real do PIB, esta se apresenta na média 1,65%, já foi deflacionado pelo deflator implícito do PIB. Com relação à raça, na amostra, 47,17% é composta por brancos e amarelos, 9,83% é negra e 43,00% é parda. Quanto ao gênero, 46,97% são homens e 53,03% são mulheres. Com relação às regiões metropolitanas, as estatísticas descritivas apresentam-se apenas para a primeira entrevista, logo a região metropolitana com maior representatividade em termos percentuais é São Paulo. Ademais, todas as variáveis descritas foram ponderadas pelo número de indivíduos que compunham a amostra no respectivo mês. Concomitantemente, nota-se que a variável “proporção da força de trabalho não branca” apresentou um percentual inferior a 10%, dado que é composta pela proporção de indivíduos ocupados e desocupados na semana de referência, da raça amarela, parda e negra, sob todos os

---

<sup>27</sup> Todas as estimativas foram consideradas estatisticamente significantes quando apresentaram um nível de significância inferior a 10%.

indivíduos jovens que compõem a amostra. Cabe aqui ressaltar que esta variável é distinta da variável raça, pois é calculada apenas para indivíduos jovens sob as condições descritas acima, enquanto que a raça considera todos os indivíduos da amostra, independente da condição em que o indivíduo se encontra. Ademais, a variável carteira e C (proporção dos indivíduos empregados que recebiam ao menos o salário mínimo) mostraram-se próximas, dando indícios de que a maior parte dos indivíduos empregados que recebiam ao menos o salário mínimo detinham carteira de trabalho assinada.

**Tabela 4: Descrição estatística das variáveis utilizadas nos quatro modelos com ponderação pelo número de indivíduos na amostra no ano de 2003**

<b>Descrição Estatísticas - ano: 2003</b>				
<b>Variáveis</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
U <sub>25</sub>	9,33%	(2,35) %	4,65%	14,66%
Var do PIB real	1,65%	(1,99) %	-1,42%	4,52%
lnI	4,60	(0,04)	4,45	4,66
U <sub>15_24</sub>	24,42%	(6,14) %	4,95%	38,87%
U <sub>15_19</sub>	32,12%	(10,96) %	4,35%	60,53%
U <sub>20_24</sub>	22,65%	(5,94) %	2,44%	35,52%
Salário mínimo real	231,88	(15,54)	195,18	240,14
RS <sub>15_24</sub>	14,00%	(1,53) %	10,70%	18,12%
RS <sub>15_19</sub>	3,20%	(0,48) %	2,08%	4,01%
RS <sub>20_24</sub>	10,80%	(1,31) %	8,13%	14,38%
FTnb	7,93%	(3,50) %	1,61%	14,69%
C	4,84%	(21,47) %	0,00%	100,00%
carteira	4,94%	(21,66) %	0,00%	100,00%
raça 1	47,17%	(49,92) %	0,00%	100,00%
raça 2	9,83%	(29,78) %	0,00%	100,00%
raça 3	43,00%	(49,51) %	0,00%	100,00%
gênero	46,97%	(49,91) %	0,00%	100,00%
RM1	2,70%	(16,22) %	0,00%	100,00%
RM2	3,27%	(17,79) %	0,00%	100,00%
RM3	4,55%	(20,84) %	0,00%	100,00%
RM4	4,05%	(19,71) %	0,00%	100,00%
RM5	7,15%	(25,77) %	0,00%	100,00%
RM6	3,28%	(18,35) %	0,00%	100,00%

Fonte: Construído pela autora com base na PME

**Legenda:**

U<sub>15,24</sub>: taxa de desemprego do grupo juvenil; U<sub>15,19</sub>: taxa de desemprego dos *adolescentes*; U<sub>20,24</sub>: taxa de desemprego do grupo “jovem- adulto”; U<sub>25</sub>: taxa de desemprego do adulto (variável de ciclo); lnI: logaritmo neperiano do Índice de produção industrial de cada região metropolitana (variável de ciclo); Salário-mínimo real: salário-mínimo real

F<sub>tnb</sub>: proporção da força de trabalho não branca; AHE: rendimento médio real de todos os trabalhadores de todas as regiões metropolitanas em todos os setores, exceto o agrícola, no respectivo ano; C: percentual de trabalhadores empregados no setor formal que recebem ao menos o salário-mínimo; Carteira: variável *dummy*, sendo indivíduos desempregados que trabalhavam no setor formal igual a “um” e no setor informal “zero”; Raça 1: indivíduos da cor branca; Raça 2: indivíduos da cor parda e amarela; Raça 3: indivíduos de cor negra; RM1: Recife; RM2: Salvador; RM3: Belo Horizonte; RM4: Rio de Janeiro; RM5: São Paulo; RM6: Porto Alegre

## 7.2 Discussão dos resultados

Compreender o desemprego juvenil no Brasil constitui em um desafio, uma vez que é um país que apresentou um histórico de elevadas taxas na década de 1980 e de 1990. Contudo, desde 2003, o Brasil vem demonstrando uma queda da referida taxa em todas as regiões metropolitanas, de forma acelerada. Objetivando compreender o desemprego juvenil neste novo contexto, o presente estudo primou por verificar se variáveis de ciclo e salário-mínimo apresentavam impacto na taxa de desemprego, analisando qual era o impacto, ou seja, se estava de acordo com os resultados verificados na literatura internacional, e se as variáveis socioeconômicas demonstravam relevância. A compreensão neste novo contexto se faz necessária, pois o contexto econômico de 2003 a 2011 se faz diferente do que foi apresentado na década de 1980 (hiperinflação) e na década de 1990 (Plano Real), dado que é um período sob metas de inflação e, principalmente, que buscou a valorização do salário-mínimo atrelada à taxa de crescimento. Desta forma, uma vez considerado os modelos explicados anteriormente, o presente estudo apresentará os resultados da estimação sob os métodos painel linear e painel dinâmico.

Para o modelo de Moore (1971), sob a estimação linear dos dados em Painel, considerando os resultados na Tabela 5 abaixo, a variável que representa os ciclos econômicos mostrou-se significativa para todos os grupos: jovens, “adolescentes” e “jovens adultos”, sob todos os métodos de estimação. Sob todos os métodos, a essa variável de ciclo mostrou-se com sinal positivo, ou seja, um aumento no desemprego dos adultos eleva o desemprego juvenil. Logo, a variável de ciclo econômico impacta o desemprego juvenil em todas as categorias do grupo juvenil. Cabe aqui mencionar que no caso do Brasil, um aumento em 1% da variável de ciclo levaria a uma elevação de 1,34% da taxa de desemprego dos adolescentes.

**Tabela 5: Efeito dos ciclos econômicos, salário e variáveis socioeconômicas no desemprego juvenil, mensurado por subcategoria, considerando as quatro entrevistas iniciais da PME nas regiões metropolitanas (Recife, Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro, Porto Alegre), sob a abordagem de Moore (1971), considerando o método painel linear com efeito fixo robusto e correlação corrigida: período 2003 - 2011**<sup>28</sup>

Variável	Moore		
	U <sub>15_24</sub>	U <sub>15_19</sub>	U <sub>20_24</sub>
Variável de Ciclo	0,70 *** (0,01)	1,34 *** (0,03)	0,54 *** (0,01)
Salário	0,00 *** (0,00)	0,00 *** (0,00)	0,00 *** (0,00)
RS <sub>t</sub>	-	-	-
FTnb	0,76 *** (0,01)	1,23 *** (0,04)	0,65 *** (0,01)
C	-0,04 *** (0,00)	0,03 *** (0,01)	-0,07 *** (0,00)
carteira	0,00 ** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 *** (0,00)

<sup>28</sup> Todas as variáveis de tendência temporal quadrática foram significantes.

raça 1	0,01 OM	0,39 OM	0,00 OM
raça 2	0,00 (0,00)	0,00 (0,01)	0,00 (0,00)
raça 3	0,67 0,00 (0,00)	0,93 -0,01 * (0,00)	0,71 0,00 (0,00)
gênero	0,77 0,00 (0,00)	0,08 0,00 (0,01)	0,63 0,00 (0,00)
RM1	0,41 -0,05 *** (0,00)	0,79 -0,01 *** (0,01)	0,38 -0,05 *** (0,00)
RM2	0,00 0,00 * (0,00)	0,13 0,02 *** (0,01)	0,00 -0,01 * (0,00)
RM3	0,74 -0,04 *** (0,00)	0,00 -0,09 *** (0,01)	0,06 -0,02 *** (0,00)
RM4	0,00 0,00 ** (0,00)	0,00 0,07 *** (0,01)	0,00 -0,02 *** (0,00)
RM5	0,75 -0,03 *** (0,00)	0,00 -0,04 *** (0,00)	0,00 -0,01 *** (0,00)
RM6	0,00 OM	0,00 OM	0,00 OM
constante	0,05 *** (0,00)	0,16 *** (0,01)	0,02 *** (0,00)
<hr/>			
		Prob > F =	
Teste F para $u_i = 0$	0,00	0,00	0,00
<hr/>			
		Prob > F =	
Teste de Hausman:	0,00	0,00	0,00
<hr/>			

Fonte: Construído pela autora com base na PME

Legenda:

Variável de ciclo: variável considerada como a que mensura o ciclo econômico, respectivamente em cada modelo; Salário: salário-mínimo real de acordo com as especificações de cada modelo; C: percentual de trabalhadores empregados no setor formal que recebem

ao menos o salário-mínimo; Ftnb: proporção da força de trabalho não branca ;Carteira: variável *dummy*, sendo indivíduos desempregados que trabalhavam no setor formal igual a “um” e no setor informal “zero”; Raça 1: indivíduos da cor branca Raça 2: indivíduos da cor parda e amarela; Raça 3: indivíduos de cor negra; Gênero: *dummy* para sexo, sendo igual a “um” se homem e “zero” se mulher.; RM1: Recife; RM2: Salvador; RM3: Belo Horizonte; RM4: Rio de Janeiro; RM5: São Paulo; RM6: Porto Alegre; RS<sub>15\_24</sub>: proporção da oferta de trabalhadores do grupo juvenil com relação à população acima de vinte anos de idade. RS<sub>15\_19</sub>: proporção da oferta de trabalhadores dos *adolescentes* com relação à população acima de vinte anos de idade; RS<sub>20\_24</sub>: proporção da oferta de trabalhadores do “jovem-adulto” com relação à população acima de vinte anos de idade; OM: indica que a variável foi omitida na estimação.; \*: nível de significância é inferior a 10% ; \*\*: nível de significância é inferior a 5% ; \*\*\*: nível de significância é inferior a 1% ; Na primeira linha, para cada variável, está o coeficiente, a segunda linha representa a o desvio-padrão, e a terceira linha é o *p-valor*.

