

**UNIVERSIDADE FEDERAL FLUMINENSE
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

PAULO HENRIQUE RIBEIRO PERUCHETTI

**IMPACTOS DO SALÁRIO MÍNIMO NO MERCADO DE TRABALHO DO
BRASIL:
O CASO DOS JOVENS**

**NITERÓI
2015**

PAULO HENRIQUE RIBEIRO PERUCHETTI

**IMPACTOS DO SALÁRIO MÍNIMO NO MERCADO DE TRABALHO DO
BRASIL:
O CASO DOS JOVENS**

Monografia apresentada à coordenação do curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal Fluminense como requisito final para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Danielle Carusi Machado

**NITERÓI
2015**

UNIVERSIDADE FEDERAL FLUMINENSE
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

PAULO HENRIQUE RIBEIRO PERUCHETTI

IMPACTOS DO SALÁRIO MÍNIMO NO MERCADO DE TRABALHO DO
BRASIL:
O CASO DOS JOVENS

Monografia apresentada à coordenação do curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal Fluminense como requisito final para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Aprovada em: _____ / _____ / 2015

Banca Examinadora

Prof. Danielle Carusi Machado - UFF
(Orientador)

Prof. Carlos Henrique Leite Corseuil - IPEA

Agradecimentos

Dedico este trabalho aos meus pais, José e Cristina, que, com muito amor e carinho, sempre estiveram orando para que este trabalho pudesse ser concluído com sucesso. Tudo o que sou e o que tenho devo a estas duas maravilhosas pessoas.

Agradeço, em primeiro lugar, a Deus que me deu sabedoria para conduzir todo este trabalho.

À minha amada esposa Daiane pela compreensão, orações e apoio incondicional durante estes quase três anos de casados.

À minha avó Barbara que é um exemplo de perseverança e a quem admiro muito

Aos amigos do trabalho, Marcel, Juliana, Mayara, Bernardo e Luisa, pelos conselhos e tentativas de me acalmar durante momentos difíceis.

Aos amigos da Faculdade Carlos, Diego, Lilian, Renan e Renato. Sem eles a jornada até aqui teria sido muito difícil.

Aos professores Fernando Veloso, Rodrigo Leandro de Moura e Fernando de Holanda Barbosa Filho, do IBRE, pelos comentários e ajudas com a programação feitas no Stata.

À minha orientadora Danielle pela ajuda e principalmente críticas construtivas. Ela certamente é um exemplo de profissional e em que me espelho muito.

Resumo

Este trabalho tem como objetivo estimar o impacto da política de valorização do salário mínimo ocorrida no período de 2003 a 2014, nas transições do mercado de trabalho para os trabalhadores mais jovens. Iremos focar nas transições do emprego para o desemprego e inatividade e da formalidade para a informalidade. Para tal, construímos um painel de trabalhadores com a Pesquisa Mensal do Emprego do IBGE, para os anos de 2003 a 2014, e estimamos o impacto utilizando o método de Diferenças em Diferenças. Dentre os principais resultados, pode-se destacar o fato de que no Brasil os trabalhadores que recebem salário mínimo são: as mulheres, os não brancos, os mais jovens, os menos escolarizados e os informais, incluindo os trabalhadores por conta própria. O modelo econométrico estimado, usando dados de 2003 a 2014, dá indícios de que a política de valorização do salário mínimo não afetou de forma significativa as transições dos trabalhadores no mercado de trabalho.

Palavra Chave: salário mínimo, transições ocupacionais, informalidade, desemprego, mercado de trabalho.

Abstract

The main purpose of this paper is to estimate the impact of the valorization of the minimum wage that occurred between 2003 and 2014 in the transition of young workers in the labor market. We are going to focus in the transitions to unemployment and inactivity and to informality. To do so, we will construct a panel with data from *Pesquisa Mensal do Emprego* made by IBGE and estimate the impact using a method known as Differences in Differences. The general result shows that in Brazil the workers that receive a minimum wage are: women, blacks, younger, low educated and informal including the self-employed. The estimated econometric model, using data from 2003 until 2014, shows that the valorization of the minimum wage didn't affect significantly the transition in the labor market.