Com relação ao salário, este apresentou comportamento misto. Ou seja, apresenta sinal positivo e com baixo coeficiente para o grupo juvenil e para os “jovens-adultos”. Para os “adolescentes”, o salário real ponderado também é significativo, contudo com sinal negativo, significando que o aumento no salário pode reduzir a taxa de desemprego dos “adolescentes”. Entretanto o efeito do aumento do salário real ponderado chega a ser inferior a 0,01% para a categoria juvenil e subcategorias. Isso significa que a elevação em 10% no salário ponderado pode impactar a taxa de desemprego do grupo juvenil e subcategorias em menos de 0,01%. No tocante aos jovens brasileiros, é possível notar que há uma distinção no comportamento quando se considera o salário real ponderado, podendo ocorrer alterações tanto em função do aumento no salário nominal, como também na alteração das horas médias trabalhadas. Neste caso, o maior peso ocorreu devido ao aumento do salário nominal que, no caso dos “adolescentes”, os induz a uma redução da taxa de desemprego, podendo ocorrer, inclusive, mediante redução da força de trabalho, uma vez que o aumento do salário-mínimo nominal implica em uma elevação na renda nominal de toda a família do “adolescente”.

Com relação à significância das demais variáveis, a proporção de pessoas que trabalhavam no setor formal e ganhava no mínimo o salário-mínimo real, constante, região metropolitana, com carteira de trabalho e proporção da força de trabalho não branca, apresentaram-se todas significantes e em todas as categorias do grupo juvenil. Ademais, não houve divergência de sinais entre as categorias, importando apenas a distinta sensibilidade mensurada através dos coeficientes. Por exemplo, a proporção de pessoas não brancas que trabalham nas regiões metropolitanas demonstrou-se como a variável que mais afeta o nível da taxa de desemprego juvenil, juntamente à variável ciclos econômicos. Este resultado está em linha com o observado em Bee e Blanchflower (2010), no tocante às

variáveis socioeconômicas, que no caso brasileiro, não foi à cor da pele que se demonstrou preponderantemente significativa, mas sim a proporção de pessoas não brancas imersas no desemprego. Ademais, o desemprego juvenil mostrou-se mais sensível aos ciclos econômicos do que à proporção de pessoas que trabalhavam no setor formal e ganhavam o salário-mínimo real. Todavia, a variável carteira se apresentou significativa para a categoria juvenil e subcategoria “jovem-adulto”, dado que indivíduos com carteira de trabalho assinada apresentavam um impacto de elevação da taxa de desemprego juvenil, entretanto, inferior a 0,001%. Em seguida, realizou-se o teste de Hausman, antes de corrigir a autocorrelação, após a sua correção e também depois de corrigir a autocorrelação e a heterocedasticidade. Em todos os casos, rejeitou-se a hipótese nula em que a diferença entre os coeficientes não era sistemática.

Considerando o modelo de Lovell (1972) e Lovell (1973), sob a estimação da equação (5) e (8), com correção para a correlação, cujos resultados estão apresentados na Tabela 6 abaixo, todas as variáveis mostraram-se significantes, com exceção apenas para raça (s) e gênero.

**Tabela 6: Efeito dos ciclos econômicos, salário e variáveis socioeconômicas no desemprego juvenil, mensurado por subcategoria, considerando as quatro entrevistas iniciais da PME nas regiões metropolitanas (Recife, Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro, Porto Alegre), sob a abordagem de Lovell, considerando o método painel linear com efeito fixo robusto e correlação corrigida: período 2003 - 2011**<sup>29</sup>

Variável	Lovell							
	U <sub>15_24</sub>		U <sub>15_19</sub>		U <sub>20_24</sub>			
Variável de	0,06 ***	0,06 ***	0,05 ***	0,05 ***	0,06 ***	0,06 ***		
Ciclo	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,00)	(0,00)		
Salário	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***	0,00 ***		
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)		
RS <sub>t</sub>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00		
		0,00		0,60 ***		0,00		
		(0,01)		(0,17)		(0,01)		
FTnb		0,89		0,00		0,89		

<sup>29</sup> Todas as variáveis de tendência temporal quadrática foram significantes.

C

Carteira	0,00 *** (0,00)	0,00 *** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 *** (0,00)	0,00 *** (0,00)
	0,01	0,01	0,55	0,08	0,00	0,01	
Raça 1	OM	OM	OM	OM	OM	OM	
Raça 2	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,01)	0,03 (0,01)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	
	0,51	0,51	0,71	0,03	0,65	0,51	
Raça 3	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,01 (0,00)	0,00 (0,01)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	
	0,94	0,94	0,12	0,84	0,56	0,94	
Gênero	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,01)	-0,01 (0,02)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	
	0,31	0,31	0,69	0,74	0,29	0,31	
RM1	-0,08 *** (0,01)	-0,08 *** (0,01)	-0,02 *** (0,01)	0,02 ** (0,02)	-0,06 *** (0,00)	-0,08 *** (0,01)	
	0,00	0,00	0,00	0,21	0,00	0,00	
RM2	-0,01 (0,01)	-0,01 *** (0,01)	0,02 ** (0,01)	0,04 *** (0,02)	-0,02 *** (0,00)	-0,01 *** (0,01)	
	0,01	0,01	0,03	0,02	0,00	0,01	
RM3	-0,11 *** (0,00)	-0,11 *** (0,00)	-0,14 *** (0,01)	-0,14 *** (0,01)	-0,05 *** (0,00)	-0,11 *** (0,00)	
	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
RM4	-0,03 *** (0,00)	-0,03 *** (0,00)	0,06 *** (0,01)	0,04 *** (0,01)	-0,04 *** (0,00)	-0,03 *** (0,00)	
	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
RM5	-0,09 *** (0,00)	-0,09 *** (0,00)	-0,08 *** (0,01)	-0,07 *** (0,01)	-0,03 *** (0,00)	-0,09 *** (0,00)	
	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
RM6	OM	OM	OM	OM	OM	OM	
Constante	0,13 *** (0,00)	0,13 *** (0,00)	0,32 *** (0,01)	0,30 *** (0,02)	0,07 *** (0,00)	0,13 *** (0,00)	
	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
Teste F para $u_i$ =0	Prob > F =						
	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
Teste de Hausman:	Prob > F =						
	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	

Fonte: Construído pela autora com base na PME

Legenda:

Variável de ciclo: variável considerada como a que mensura o ciclo econômico, respectivamente em cada modelo; Salário: salário-mínimo real de acordo com as especificações de cada modelo; C: percentual de trabalhadores empregados no setor formal que recebem

ao menos o salário-mínimo; Ftnb: proporção da força de trabalho não branca ;Carteira: variável *dummy*, sendo indivíduos desempregados que trabalhavam no setor formal igual a “um” e no setor informal “zero”; Raça 1: indivíduos da cor branca Raça 2: indivíduos da cor parda e amarela; Raça 3: indivíduos de cor negra; Gênero: *dummy* para sexo, sendo igual a “um” se homem e “zero” se mulher.; RM1: Recife; RM2: Salvador; RM3: Belo Horizonte; RM4: Rio de Janeiro; RM5: São Paulo; RM6: Porto Alegre; RS<sub>15\_24</sub>: proporção da oferta de trabalhadores do grupo juvenil com relação à população acima de vinte anos de idade. RS<sub>15\_19</sub>: proporção da oferta de trabalhadores dos *adolescentes* com relação à população acima de vinte anos de idade; RS<sub>20\_24</sub>: proporção da oferta de trabalhadores do “jovem-adulto” com relação à população acima de vinte anos de idade; OM: indica que a variável foi omitida na estimação.; \*: nível de significância é inferior a 10% ; \*\*: nível de significância é inferior a 5% ; \*\*\*: nível de significância é inferior a 1% ; Na primeira linha, para cada variável, está o coeficiente, a segunda linha representa a o desvio-padrão, e a terceira linha é o *p-valor*.

No tocante a variação do PIB, para o Brasil a elevação no diferencial entre o PIB real corrente e passado em 1% implicaria em um aumento de 0,6% na taxa de desemprego do grupo juvenil, correspondendo a elevação de 0,5% na taxa de desemprego dos adolescentes e elevação em 0,6% na taxa de desemprego do “jovem-adulto”. Vale lembrar que carteira demonstrou-se significativa apenas para a subcategoria “jovem-adulto”, ou seja, um aumento no percentual de indivíduos entre 20 e 24 anos de idade que trabalhavam anteriormente no mercado formal implicaria em uma elevação da taxa de desemprego da referida subcategoria, contudo ainda inferior a 0,001%. Ademais, região metropolitana e constante foram significantes, implicando que características peculiares das regiões metropolitanas e a taxa média de desemprego da respectiva categoria devem ser consideradas. É importante mencionar que a redução da taxa média de desemprego juvenil implicaria em uma redução da taxa de desemprego juvenil corrente. Todavia, com relação ao salário o modelo não apresentou um consenso quanto ao seu impacto e efeito sobre a taxa de desemprego de cada categoria. No entanto, o o aumento em 10% do salário levaria a um impacto inferior 0,001%. Por fim, realizou-se o teste de Hausman, antes de corrigir a autocorrelação, após a sua correção e também depois de corrigir a autocorrelação e a heterocedasticidade. Em todos os casos, através do teste de Hausman, rejeitou-se a hipótese nula em que a diferença entre os coeficientes não era sistemática.

Com relação à estimação do modelo de Andie (1973), especificado através da equação (12), considerando a taxa de desemprego juvenil como variável dependente, nota-se, na Tabela 7 na página a seguir, que a variável de ciclo apresentou-se relevante apenas para a subcategoria “jovem-adulto”, sendo que o aumento em 10% na variável ciclos econômicos levaria a uma elevação inferior a 0,01% na elasticidade da taxa de desemprego da respectiva subcategoria. Neste caso é a variável de ciclo econômica, mensurada através do índice de produção industrial não demonstrou como uma variável que representa peculiaridades da produção industrial local como estritamente relevante para as regiões

metropolitanas, uma vez que as próprias variáveis utilizadas para captar o efeito destas regiões demonstraram-se significantes e com magnitude superior. Sendo assim, a variável utilizada para mensurar o ciclo econômico que considere características locais apresenta impacto de baixa magnitude, dando indícios de que é mais adequado mensurá-las separadamente, uma vez que a região metropolitana demonstrou o mesmo comportamento sob as estimações dos modelos anteriores.

**Tabela 7: Efeito dos ciclos econômicos, salário e variáveis socioeconômicas no desemprego juvenil, mensurado por subcategoria, considerando as quatro entrevistas iniciais da PME nas regiões metropolitanas (Recife, Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro, Porto Alegre), sob a abordagem de Andie, considerando o método painel linear com efeito fixo robusto e correlação corrigida: período 2003 - 2011**<sup>30</sup>

Variável	Andie		
	U_15_24	U_15_19	U_20_24
Variável de Ciclo	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 ** (0,00)
Salário	0,13 0,07 *** (0,00)	0,65 -0,06 *** (0,01)	0,02 0,10 *** (0,00)
RS <sub>t</sub>	0,00	0,00	0,00
FTnb			
C			
Carteira	0,00 *** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 *** (0,00)
Raça 1	0,01 OM	0,58 OM	0,00 OM

<sup>30</sup> Todas as variáveis de tendência temporal quadrática foram significantes.

Raça 2	0,00 (0,00)	0,00 (0,01)	0,00 (0,00)
	0,51	0,70	0,65
Raça 3	0,00 (0,00)	-0,01 (0,00)	0,00 (0,00)
	0,99	0,14	0,52
Gênero	0,00 (0,00)	0,00 (0,01)	0,00 (0,00)
	0,32	0,71	0,30
RM1	-0,07 *** (0,01)	-0,02 *** (0,01)	-0,06 *** (0,00)
	0,00	0,01	0,00
RM2	-0,01 (0,01)	0,02 ** (0,01)	-0,01 *** (0,00)
	0,12	0,01	0,00
RM3	-0,10 *** (0,00)	-0,13 *** (0,01)	-0,05 *** (0,00)
	0,00	0,00	0,00
RM4	-0,02 *** (0,00)	0,06 *** (0,01)	-0,03 *** (0,00)
	0,00	0,00	0,00
RM5	-0,08 *** (0,00)	-0,08 *** (0,01)	-0,03 *** (0,00)
	0,00	0,00	0,00
RM6	OM	OM	OM
Constante	-0,16 *** (0,01)	0,54 *** (0,04)	-0,35 *** (0,01)
	0,00	0,00	0,00
		Prob > F =	
Teste F para $u_i = 0$	0,00	0,00	0,00
		Prob > F =	
Teste de Hausman:	0,00	0,00	0,00

Fonte: Construído pela autora com base na PME

Legenda:

Variável de ciclo: variável considerada como a que mensura o ciclo econômico, respectivamente em cada modelo; Salário: salário-mínimo real de acordo com as especificações de cada modelo; C: percentual de trabalhadores empregados no setor formal que recebem ao menos o salário-mínimo; Ftnb: proporção da força de trabalho não branca; Carteira: variável *dummy*, sendo indivíduos desempregados que trabalhavam no setor formal igual a “um” e no setor informal “zero”; Raça 1: indivíduos da cor branca; Raça 2: indivíduos da cor parda e amarela; Raça 3: indivíduos de cor negra; Gênero: *dummy* para sexo, sendo igual a “um” se homem e “zero” se mulher.; RM1: Recife; RM2: Salvador; RM3: Belo Horizonte; RM4: Rio de Janeiro; RM5: São Paulo; RM6: Porto Alegre; RS\_15\_24: proporção da oferta de trabalhadores do grupo juvenil com relação à população acima de vinte anos de idade.

RS<sub>15\_19</sub>: proporção da oferta de trabalhadores dos *adolescentes* com relação à população acima de vinte anos de idade; RS<sub>20\_24</sub>: proporção da oferta de trabalhadores do “jovem-adulto” com relação à população acima de vinte anos de idade; OM: indica que a variável foi omitida na estimação.; \*: nível de significância é inferior a 10% ; \*\*: nível de significância é inferior a 5% ; \*\*\*: nível de significância é inferior a 1% ; Na primeira linha, para cada variável, está o coeficiente, a segunda linha representa a o desvio-padrão, e a terceira linha é o *p-valor*.

Em seguida, observa-se que para os jovens de 15 a 24 anos de idade que as variáveis estatisticamente significativas foram: salário, carteira e constante. Vale ressaltar que todas demonstraram o mesmo sinal, independente se o método de estimação foi efeito fixo robusto ou efeito fixo robusto com correlação corrigida. Ou seja, uma elevação no salário real levaria a uma alteração de queda da taxa de desemprego de cada categoria. É notório que esse resultado, sob a categoria “adolescentes”, está em linha com o resultado apresentado por Andie (1973) para a mesma categoria, uma vez que no Brasil uma elevação de 10% do salário-mínimo induziria a uma queda de 0,6% da taxa de desemprego dos adolescentes. Este resultado confirma os resultados apontados em Camarano et al. (2003), Campus (2003) e Corrochano et al. (2008) a respeito da vulnerabilidade dos jovens, principalmente quanto ao fato de que dentre os jovens que apenas trabalham, os mais novos são os mais pobres.

Considerando as especificações de Andie (1973) para a variável “carteira”, tem-se que a proporção de indivíduos que detinham carteira de trabalho assinada no último emprego demonstra uma redução do logaritmo neperiano do desemprego e da taxa de desemprego do grupo juvenil e da subcategoria “jovem-adulto”, entretanto o efeito é inferior a 0,01%. No tocante à constante, em sua maioria esta demonstrou sinal negativo, ou seja, a elevação da taxa de desemprego média da categoria levaria a um menor semielasticidade da mesma. Ademais, é notório que a variável região metropolitana também apresentou relevância, demonstrando que peculiaridade de cada região metropolitana é significativa, sendo que não houve distinção no efeito da mesma quando se compara com as estimações sob as formas funcionais de Moore (1971), Lovell (1972) e Lovell (1973).

Em concordância com os resultados apresentados para o grupo juvenil, foi necessário realizar o teste de Hausman, no intuito de verificar qual método, efeito fixo e efeito aleatório, seria mais adequado. Entretanto, houve rejeição da hipótese nula em todos os casos. Ou seja, a diferença entre os coeficientes é sistemática, independentemente se ocorre entre efeito fixo robusto e efeito aleatório robusto, e efeito fixo robusto com correlação corrigida e efeito aleatório robusto com correlação corrigida. Isto significa que há alguma característica peculiar do jovem, tal como habilidade, que o modelo não considera. Em

seguida, foram estimados a correlação serial e o teste de Wooldrige, a fim de verificar se não ocorria correlação serial de primeira ordem. As estimativas demonstraram que existia correlação serial para as variáveis e que também ocorria correlação de primeira ordem, rejeitando assim a hipótese nula do teste de Wooldrige.

Considerando que a hipótese nula do teste de Wooldrige foi rejeitada, foi necessário optar para a estimação por painel dinâmico. Ainda a respeito da estimação por painel dinâmico, sob os dados brasileiros, cabe a ressalva que todos os modelos foram estimados sem considerar endogeneidade, por GMM, com variável instrumental equivalente à tendência temporal quadrática, considerando-se a estimação robusta e com ortogonalidade para os resíduos. Vale ressaltar que a tendência temporal quadrática foi considerada como variável instrumental sem proliferação dos instrumentos. O principal motivo em considerá-la como variável instrumental pauta-se na observação que a mesma apresentou-se relevante em todos os modelos estimados no painel linear e esta variável representa exatamente o quão rápido a taxa de desemprego se ajustou no período 2003 -2011.

Segundo as estimativas do painel dinâmico, a serem apresentadas nas Tabelas 8, 9 e 10 nas páginas a seguirem, considerando as abordagens de Moore (1971), Lovell (1972), Lovell (1973) e Andie (1973), as variáveis estatisticamente relevantes para todos os grupos foram: i) variável defasada; ii) ciclos econômicos ( $U_{25}$ ); iii) salário-mínimo real e salário-mínimo real ponderado. Cabe aqui mencionar que a interpretação no painel dinâmico é distinta, ou seja, mensura-se o impacto da variação da variável de ciclo na variação da taxa de desemprego juvenil. Neste caso, por exemplo, para os jovens, se ocorrer variação de 1% na taxa de desemprego acima de 25 anos, a alteração na variação da taxa de desemprego juvenil será de 1,69%.

Tendo em vista o modelo de Moore (1971), considerando os resultados na Tabela 8, as variáveis de ciclo econômico e defasadas apresentaram-se significantes para a categoria juvenil e subcategoria “jovem-adulto” e de forma negativa, ou seja, o aumento na variação da taxa de desemprego da respectiva categoria e subcategoria defasada eleva a variação da taxa de desemprego respectiva. No tocante a variável salário, esta se demonstrou significativa apenas para a subcategoria “jovem-adulto”, contudo com efeito inferior a 0,002%. Ademais, força de trabalho não branca apresentara-se significativa para todas as categorias. Ou seja, jovens não brancos que já estão no mercado de trabalho apresentam relevância na taxa de desemprego juvenil de maneira negativa, de modo que sua elevação

implicaria em um aumento da taxa de desemprego juvenil, sendo distinto o efeito entre as categorias.