Key Words: minimum wage, occupational transitions, informality, unemployment, labor market.

Sumário

1. Introdução	9
Capítulo 1: Jovens no Mercado de Trabalho e Evidências Empíricas do Impacto do Salário Mínimo.....	12
1.1. Revisão da Literatura acerca dos Jovens no Mercado de Trabalho.....	12
1.2. Evidências empíricas do Impacto do Salário mínimo no Mercado de Trabalho.....	15
Capítulo 2: Base de Dados e Metodologia	19
2.1. Base de Dados	19
2.2. Metodologia	20
2.3. O Método de Diferenças em Diferenças	22
Capítulo 3: Análise Descritiva dos Dados.....	25
3.1. Evolução Recente do Salário Mínimo.....	25
3.2. Perfil dos trabalhadores que recebem salário mínimo.....	26
3.2.1 Gênero	27
3.2.2. Cor ou Raça.....	27
3.2.3. Faixa Etária	28
3.2.4. Anos de Estudo.....	29
3.2.5. Condição da Ocupação.....	30
3.2.6. Região Metropolitana.....	30
3.3. Caracterização da mão de obra Jovem no Conjunto das Regiões Metropolitanas	31
3.3.1. Taxa de Desemprego e Taxa de Informalidade.....	31
3.3.2. Gênero	33
3.3.3. Cor ou Raça.....	34
3.3.4. Região Metropolitana.....	34
Capítulo 4: Análise Econométrica.....	36
4.1. Evolução do Grupo de Controle e Tratamento.....	37
4.1.1 Gênero	37
4.1.2 Cor ou Raça.....	37
4.1.3 Região Metropolitana.....	38
4.1.4 Escolaridade	39
4.2. Impacto sobre a Transição do Emprego para o Desemprego ou Inatividade	40
4.3. Impacto sobre a Transição da Formalidade para a Informalidade	43
4.4. Comparação entre Modelo de Probabilidade Linear e Probit	46

4.5. Causas para o Baixo Impacto do Salário Mínimo no Mercado de Trabalho.....	47
Considerações Finais.....	48
Bibliografia	50

1. Introdução

A discussão sobre os impactos socioeconômicos do salário mínimo tem ganhado força recentemente. Na literatura, autores como Foguel (1998) identificam dois efeitos característicos do salário mínimo, são eles: o efeito preço e o efeito farol. Enquanto que o primeiro efeito deve-se ao fato de o salário mínimo cumprir papel de preço do fator trabalho não qualificado do setor formal, o segundo efeito ocorre porque o salário mínimo desempenha o papel de indexador para vários outros preços da economia e do mercado de trabalho.

Isso significa que as variações no salário mínimo podem ter impactos em variáveis macroeconômicas, tais como taxa de inflação, déficit público e também em variáveis do mercado de trabalho, como salários de setores não cobertos pela legislação formal do salário mínimo, estrutura de emprego setorial, dentre outras.

No que diz respeito aos impactos de aumentos do salário mínimo no mercado de trabalho, os analistas tem encontrado resultados bastante controversos. Na literatura internacional é possível encontrar trabalhos de autores que concluem que o salário mínimo impacta negativamente no emprego (Neumark e Wascher, 1992), trabalhos que concluem que o salário mínimo não tem efeito sobre o emprego (Card, 1992) e até trabalhos em que os autores concluem que aumentos salariais possuem efeitos positivos sobre o emprego (Katz e Krueger, 1992; Card e Krueger, 1994).

No Brasil, alguns estudos preocupam-se com os impactos do salário mínimo no mercado de trabalho. Dentre eles, estão Foguel (1998), que analisa este impacto no período em que ocorreu uma forte convergência dos salários mínimos regionais no Brasil até meados da década de 80, e Soares (2004), que analisa o impacto dos movimentos do salário mínimo nas transições entre ocupações no mercado de trabalho brasileiro entre a década de 80 e 90.