**Tabela 8: Efeito dos ciclos econômicos, salário e variáveis socioeconômicas no desemprego juvenil, mensurado por subcategoria, considerando as quatro entrevistas iniciais da PME nas regiões metropolitanas (Recife, Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro, Porto Alegre), sob a abordagem de Moore, considerando o método painel dinâmico e sem endogeneidade: período 2003 – 2011.** <sup>31</sup>

<b>Moore</b>			
<b>Estimação Painel Dinâmico: GMM</b>			
Variável Dependente	U_15_24	U_15_19	U_20_24
Variável defasada	0,31 *** (0,11)	0,19 (0,26)	0,54 ** (0,23)
Variável Ciclo	0,01 1,69 *** (0,61)	0,45 0,80 (2,18)	0,02 1,83 ** (0,78)
Salário	0,01 0,00 (0,01)	0,71 0,01 (0,02)	0,02 0,00 ** (0,00)
FTnb	0,49 2,28 (1,48)	0,68 13,58 * (6,98)	0,04 1,57 ** (0,71)
C	0,12 0,00 (0,17)	0,05 0,56 (0,69)	0,03 -0,07 (0,11)
Carteira	0,99 0,08 (0,23)	0,41 0,70 (1,28)	0,50 0,68 (0,79)
Raça 1	0,72 2,08 (1,49)	0,58 12,58 * (8,02)	0,39 -0,17 (0,35)
Raça 2	0,16 1,87 (1,91)	0,12 7,64 (10,91)	0,63 -1,01 (0,71)
Raça 3	0,33 OM	0,48 OM	0,1510 OM

<sup>31</sup> A variável  $RS_t$  foi desconsiderada da estimação por painel dinâmico, uma vez que não demonstrou relevância e nem mesmo uma melhora nas especificações dos modelos.

Gênero	2,34 (2,04)	9,49 (12,37)	-0,17 (0,32)
Tempo 1	0,25 0,00 (0,00)	0,44 0,01 (0,01)	0,59 0,00 ** (0,00)
Tempo 2	0,84 0,00 (0,00)	0,71 0,00 (0,00)	0,01 0,00 (0,00)
Tempo 3	0,54 0,00 (0,00)	0,81 0,00 (0,00)	0,11 0,00 (0,00)
Tempo 4	0,39 0,00 (0,00)	0,93 0,00 (0,00)	0,16 0,00 (0,00)
Tempo 5	0,54 0,00 (0,00)	0,14 0,00 * (0,00)	0,74 0,00 (0,00)
Tempo 6	0,34 0,00 (0,00)	0,12 0,00 (0,00)	0,49 0,00 (0,00)
RM1	0,49 -2,15 (4,09)	0,42 7,32 (7,35)	0,33 0,05 (0,33)
RM2	0,60 0,82 (1,26)	0,32 0,29 (9,89)	0,88 -0,21 (0,35)
RM3	0,52 0,63 (0,76)	0,98 1,71 (5,92)	0,55 0,17 (0,25)
RM4	0,41 -1,18 (1,96)	0,77 0,74 (5,75)	0,51 -0,02 (0,26)
RM5	0,55 0,10 (1,01)	0,90 -3,65 (12,69)	0,94 0,26 (0,31)
RM6	0,92 OM	0,77 OM	0,41 OM
Constante	-1,93 (1,54)	-13,16 (8,36)	-0,17 (0,41)

	0,21	0,12	0,68
N	210.108	210.108	210.108
N_ grupo	58.919	58.919	58.919
		Prob > z	
<b>Teste Arellano - Bond</b>			
Teste Arellano Bond AR(1)	0,26	0,12	0,33
Teste Arellano Bond AR(2)	-	-	-
		Prob > z	
<b>Teste para validar os instrumentos</b>			
Teste de Sargan	0,09	0,64	0,15
Teste de Hansen	0,64	0,62	0,86
Teste da Diferença Sargan - Hansen	0,64	0,62	0,86

Fonte: Construído pela autora com base na PME

Legenda:

Variável de ciclo: variável considerada como a que mensura o ciclo econômico, respectivamente em cada modelo; Salário: salário-mínimo real de acordo com as especificações de cada modelo; C: percentual de trabalhadores empregados no setor formal que recebem ao menos o salário-mínimo; Ftnb: proporção da força de trabalho não branca; Carteira: variável *dummy*, sendo indivíduos desempregados que trabalhavam no setor formal igual a “um” e no setor informal “zero”.; Raça 1: indivíduos da cor branca; Raça 2: indivíduos da cor parda e amarela; Raça 3: indivíduos de cor negra; Gênero: *dummy* para sexo, sendo igual a “um” se homem e “zero” se mulher; RM1: Recife; RM2: Salvador; RM3: Belo Horizonte; RM4: Rio de Janeiro; RM5: São Paulo; RM6: Porto Alegre; Tempo 1, tempo 2, tempo 3, tempo 4, tempo 5, tempo 6: tendência temporal quadrática; OM: indica que a variável foi omitida na estimação; \*: nível de significância é inferior a 10% ; \*\*: nível de significância é inferior a 5% ; \*\*\*: nível de significância é inferior a 1% ; Na primeira linha, para cada variável, está o coeficiente, a segunda linha representa a o desvio-padrão, e a terceira linha é o *p-valor*.

Considerando o modelo de Lovell (1972) e Lovell (1973) e os resultados na Tabela 9 a seguir, apenas a taxa de desemprego juvenil defasada e a variável de ciclo econômico apresentou significância, no entanto, somente para o grupo juvenil e nenhuma significância para as subcategorias. Vale ressaltar que dado modelo também foi estimado considerando a variável  $RS_t$ , contudo esta abordagem não demonstrou ser adequada para o caso brasileiro, sob o caráter dinâmico. Observando os resultados dos testes de Sargan-Hansen e o teste de Arellano- Bond, é possível notar que o método utilizado foi adequado. Novamente, cabe verificar que a variável salário, na respectiva variação, não demonstrou significância na dinâmica da taxa de desemprego juvenil.

**Tabela 9: Efeito dos ciclos econômicos, salário e variáveis socioeconômicas no desemprego juvenil, mensurado por subcategoria, considerando as quatro entrevistas iniciais da PME nas regiões metropolitanas (Recife, Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro, Porto Alegre), sob a abordagem de Moore, considerando o método painel dinâmico e sem endogeneidade: período 2003 – 2011.** <sup>32</sup>

Lovell			
Estimação Painel Dinâmico: GMM			
Variável Dependente	U_15_24	U_15_19	U_20_24
Variável defasada	2,26 *** (0,47)	-1,91 (2,16)	3,13 (3,57)
	0,00	0,38	0,38
Variavel Ciclo	0,16 *** (0,04)	-0,24 (0,37)	0,27 (0,25)
	0,00	0,52	0,29
Salário	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
	0,15	0,45	0,49
FTnb			
C			
Carteira	0,64 (0,97)	-9,48 (12,46)	3,08 (6,30)
	0,51	0,45	0,63
Raça 1	0,60 (2,53)	2,10 (9,46)	-0,55 (4,29)
	0,81	0,82	0,90
Raça 2	0,91 (2,56)	1,60 (8,02)	0,40 (2,85)
	0,72	0,84	0,8880
Raça 3	OM	OM	OM
Gênero	0,42	8,62	-0,70

<sup>32</sup> A variável  $RS_t$  foi desconsiderada da estimação por painel dinâmico, uma vez que não demonstrou relevância e nem mesmo uma melhora nas especificações dos modelos.

	(2,85)	(13,84)	(4,38)
	0,88	0,53	0,87
Tempo 1	0,00	-0,03	0,00
	(0,00)	(0,02)	(0,01)
	0,31	0,28	0,81
Tempo 2	0,00	0,00	0,00
	(0,00)	(0,01)	(0,00)
	0,55	0,62	0,60
Tempo 3	0,00	0,00	0,00
	(0,00)	(0,00)	(0,00)
	0,83	0,58	0,78
Tempo 4	0,00	0,00	0,00
	(0,00)	(0,00)	(0,00)
	0,90	0,44	0,71
Tempo 5	0,00	0,00	0,00
	(0,00)	(0,00)	(0,00)
	0,79	0,51	0,68
Tempo 6	0,00	0,00	0,00
	(0,00)	(0,00)	(0,00)
	0,27	0,33	0,69
RM1	3,28	5,44	4,27
	(6,77)	(8,75)	(7,38)
	0,63	0,53	0,56
RM2	-1,93	23,11	-1,02
	(6,30)	(25,57)	(14,57)
	0,76	0,37	0,94
RM3	-1,04	16,48	0,40
	(3,55)	(21,04)	(6,11)
	0,77	0,43	0,95
RM4	-2,62	16,83	0,53
	(5,00)	(23,17)	(11,07)
	0,60	0,47	0,96
RM5	-0,21	9,03	2,64
	(3,62)	(15,33)	(6,91)
	0,95	0,56	0,70
RM6	OM	OM	OM
Constante	-0,53	-15,14	-1,52
	(5,92)	(20,14)	(10,11)
	0,93	0,45	0,88
<hr/>			
N	176.757	176.757	176.757

N_ grupo	58.919	58.919	58.919
		Prob > z	
<b>Teste Arellano - Bond</b>			
Teste Arellano Bond AR(1)	0,38	0,63	0,84
Teste Arellano Bond AR(2)	-	-	-
		Prob > z	
<b>Teste para validar os instrumentos</b>			
Teste de Sargan	0,00	0,82	0,36
Teste de Hansen	0,30	0,87	0,83
Teste da Diferença Sargan - Hansen	-	-	-

Fonte: Construído pela autora com base na PME

Legenda:

Variável de ciclo: variável considerada como a que mensura o ciclo econômico, respectivamente em cada modelo; Salário: salário-mínimo real de acordo com as especificações de cada modelo; C: percentual de trabalhadores empregados no setor formal que recebem ao menos o salário-mínimo; Ftnb: proporção da força de trabalho não branca; Carteira: variável *dummy*, sendo indivíduos desempregados que trabalhavam no setor formal igual a “um” e no setor informal “zero”.; Raça 1: indivíduos da cor branca; Raça 2: indivíduos da cor parda e amarela; Raça 3: indivíduos de cor negra; Gênero: *dummy* para sexo, sendo igual a “um” se homem e “zero” se mulher; RM1: Recife; RM2: Salvador; RM3: Belo Horizonte; RM4: Rio de Janeiro; RM5: São Paulo; RM6: Porto Alegre; Tempo 1, tempo 2, tempo 3, tempo 4, tempo 5, tempo 6: tendência temporal quadrática; OM: indica que a variável foi omitida na estimação; \*: nível de significância é inferior a 10% ; \*\*: nível de significância é inferior a 5% ; \*\*\*: nível de significância é inferior a 1% ; Na primeira linha, para cada variável, está o coeficiente, a segunda linha representa a o desvio-padrão, e a terceira linha é o *p-valor*.

Tendo em vista o modelo de Andie (1973), a respeito da estimação sob o método do painel dinâmico com resultados apresentados na Tabela 10 a seguir, nota-se que nenhuma variável demonstrou relevância para explicar a dinâmica da taxa de desemprego juvenil. Considerando o teste Arellano Bond AR (1), teste Arellano Bond AR (2), teste de Sargan e teste de Hansen observa-se que o método utilizado foi adequado apenas para as subcategorias “adolescente” e “jovem-adulto”, dado que o teste de de Sargan e teste de Hansen foram rejeitados.<sup>33</sup>. Entretanto, em ambos os casos nenhuma variável dependente encontra-se estatisticamente relevante. Ou seja, uma vez estimado o modelo de Andie (1973), considerando o caráter dinâmico, não há consenso com relação à relevância das

<sup>33</sup>É notório que mesmo estimando o mesmo modelo para a categoria juvenil, considerando endogeneidade, os testes de Sargan e Hansen ainda assim foram rejeitados.

variáveis significativas quando se compara a estimação do mesmo modelo sob o método painel linear.

**Tabela 10: Efeito dos ciclos econômicos, salário e variáveis socioeconômicas no desemprego juvenil, mensurado por subcategoria, considerando as quatro entrevistas iniciais da PME nas regiões metropolitanas (Recife, Salvador, Belo Horizonte, São Paulo, Rio de Janeiro, Porto Alegre), sob a abordagem de Moore, considerando o método painel dinâmico e sem endogeneidade: período 2003 – 2011.**

<b>Andie</b>			
<b>Estimação Painel Dinâmico: GMM</b>			
Variável Dependente	U_15_24	U_15_19	U_20_24
Variável defasada	0,62 (0,59)	-0,30 (1,54)	0,25 (0,71)
	0,29	0,84	0,73
Variavel Ciclo	0,00 (0,39)	-2,05 (8,18)	-0,12 (0,95)
	0,99	0,80	0,90
Salário	0,11 (0,23)	-0,24 (1,31)	0,38 (1,24)
	0,64	0,85	0,76
FTnb			
C			
Carteira	-0,22 (0,75)	-1,38 (5,13)	-0,93 (4,45)
	0,77	0,79	0,84
Raça 1	1,99 (2,37)	12,22 (72,00)	4,19 (11,05)
	0,40	0,87	0,70
Raça 2	-1,35 (8,47)	19,50 (32,86)	2,25 (15,89)
	0,87	0,55	0,89
Raça 3	OM	OM	OM
Gênero	2,84	-16,51	5,15

	(4,37)	(74,87)	(20,84)
	0,52	0,83	0,81
Tempo 1	0,00	-0,02	-0,01
	(0,00)	(0,09)	(0,02)
	0,26	0,83	0,67
Tempo 2	0,00	-0,01	0,00
	(0,00)	(0,05)	(0,01)
	0,61	0,89	0,66
Tempo 3	0,00	0,01	0,00
	(0,00)	(0,05)	(0,00)
	0,50	0,87	0,76
Tempo 4	0,00	0,00	0,00
	(0,00)	(0,02)	(0,00)
	0,27	0,88	0,66
Tempo 5	0,00	0,00	0,00
	(0,00)	(0,00)	(0,00)
	0,87	0,87	0,99
Tempo 6	0,00	0,00	0,00
	(0,00)	(0,00)	(0,00)
	0,88	0,69	0,58
RM1	5,42	20,47	13,31
	(5,34)	(117,37)	(33,24)
	0,31	0,86	0,69
RM2	6,38	14,15	20,89
	(6,26)	(91,13)	(54,82)
	0,31	0,88	0,70
RM3	2,93	53,85	6,95
	(2,96)	(305,36)	(14,01)
	0,32	0,86	0,62
RM4	3,67	62,90	17,74
	(4,83)	(356,98)	(44,14)
	0,45	0,86	0,69
RM5	3,33	51,39	13,49
	(2,94)	(281,71)	(31,43)
	0,26	0,86	0,67
RM6	OM	OM	OM
Constante	-6,12	-26,19	-18,05
	(7,33)	(176,43)	(51,71)
	0,40	0,88	0,73
N	176.757	176.757	176.757

N_ grupo	58.919	58.919	58.919
		Prob > z	
<b>Teste Arellano - Bond</b>			
Teste Arellano Bond AR(1)	0,46	0,69	0,79
Teste Arellano Bond AR(2)	-	-	-
		Prob > z	
<b>Teste para validar os instrumentos</b>			
Teste de Sargan	0,00	0,26	0,30
Teste de Hansen	0,01	0,96	0,72
Teste da Diferença Sargan - Hansen	-	-	-

Fonte: Construído pela autora com base na PME

Legenda:

Variável de ciclo: variável considerada como a que mensura o ciclo econômico, respectivamente em cada modelo; Salário: salário-mínimo real de acordo com as especificações de cada modelo; C: percentual de trabalhadores empregados no setor formal que recebem ao menos o salário-mínimo; Ftnb: proporção da força de trabalho não branca; Carteira: variável *dummy*, sendo indivíduos desempregados que trabalhavam no setor formal igual a “um” e no setor informal “zero”.; Raça 1: indivíduos da cor branca; Raça 2: indivíduos da cor parda e amarela; Raça 3: indivíduos de cor negra; Gênero: *dummy* para sexo, sendo igual a “um” se homem e “zero” se mulher; RM1: Recife; RM2: Salvador; RM3: Belo Horizonte; RM4: Rio de Janeiro; RM5: São Paulo; RM6: Porto Alegre; Tempo 1, tempo 2, tempo 3, tempo 4, tempo 5, tempo 6: tendência temporal quadrática; OM: indica que a variável foi omitida na estimação; \*: nível de significância é inferior a 10% ; \*\*: nível de significância é inferior a 5% ; \*\*\*: nível de significância é inferior a 1% ; Na primeira linha, para cada variável, está o coeficiente, a segunda linha representa a o desvio-padrão, e a terceira linha é o *p-valor*.

Uma vez identificadas as variáveis relevantes para o caso brasileiro e o efeito das mesmas na taxa de desemprego juvenil e em sua dinâmica, torna-se necessário verificar como que a estimação dos modelos trouxe compreensão a respeito do desemprego juvenil no Brasil, uma vez que se considerou como objetivo testar as seguintes hipóteses: i) relação entre salário e ciclos econômicos no desemprego juvenil brasileiro a partir de 2003; ii) salário e ciclos econômicos impactam o desemprego juvenil brasileiro, mesmo controlando por variáveis socioeconômicas tais como: cor da pele, gênero e duas subcategorias do grupo juvenil (“adolescente” e “jovem-adulto”). No tocante aos ciclos econômicos, este demonstrou um impacto de maior magnitude sobre o desemprego juvenil que o do salário, tanto em caráter linear como dinâmico, havendo distinções quanto à forma de especificá-lo.

Os resultados apresentados através das estimações pelo método dados em painel linear demonstraram que, para o modelo de Moore (1971), a variável ciclo econômico apresenta impacto no desemprego juvenil, havendo concordância a respeito deste impacto quanto ao seu efeito. Ou seja, uma elevação na variável ciclo econômico pode ocasionar em uma elevação na taxa de desemprego juvenil e respectivas subcategorias. Tendo em vista a especificação da forma funcional de Brown, Gilroy e Kohen (1981), adotada por Moore (1971), Lovell (1972), Lovell (1973) e Andie (1981), nota-se que o modelo cuja especificação melhor representa a realidade brasileira é o de Moore (1971). A razão concerne na análise do impacto da variável de ciclo e dos salários não só no nível da taxa de desemprego juvenil, como também em seu caráter dinâmico. Ou seja, a variável taxa de desemprego acima de 25 anos acaba por captar efeitos que ocorreram no mercado de trabalho durante a implementação do Plano Real, ou seja, elevação da taxa de desemprego, principalmente a juvenil, e deterioração das condições do mercado de trabalho. Considerar dada análise no caso brasileiro é de suma relevância, pois mostra que as deteriorações ocorridas no mercado de trabalho apresentaram efeitos na geração que durante o início do Plano Real era jovem e hoje é adulta. Isso significa que a compreensão a respeito das condições do mercado de trabalho afeta o desemprego juvenil em gerações e está em linhas com os resultados apresentados por Mroz e Savage (2006): o desemprego apresenta impactos no longo prazo. A especificação da variável de ciclo dos modelos de Lovell (1972) e Lovell (1973) não considera este impacto de longo prazo que ocorreu na economia brasileira na geração que atualmente se apresenta acima de 25 anos de idade.