Estas controvérsias são frutos de debates entre economistas chamados de marginalistas, que consideram o mercado de trabalho como sendo competitivo, e institucionalistas, que discordam desta ideia. (LEONARD 2000).

O modelo neoclássico prevê que os aumentos do salário mínimo geram uma redução no nível de emprego, aumento da informalidade e repasse deste aumento para os preços devido ao aumento dos custos de produção para os empregadores¹. Por este modelo, os empregadores contratariam mão-de-obra até o ponto em que o salário real se

¹ Brown, Gilroy e Kohen (1982).

igualasse a produtividade marginal do trabalho. No Brasil, alguns autores argumentam que os salários nos últimos anos tem crescido mais do que a produtividade², impactando negativamente no total de custos produtivos. Neste caso, há incentivos para que os empregadores demitam trabalhadores ou que contratem à margem da legislação. A redução de emprego e aumento da informalidade irá depender basicamente da elasticidade da demanda por trabalho.³

O debate no Brasil ocorre porque ao longo dos últimos anos houve uma forte valorização do salário mínimo em termos reais, quase 70% entre 2003 e 2014, e ainda sim o mercado de trabalho mostrou-se aquecido. No mesmo período, a taxa média de desemprego aberto, medida pela Pesquisa Mensal de Emprego (PME), passou de 12,3% para 4,8%. Ou seja, houve uma redução de 7,5 pontos percentuais de 2003 para 2014. Além disso, a taxa de informalidade passou de 33% para 19,5%. O funcionamento do mercado de trabalho parece ter melhorado, com menor incidência do desemprego e da informalidade.

Acontece que nem todos os trabalhadores recebem o equivalente ao salário mínimo. De um lado, nem todos podem ser afetados pela política de salário mínimo e, por outro lado, mesmos os que não estão sob a legislação do salário mínimo, podem igualmente ser afetados por ele. A literatura mostra que um percentual alto de trabalhadores jovens encontra-se na faixa de remuneração do salário mínimo. Iremos analisar este grupo, com idade entre 18 e 24 anos.

No período analisado, para este grupo etário específico, houve também redução da informalidade e do desemprego, contudo, as taxas de desemprego e a de informalidade permaneceram mais altas que as do total de trabalhadores. A primeira passou de 23% para 12% entre 2003 e 2014 e a segunda de 39,5% para 23% no mesmo período.

O objetivo central desta monografia é estimar o efeito da política de valorização do salário mínimo sobre a probabilidade de transição do emprego para o desemprego e inatividade e da formalidade para a informalidade. Para tal será utilizado o método conhecido na literatura que trata de avaliação de política econômica que é o de diferenças em diferenças. A amostra será restringida para capturar os efeitos sobre a

² Martinez e Braga (2012)

³ Quando não consideramos a estrutura de mercado concorrencial e trabalhamos com um monopólio (Stigler 1946), este resultado muda um pouco. Neste caso, se o valor do salário mínimo estiver entre o competitivo e o de monopólio, o resultado pode ser de aumento do emprego.

população jovem com idade entre 18 e 24 anos. Para tal serão explorados dados recentes da Pesquisa Mensal de Emprego.

O presente trabalho será dividido em cinco capítulos e cobrirá ao máximo todas as vertentes da literatura sobre mercado de trabalho e salário mínimo. Além desta breve introdução do assunto, haverá um segundo capítulo onde será apresentada uma revisão da literatura que trata dos jovens no mercado de trabalho e outra que trata dos efeitos do salário mínimo no emprego. O terceiro capítulo conterà uma breve análise descritiva através dos dados da PME, apresentando as características dos indivíduos que recebem salário mínimo e uma análise acerca dos jovens no Brasil. No quarto capítulo serão apresentados os resultados do modelo econométrico estimado. O último capítulo resumirá as principais conclusões.