No tocante ao salário, nota-se que o seu impacto é inferior ao impacto dos ciclos econômicos para o grupo juvenil e subcategorias. Contudo, a presente pesquisa chama a atenção para o seu impacto na categoria “adolescente”, uma vez que um aumento do salário-mínimo impacta de forma positiva a taxa de desemprego da respectiva categoria, isto é, uma elevação do salário-mínimo induziria a uma redução na taxa de desemprego dos “adolescentes”. Este resultado fornece indícios de que, para a subcategoria “adolescentes”, pode ocorrer um nível de demanda por trabalho superior à oferta, enquanto que para o “jovem-adulto” a situação demonstra-se contrária. Há preocupações no tocante a esta questão, pois se o excesso de demanda por trabalho dos “adolescentes” for superior ao excesso de oferta de trabalho do “jovem-adulto”, os esforços governamentais feitos para aumentar o grau de escolaridade da população jovem podem não ser devidamente valorizados no mercado de trabalho atualmente, uma vez que o “jovem-adulto” apresenta

maior grau de escolaridade. Sendo assim, esta premissa gera preocupações, uma vez que induz ao questionamento de que muitos “adolescentes” podem ter se inserido no mercado informal, gerando preocupações, visto que este resultado pode gerar mais pobreza futuramente, conforme já destacado em OIT (2009).

Em última instância, a revisão literária apresentou o estudo de Campus (2013), onde foi apontado que o jovem estaria em condição mais vulnerável em momento de recessão econômica e que acaba adentrando no mercado de trabalho devido a uma redução na renda familiar. No intuito de averiguar se isto ocorria, o presente estudo verificou a renda do chefe da família e observou que não há uma concordância do movimento da taxa de desemprego e da variação da renda do chefe de família de 2002 até 2011. O objetivo em verificar esse fato tem por base o fato de que dada interpretação a respeito da condição do jovem poderia modificar a interpretação da abordagem do presente estudo, no entanto dado fato não se conferiu (*vide* tabela 11 a 14 em anexo).

Por fim, o presente estudo pôde verificar que, sob todos os modelos, a variável “ciclos econômicos” é estatisticamente relevante, a elevação da mesma apresenta caráter significativo sob o desemprego juvenil, contudo difere em seu impacto quando se considera o grupo juvenil nas categorias “adolescentes” e “jovem adulto”. Ademais, os resultados no que tange a variável salário apresentou relevância na taxa de desemprego juvenil, ocorrendo distinções entre as subcategorias. No entanto, é relevante mencionar que o impacto do salário-mínimo real na subcategoria “adolescentes” e “jovem-adulto” está muito próximo do apresentado na literatura internacional considerada, pois não houve discordância no sinal do impacto do aumento do salário-mínimo (em 10%) na taxa de desemprego da respectiva subcategoria.

## **CONSIDERAÇÕES FINAIS**

A compreensão do desemprego juvenil, no Brasil, pode ir além da verificação das elevadas taxas apresentadas na década de 1990 e da tendência de redução da mesma de 2003 a 2011. Para entender o tema, se faz necessário: 1) analisar características sociais e demográficas em que o jovem está inserido; 2) abranger aspectos capazes de retratar a estrutura de mercado em que o jovem se encontra imerso; 3) ter em vista que flutuações econômicas podem afetar a empregabilidade dos jovens e até mesmo o desemprego; 4) analisar se o salário-mínimo apresenta efeito sobre a taxa de desemprego, uma vez que

muitos jovens acabam se inserindo no mercado de trabalho através da informalidade, especialmente em épocas de recessão.

A relevância do tema internacional vai além das reconsiderações e estudos feitos a partir da crise que se iniciou em 2008, uma vez que o jovem atual é um indivíduo que arcará com o ônus da elevada dívida pública em relação ao PIB dos países. Logo, estes jovens que passam pela condição de desemprego no período de recessão serão os mesmos que apresentarão seus rendimentos impactados negativamente no futuro, devido à condição de desocupação na época da recessão. Considerando dado cenário, o Brasil demonstrou comportamento oposto ao das economias desenvolvidas a partir de 2003 e que se manteve, independentemente da crise atual, a queda da taxa de desemprego juvenil. Entretanto, mediante os resultados da presente pesquisa, a simples queda da taxa de desocupação juvenil não é suficiente para afirmar que este jovem se encontra “protegido” do cenário de flutuações econômicas. Pelo contrário, é exatamente esta flutuação, representada pelas variáveis de ciclo, que podem torná-los mais vulneráveis, principalmente quando a estrutura do mercado de trabalho já foi marcada pela informalidade (caso do Brasil na década de 1990) e ainda a apresenta em algum grau.

Todavia o presente estudo pode identificar dois aspectos relevantes e que concernem preocupações para o desenvolvimento de pesquisas futuras. A primeira versa sobre analisar se o elevado percentual do desemprego juvenil ocorrido na década de 1990, hoje indivíduos adultos, pode estar influenciando a taxa de desemprego juvenil via apenas taxa de desocupação juvenil corrente ou se esta elevada taxa apresentou impactos negativos nos rendimentos reais correntes destes indivíduos que hoje são adultos, de forma a impactar também nos rendimentos reais dos jovens atuais, dado que eles demonstraram-se sensíveis ao salário-mínimo tanto no nível quanto em caráter dinâmico. O segundo versa sobre a categoria *teens*. É necessário cuidado, pois a presente pesquisa demonstrou que tratar a categoria “adolescentes” e o “jovem-adulto” quanto ao ciclo econômico e ao salário-mínimo é diferente.

A presente pesquisa mostrou que os “adolescentes” são muito vulneráveis a aumentos salariais e podem incorrer em uma entrada no mercado de trabalho por meio da informalidade em períodos de recessão. Logo, seria necessário averiguar se esta vulnerabilidade, ante aos ciclos econômicos e ao salário, por parte dos “adolescentes”, é concomitante à elevação da informalidade para esta categoria. Dado apontamento se faz relevante para futuras pesquisas e desenvolvimento de políticas públicas, pois o tratamento

desta categoria ante as flutuações demonstra-se vulnerável, podendo se tornar acentuado por ser uma categoria que apresenta habilidades e formação educacional ainda em constituição. Ademais, é notório observar que os resultados apresentados para os “adolescentes”, no tocante às flutuações e ao salário-mínimo, corroboram com os resultados apontados pela literatura internacional, independentemente da forma funcional adotada.

## ANEXO

**Tabela 11: Rendimento médio nominal do principal responsável considerando as quatro entrevistas iniciais da PME para as regiões metropolitanas brasileiras no período 2003 – 2011**

<b>Principal responsável</b>					
<b>Ano</b>	<b>Variável</b>	<b>Número de observação</b>	<b>Média</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
2003	Rendimento médio nominal	1.777	470,90 (458,88)	20,00	10.000,00
2004	Rendimento médio nominal	1.950	501,60 (408,41)	30,00	4.000,00
2005	Rendimento médio nominal	2.114	525,05 (489,10)	20,00	10.000,00
2006	Rendimento médio nominal	2.115	605,78 (488,46)	20,00	5.000,00
2007	Rendimento médio nominal	1.922	594,66 (378,71)	40,00	4.000,00
2008	Rendimento médio nominal	2.233	687,64 (624,83)	30,00	15.000,00
2009	Rendimento médio nominal	2.153	815,87 (816,88)	18,00	16.000,00
2010	Rendimento médio nominal	1.906	796,30 (472,32)	40,00	8.000,00
2011	Rendimento médio nominal	1.787	975,37 (1038,57)	50,00	15.000,00

Fonte: Construído pela autora com base na PME

Legenda:

O desvio padrão de cada variável se encontra entre parênteses, abaixo da média.

**Tabela 12: Rendimento médio real do principal responsável considerando as quatro entrevistas iniciais da PME para as regiões metropolitanas brasileiras no período 2003 – 2011**

<b>Principal responsável</b>					
<b>Ano</b>	<b>Variável</b>	<b>Número de observação</b>	<b>Média</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
2003	Rendimento médio real	1.777	468,37 (456,42)	19,89	9.946,29
2004	Rendimento médio real	1.950	497,32 (404,93)	29,74	3.965,89
2005	Rendimento médio real	2.114	522,95 (487,15)	19,92	9.960,16
2006	Rendimento médio real	2.115	602,05 (485,45)	19,88	4.969,19
2007	Rendimento médio real	1.922	588,94 (375,08)	39,62	3.961,57
2008	Rendimento médio real	2.233	685,65 (623,03)	29,91	14.956,63
2009	Rendimento médio real	2.153	813,91 (814,92)	17,96	15.961,69
2010	Rendimento médio real	1.906	791,55 (469,51)	39,76	7.952,29
2011	Rendimento médio real	1.787	970,42 (1033,30)	49,75	14.923,89

Fonte: Construído pela autora com base na PME

Legenda:

O desvio padrão de cada variável se encontra entre parênteses, abaixo da média.

**Tabela 13: Taxa de desemprego dos jovens brasileiros, separados por subcategoria, considerando as quatro entrevistas iniciais da PME para as regiões metropolitanas brasileiras no período 2003 – 2011**

<b>Taxa de Desemprego média por categoria</b>					
<b>Ano</b>	<b>Taxa de desemprego</b>	<b>Número de observação</b>	<b>Média</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
2003	15 - 24 anos de idade	24.075	18,41% (38,76)%	0,00	1,00
2004	15 - 24 anos de idade	25.120	17,07% (37,63)%	0,00	1,00
2005	15 - 24 anos de idade	27.503	16,66% (37,26)%	0,00	1,00
2006	15 - 24 anos de idade	27.520	16,11% (36,76)%	0,00	1,00
2007	15 - 24 anos de idade	28.628	15,78% (36,46)%	0,00	1,00
2008	15 - 24 anos de idade	27.520	12,90% (33,52)%	0,00	1,00
2009	15 - 24 anos de idade	25.828	13,59% (34,27)%	0,00	1,00
2010	15 - 24 anos de idade	24.856	11,72% (32,17)%	0,00	1,00
2011	15 - 24 anos de idade	23.996	10,13% (30,17)%	0,00	1,00
2003	15 - 19 anos de idade	24.075	4,64% (21,03)%	0,00	1,00
2004	15 - 19 anos de idade	25.120	4,55% (20,84)%	0,00	1,00
2005	15 - 19 anos de idade	27.503	4,74% (21,24)%	0,00	1,00
2006	15 - 19 anos de idade	27.520	4,77% (21,31)%	0,00	1,00
2007	15 - 19 anos de idade	28.628	4,38% (20,47)%	0,00	1,00
2008	15 - 19 anos de idade	27.520	3,51% (18,41)%	0,00	1,00
2009	15 - 19 anos de idade	25.828	3,85% (19,24)%	0,00	1,00
2010	15 - 19 anos de idade	24.856	3,17% (17,53)%	0,00	1,00
2011	15 - 19 anos de idade	23.996	2,95%	0,00	1,00

2003	20 - 24 anos de idade	24.075	(16,92)% 13,77%	0,00	1,00
2004	20 - 24 anos de idade	25.120	(34,46)% 12,52%	0,00	1,00
2005	20 - 24 anos de idade	27.503	(33,10)% 11,92%	0,00	1,00
2006	20 - 24 anos de idade	27.520	(32,41)% 11,34%	0,00	1,00
2007	20 - 24 anos de idade	28.628	(31,71)% 11,40%	0,00	1,00
2008	20 - 24 anos de idade	27.520	(31,78)% 9,39%	0,00	1,00
2009	20 - 24 anos de idade	25.828	(29,17)% 9,74%	0,00	1,00
2010	20 - 24 anos de idade	24.856	(29,65)% 8,55%	0,00	1,00
2011	20 - 24 anos de idade	23.996	(27,96)% 7,18%	0,00	1,00
			(25,82)%		

---

Fonte: Construído pela autora com base na PME

Legenda:

O desvio padrão de cada variável se encontra entre parênteses, abaixo da média.

**Tabela 14: Grau de escolaridade médio dos jovens brasileiros considerando as quatro entrevistas iniciais da PME para as regiões metropolitanas brasileiras no período 2003 – 2011**

<b>Grau de escolaridade</b>					
<b>Ano</b>	<b>Escolaridade</b>	<b>Número de observação</b>	<b>Média</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
2003	Anos de estudo	24.075	8,98 (2,89)	0,00	16,00
2004	Anos de estudo	25.120	9,19 (2,81)	0,00	16,00
2005	Anos de estudo	27.503	9,36 (2,69)	0,00	16,00
2006	Anos de estudo	27.520	9,47 (2,64)	0,00	16,00
2007	Anos de estudo	28.628	9,60 (2,52)	0,00	16,00
2008	Anos de estudo	27.518	9,69 (2,48)	0,00	16,00
2009	Anos de estudo	25.827	9,85 (2,38)	0,00	16,00
2010	Anos de estudo	24.856	9,85 (2,44)	0,00	16,00
2011	Anos de estudo	23.996	9,90 (2,38)	0,00	16,00
2003	Anos de estudo	24.075	8,98 (2,89)	0,00	16,00
2004	Anos de estudo	25.120	9,19 (2,81)	0,00	16,00
2005	Anos de estudo	27.503	9,36 (2,69)	0,00	16,00
2006	Anos de estudo	27.520	9,47 (2,64)	0,00	16,00
2007	Anos de estudo	28.628	9,60 (2,52)	0,00	16,00
2008	Anos de estudo	27.518	9,69 (2,48)	0,00	16,00
2009	Anos de estudo	25.827	9,85 (2,38)	0,00	16,00
2010	Anos de estudo	24.856	9,85	0,00	16,00

			(2,44)		
2011	Anos de estudo	23.996	9,90	0,00	16,00
			(2,38)		
2003	Anos de estudo	24.075	8,98	0,00	16,00
			(2,89)		
2004	Anos de estudo	25.120	9,19	0,00	16,00
			(2,81)		
2005	Anos de estudo	27.503	9,36	0,00	16,00
			(2,69)		
2006	Anos de estudo	27.520	9,47	0,00	16,00
			(2,64)		
2007	Anos de estudo	28.628	9,60	0,00	16,00
			(2,52)		
2008	Anos de estudo	27.518	9,69	0,00	16,00
			(2,48)		
2009	Anos de estudo	25.827	9,85	0,00	16,00
			(2,38)		
2010	Anos de estudo	24.856	9,85	0,00	16,00
			(2,44)		
2011	Anos de estudo	23.996	9,90	0,00	16,00
			(2,38)		

---

Fonte: Construído pela autora com base na PME

Legenda:

O desvio padrão de cada variável se encontra entre parênteses, abaixo da média.

## REFERÊNCIAS

- ANDIE, Douglas K. Ten-age unemployment and federal minimum wage, **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 81, n. 2, pp: 435 -441, April 1973.
- ARULAMPALAM. Is unemployment really scarring? Effects of unemployment experiences on Wages, **Economic Journal**, Oxford, v.111, n.111, pp: F585-F606, November 2000.
- BARBOSA FILHO, F; PESSOA, S.A. Pessoal Ocupado, Horas Trabalhadas, Jornada de Trabalho e Produtividade no Brasil. **VI Encontro CNAE – EPGE de Políticas Públicas e Crescimento Econômico**. Fortaleza, Sessão 2, n.15, junho/ 2013. Disponível em: <http://www.caen.ufc.br/attachments/article/93/Pessoal%20Ocupado,%20Horas%20Trabalhadas,%20Jornada%20de%20Trabalho%20e%20Produtividade%20no%20Brasil.pdf> Acesso em: 18 de novembro de 2012.
- BASTOS, Raul Luís Assumpção. Crescimento populacional, ocupação e desemprego dos jovens: a experiência recente da Região Metropolitana de Porto Alegre. **Revista Brasileira de Estudos da População**. São Paulo, v.23, n.2, p. 301-315, jul./dez. 2006.
- BAUM, Christopher. **An introduction to Modern Econometrics Using Stata**. 1 ed. Stata Press, 2006. 33p.
- BAUM, C.; HERIOTT, M. E. S.; STILLMAN, S. An Instrumental variables and GMM: Estimation and Testing, **Stata Journal**, Texas, v. 3, n.1, 32p. Disponível em: <<http://www.stata.com/meeting/2nasug/wp545.pdf>>. Acesso em: 16 de janeiro de 2012.
- BECKER e HILLS. Teenage Unemployment: Some Evidence of the Long-Run Effects, **Journal of Human Resources**, Madison, v.15, n.3, p. 354 – 372, Summer 1980.
- BEE, D. & BLANCHFLOWER, D. Youth Unemployment: Déjà Vu?, **IZA, Discussion Paper Series**, Bonn, n. 4705, p. 2 – 56, January 2010.
- BLANCHFLOWER, D.; G. e FREEMAN, R. B. In: Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries. **The Declining Economic Status of Young Workers in OECD Countries**. Chicago, 2000. p. 19-56.
- BROWN; GILROY e KOHEN. Time- Series Evidence of The Effect of Minimum Wage in Employment and Unemployment. **National Bureau of Economic Research**. Cambridge, n. 790, pp. 2 – 41. October 1981.
- BROWN; GILROY e KOHEN. The Effect of Minimum Wage in Employment and Unemployment. **Jornal of Economic Literature**, vol. 20 , pp. 487 – 528. June 1982.
- CAMARANO, A. A. et al. A transição para a vida adulta: novos ou velhos desafios?, **Mercado de Trabalho: conjuntura e análise**, Rio de Janeiro, n. 21, p. 54 -66, fev. 2003.
- CAMERON, A. e TRIVEDI, P. **Microeconometrics Using Stata**. 2 ed. Stata Press, 2010. 691p.

CAMPUS, Anderson. (2013). **Towards a State Policy to Combat Youth Unemployment and the precarious labor market in Brazil**, Friedrich Eberto Stifitung, Berlim, p. 2 – 11, fev. 2013. Disponível em: <<http://library.fes.de/pdf-files/iez/09699.pdf>>. Acesso em: 02 de abril de 2013.

CASTRO, J. A. e AQUINO, L. Juventude e Políticas Sociais no Brasil. **Texto para Discussão**, IPEA, Rio de Janeiro, Texto para Discussão, n. 1335, 2008.

CENTER OF GLOBAL DEVELOPMENT. **How to do a xtabond2?** Washington DC. 2006. Disponível em: <[http://www.cgdev.org/files/11619\\_file\\_HowtoDoxtabond6\\_12\\_1\\_06.pdf](http://www.cgdev.org/files/11619_file_HowtoDoxtabond6_12_1_06.pdf)>. Acesso em: 03 de janeiro de 2013.

CLARK e SUMMERS. The Dynamics of Youth Unemployment. **National Bureau of Economic Research**, Cambridge, n. 274, pp. 2 – 61. August 1978.

CORROCHAMO, M. C.; FERREIRA, M. I. C.; FREITAS, M. V. & SOUZA, R. Jovens e trabalho no Brasil: desigualdades e desafios para as políticas públicas. **Ação Educativa**, BDAE, São Paulo, 2008. Disponível em: <[http://bdade.org.br/dspace/bitstream/123456789/2301/1/Jovens\\_trabalho\\_Brasil.pdf](http://bdade.org.br/dspace/bitstream/123456789/2301/1/Jovens_trabalho_Brasil.pdf)> Acesso em: 02 de maio de 2013.

DIEESE-CUT. **Mercado de trabalho e o desafio da organização sindical**. São Paulo, 2011 (mimeo).

DURYEA, S.; LAM, D. E Levison. D. Effects of Economic Shockson Children's Employment and Schooling in Brazil, **Journal of Development Economics**, vol. 84 (1), pp. 188 – 214. September 2007.

FLORI, Priscila Matias. (2003). **Desemprego de jovens: um estudo sobre a dinâmica do mercado de trabalho juvenil brasileiro**. 77 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Departamento de Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003.

FREEMAN e WISE. In: The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes and Consequences. **The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes and Consequences**. Cambridge, 1982. p. 1-16.