Capítulo 1: Jovens no Mercado de Trabalho e Evidências Empíricas do Impacto do Salário Mínimo

Neste capítulo será apresentada uma breve revisão acerca da literatura que trata da presença dos jovens no mercado de trabalho, além de um resumo dos principais estudos que tratam dos impactos do salário mínimo no mercado de trabalho. Para tal serão apresentadas tanto evidências da literatura internacional como da literatura nacional.

1.1.Revisão da Literatura acerca dos Jovens no Mercado de Trabalho

A participação dos jovens no mercado de trabalho tem sido reduzida sistematicamente ao longo dos últimos anos ao passo que a participação dos mais velhos tem aumentado. Isto se reflete no fato de os jovens no Brasil, e em alguns outros países, estarem apresentando elevadas taxas de desemprego e informalidade, além de alta rotatividade.

Dados da Pesquisa Mensal do Emprego mostram que, entre 2002 e 2014, houve uma redução de 5,2 pontos percentuais na participação dos jovens de 18 a 24 anos no total da mão de obra e um aumento de quase 9 pontos percentuais na participação de pessoas com mais de 50 anos de idade.

Esta redução de participação não é uma particularidade do mercado de trabalho brasileiro. ILO (2013), por exemplo, estima uma taxa de desemprego global para os jovens que giram em torno de 12,3% e OCDE (2010) estima uma média para os países que a compõe de 18,5% para o ano de 2010. Esta alta taxa de desemprego entre os jovens também ocorre para grande parte dos países da Europa. Dados do EuroStat mostram que no ano de 2014, enquanto Grécia e Espanha, por exemplo, apresentaram taxas em torno de 50% , Itália e Croácia apresentaram taxas em torno de 40%. A taxa de desemprego média para jovens da Zona do Euro é de 23,7% e da União Europeia é de 22,2%.

Alguns autores relacionam, por exemplo, o aumento do desemprego ao aumento da desigualdade. Barros et al (1997) argumenta que a alta taxa de desemprego entre os jovens pode contribuir para o aumento da desigualdade de renda pessoal, mas pode

apresentar impacto menor na desigualdade de renda familiar. Isto ocorre porque os jovens tem baixa participação no orçamento familiar.

O grupo de jovens apresenta certa dificuldade em se inserir no mercado de trabalho, especialmente nos postos de trabalho que oferecem maior remuneração e maior estabilidade. Em parte, esta dificuldade de inserção no mercado de trabalho pode estar relacionada à baixa experiência e por vezes ao baixo nível de qualificação.

Freeman e Wise (1982) argumentam que a situação dos jovens no mercado de trabalho é extremamente sensível às flutuações econômicas, ao passo que quando a situação econômica é boa ou relativamente estável, o emprego deste grupo tende a se elevar e em períodos de recessão os jovens são, em geral, os primeiros a sair da força de trabalho. IMF (2014) corrobora esta ideia afirmando que o desemprego de jovens na Europa está fortemente ligado à atividade econômica. O relatório destaca que variações na taxa de crescimento explicam em média cerca de 50% das variações na taxa de desemprego dos jovens.

Tokman, Corrochano e Gouvêa (2003) identificam alguns dos determinantes do desemprego juvenil. Dentre os principais, os autores destacam além da situação econômica desfavorável, os desajustes entre aspirações e realidade no emprego, o baixo nível de qualificação (capital humano escasso) e rigidez no mercado de trabalho como altos custos de demissão e contratação. Estas causas foram corroboradas por Bastos (2006), que acrescentadas a estas, destaca ainda a baixa experiência profissional.

Para Flori(2003), outro importante fator que explica a alta taxa de desemprego entre os jovens é alta taxa de rotatividade deste grupo. Este elevado fluxo de entrada e saída das nos cargos ocorre porque a duração média em cada uma das categorias ocupacionais é pequena. Sendo assim a autora destaca que o grande problema não é arrumar emprego e sim se manter nele.

Através do uso de um modelo semi-paramétrico de riscos proporcionais Menezes-Filho & Picchet (2000) fizeram uma análise de rotatividade para a Região Metropolitana de São Paulo e usaram dados da PME referente ao ano de 1997. Modelos como os analisados pelos autores determinam o risco de cada elemento da amostra como uma proporção em relação ao risco comum. Os autores observaram, dentre outras coisas, que a rotatividade entre os jovens é extremamente elevada e quanto maior a idade maior a chance de permanecer no emprego.