GASPARINI, Leonardo. A Guide to the SEDLAC: Socioeconomic Database for Latin America and the Caribbean, **CEDLAS and The World Bank**, 2011. Disponível em: <<http://sedlac.econo.unlp.edu.ar/esp/metodologia.php>>. Acesso em: 12 de dezembro de 2012.

GREGORY, M. e JUKES, R. (2001). Unemployment and subsequent earnings: Estimating Scarring among British men 1984 – 1994, **The Economic Journal**, vol. 111, n.475, p.F607 - F625.

INTERNATIONAL LABOR OFFICE. **Global Employment Trends for Youth**. Suíça, 2008. Disponível em: <[http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed\\_emp/---emp\\_elm/---trends/documents/publication/wcms\\_112573.pdf](http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed_emp/---emp_elm/---trends/documents/publication/wcms_112573.pdf)>. Acesso em 02 de maio de 2012.

INTERNATIONAL LABOR OFFICE. **Global Employment Trends for Youth**. Suíça, 2010, v.1. Disponível em: <[http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/@ed\\_emp/@emp\\_elm/@trends/documents/publication/wcms\\_143349.pdf](http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/@ed_emp/@emp_elm/@trends/documents/publication/wcms_143349.pdf)>. Acesso em 04 de maio 2012.

INTERNATIONAL LABOR OFFICE. **Short-term Labour Market Outlook and Key Challenges on G20 countries**. Suíça, 2012(a). Disponível em: <[http://www.ilo.org/global/about-the-ilo/how-the-ilo-works/multilateral-system/g20/WCMS\\_180912/lang--en/index.htm](http://www.ilo.org/global/about-the-ilo/how-the-ilo-works/multilateral-system/g20/WCMS_180912/lang--en/index.htm)>. Acesso em 04 de janeiro de 2013.

INTERNATIONAL LABOR OFFICE. **Global Employment Trends for Youth**. Suíça, 2012(b). Disponível em: <[http://www.ilo.org/global/research/global-reports/globalemployment-trends/youth/2012/WCMS\\_180976/lang--en/index.htm](http://www.ilo.org/global/research/global-reports/globalemployment-trends/youth/2012/WCMS_180976/lang--en/index.htm)>. Acesso em 05 de janeiro de 2013.

INTERNATIONAL LABOR OFFICE. **Global Employment Outlook**. Suíça, 2012(c). Disponível em: <[http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---comm/documents/publication/wcms\\_188810.pdf](http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---comm/documents/publication/wcms_188810.pdf)>. Acesso em 06 de janeiro de 2013.

INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION. The Youth Unemployment Network. Indicator 2. Disponível em: <<http://www.ilo.org/public/english/employment/yen/whatwedo/projects/indicators/2.htm>>. Acesso em: 08 de maio 2012.

INSTITUTE FOR FUTURES STUDIES. **Has the youth labour market deteriorated in recent decades? Evidence from developed countries**. Suécia, 2007. Disponível em: <<http://www.iffs.se/eng/publikation/working-paper-2007-no-5/>>. Acesso em: 24 de maio de 2013.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Econometric Methods**. 4 ed. McGraw-Hill Book Co., 1997. 531p.

KAITZ, Hyman. In: Youth Unemployment and Minimum Wages. **Experience of the Past: The National Minimum**. US Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, 1970, Bulletin 1657.

LEIGHTON, L. e MINCER, J. Labor Turnover and Youth Unemployment. **National Bureau of Economic Research**, Cambridge, n. 378, pp. 2 – 58. August 1979.

LOVELL, Michael. The Minimum Wage Reconsidered. **Economic Inquiry**. Fountain Valley, v. 11, n. 4, p. 529 – 537. December 1973.

LOVELL, Michael. The Minimum Wage, Teenage Unemployment, and the Business Cycle **Western Economic Journal**. Middletown, v. 10, n. 4, p. 414 – 427. December 1972.

MENEZES-FILHO, N. & PICCHETTI, P. Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo, **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, vol. 30, n. 1, p. 23-48, 2000.

MOORE, Thomas Gale. The Effect of Minimum Wages on Teenage Unemployment, **Journal of Political Economy**, University of Chicago Press, v. 79(4), p. 897 – 902, July – August 1971.

MROZ e SAVAGE. The Long-Term Effect of Youth Unemployment, **Journal of Human Resources**, Madison, v.41, n.2, p. 259–293, Spring. 2006.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. **Desemprego juvenil no Brasil: em busca de soluções à luz de algumas experiências internacionais**. Brasília, 2001. 92p.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. **Mercado de Trabajo Juvenil: Argentina, Brasil y Mexico**. Lima, 2005. 122p.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. **Panorama Laboral 2008 – AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE**. Lima, 2009, 132p. Disponível em: <<http://oit.org.pe/WDMS/bib/publ/panorama/panorama08.pdf>>. Acesso em: 15 de abril de 2013.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. **Trabalho Decente e Juventude no Brasil**. Brasília, 2009, 221p. Disponível em: <[http://www.oitbrasil.org.br/sites/default/files/topic/youth\\_employment/pub/trabalho\\_decente\\_juventude\\_brasil\\_252.pdf](http://www.oitbrasil.org.br/sites/default/files/topic/youth_employment/pub/trabalho_decente_juventude_brasil_252.pdf)>. Acesso em: 15 de abril de 2013.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. Oficina Regional de la OIT para América Latina y el Caribe. **Panorama Laboral**. Lima, 2011. 141p.

ORGANIZATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Employment in Europe Report**. Paris, 2000. Disponível em: <[http://ec.europa.eu/employment\\_social/eie/index\\_en.html](http://ec.europa.eu/employment_social/eie/index_en.html)>. Acesso em: 06 de junho de 2012.

ORGANIZATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Employment Outlook**, Capítulo1. Paris, 2008. 5p. Disponível em: <[http://www.oecd-ilibrary.org/employment/oecd-employment-outlook-2008/off-to-a-good-start-youth-labour-market-transitions-in-oecd-countries\\_empl\\_outlook-2008-3-en](http://www.oecd-ilibrary.org/employment/oecd-employment-outlook-2008/off-to-a-good-start-youth-labour-market-transitions-in-oecd-countries_empl_outlook-2008-3-en)>. Acesso em: 09 de setembro de 2012.

ORGANIZATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Rising Youth Unemployment During the crisis: how to prevent negative long-term consequences on a generation?** Paris, 2010. 34p.

ORGANIZATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Giving youth a better start**. Paris, 2011. 30p.

OVERSEAS DEVELOPMENT INSTITUTE. **The Impacts of the Economic Crisis on Youth - Review of Evidence**. UK, 2010. Disponível em: <[http://r4d.dfid.gov.uk/PDF/Outputs/Mis\\_SPC/60828\\_Youth-Evidence-Review-Final.pdf](http://r4d.dfid.gov.uk/PDF/Outputs/Mis_SPC/60828_Youth-Evidence-Review-Final.pdf)>. Acesso em 10 de maio de 2013.

POCHMAN, Márcio. O trabalho na crise econômica no Brasil: primeiros sinais. **Estudos Avançados, IEA – USP**, São Paulo, vol. 23, 2009.

REIS, M. C.; CAMARGO, J. M.. Desemprego dos jovens no Brasil: os efeitos da estabilização da inflação em um mercado de trabalho com escassez de informação. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, vol.61, n.4, pp. 493-518, out/ dez.2007.

RIBAS, R. P. e S. S. SOARES. Sobre o Painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE. **Texto para Discussão, IPEA**, Rio de Janeiro, n. 1348, 2008.

STEVENSON. In: The Lingering Crisis of Youth Unemployment. **The Relationship between Early Work Experience and Future Employability**. Michigan, 1978, p. 93 115.

UNITED NATIONS NON-GOVERNAMENTAL LIASION SERVICE. **Anuário [1]**. New York, 2011. 27p. Disponível em: <[https://www.un.org/wcm/content/site/climatechange/pages/gsp/media/SG\\_in\\_Davos](https://www.un.org/wcm/content/site/climatechange/pages/gsp/media/SG_in_Davos)>. Acesso em: 18 de janeiro de 2012.

UNITED NATIONS. **FIFTIETH SESSION OF THE COMISSION FOR SOCIAL DEVELOPMENT**. New York, 2011. Disponível em: <<http://social.un.org/index/Poverty/WhatsNew/tabid/1347/news/240/Default.aspx>>. Acesso em: 02 de junho de 2012.

U.S. DEPARTMENTOF LABORBUREAU OF STATISTICS. **YOUTH UNEMPLOYMENT AND MINIMUM WAGES**. United Sates, 1970. 1657p.

VIOLLAZ M.; CRUCES G. E HAM A. Scarring effects of youth unemployment and informality Evidence from Brazil. In: IZA/World Bank Conference: Employment and Development, n.7, 2012, New Delhi. **Proceedings [S.I.]**. Disponível em: <[http://www.iza.org/conference\\_files/worldb2012/viewProgram?conf\\_id=2248](http://www.iza.org/conference_files/worldb2012/viewProgram?conf_id=2248)>. Acesso em: 12 de dezembro de 2012.

WORLD BANK. **Household Responses to Labor-Market Shocks in Brazil, 1982–99**. Washington DC, 2000(a). 21p.

WORLD BANK. **Macroeconomic shocks and Microeconomic instability: An epic analysis of boom and recession to Labor-Market Shocks in Brazil**. Washington DC, 2000(b). 18p.

WORLD BANK. **How are Youth Faring in the Labor Market? Evidence from Around the World**. Washington DC, 2006. 31p.

WORLD BANK. **Is the window of opportunity closing for Brazilian Youth? Labor Market Trends, and Business Cycles Effects**. Washington DC, 2008. 49p.

ZYLBERSTAJN, Hélio; SOUZA, Amaury. *Structural adjustment and the labor market in Brazil*. **Estudos Avançados (USP)**. São Paulo, vol. 32, pp. 135-150, 1994.