Bastos (2006) analisou o contingente de jovens na Região Metropolitana de Porto Alegre. Através de dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego o autor

observou que a população jovem cresceu num ritmo bem mais intenso que a população total. Enquanto que a primeira cresceu, entre 1993 e 2004, à uma taxa de 2,4% ao ano, a população total cresceu à uma taxa anual de 1,6%. Segundo o autor, esta diferença no ritmo de crescimento populacional pode ser uma das causas do desemprego juvenil.

Monteiro (2013) chama atenção para outro ponto importante no que diz respeito aos jovens. Ela destaca que a juventude é uma fase fundamental para formação educacional e profissional. Acontece que existe uma parcela de jovens afastada das escolas e do mercado de trabalho. Estas pessoas, segundo ela, fazem parte dos “NEM-NEM” (nem estudam e nem trabalham).

A análise da autora mostra que esta condição é predominante nos jovens de baixa escolaridade e baixa renda. Destaca ainda que metade destes jovens são mulheres com filhos. O estudo aponta que em 2011 quase 17 % dos jovens com idade entre 19 e 24 anos faziam parte do grupo dos “Nem-Nem”.

Os resultados encontrados por Menezes et al (2014) corroboram os de Monteiro (2013). Os autores analisam jovens com idade entre 17 a 22 anos e observam que a proporção de jovens na inatividade (que nem estudam e nem procuram emprego) tem aumentado ao longo do tempo, passando de 14% em 2003 para 16% em 2013. Para os autores esta situação é extremamente preocupante, pois a educação é um fator fundamental para o desenvolvimento econômico. Sendo assim, este aumento na proporção de jovens em idade crítica de transição para o mercado de trabalho que não se qualificam podem trazer prejuízos para projetos futuros de desenvolvimento econômico.

Outro fato de extrema relevância é a questão da alta taxa de informalidade deste grupo de jovens. Conforme destacado por Barbosa Filho e Moura (2014), embora os jovens tenham se beneficiado pelo processo de formalização da economia brasileira, eles ainda possuem uma taxa de informalidade relativamente alta e perdem apenas para os trabalhadores com mais de 65 anos de idade. Os autores observam que a queda na participação dos jovens na mão de obra assalariada está associada a uma maior permanência nas escolas. Isto, por outro lado, reduziria a chance destas pessoas se tornarem trabalhadores sem carteira de trabalho assinada.

OIT (2013) destaca que na América Latina o emprego informal não agrícola atingiu cerca de 47% . Grande parte destes postos de trabalhos informais incide sobre os jovens. Em 2011, por exemplo, cerca de 55,6% dos jovens da América Latina, com idade entre 15 e 24 anos, tinham um emprego informal. O relatório ainda destaca que, destes jovens no setor informal, a maior parte é composto por mulheres. Mesmo

apresentando uma tendência de queda, a proporção de trabalhadores informais jovens ainda é bem superior aos outros grupos etários. Destacou-se ainda o fato de que na América Latina, em média 35% dos jovens somente estudam, 33% somente trabalham, cerca de 12% estudam e trabalham e um a cada cinco jovens não estudam nem trabalham (são os chamados Nem-Nem)

1.2.Evidências empíricas do Impacto do Salário mínimo no Mercado de Trabalho

A discussão acerca do salário mínimo tem sido acompanhada por técnicas cada vez mais sofisticadas a fim de que se possa avaliar o seu real efeito no mercado de trabalho. Isto tem ajudado os economistas a identificar as direções de pesquisas futuras e também tem servido para orientar os *policy makers* na interpretação dos resultados.

Neste capítulo será apresentada uma breve revisão da literatura acerca das novas pesquisas sobre salário mínimo (*New Minimum Wage Research*) que, como destacada por Neumark e Wascher (2006), começaram no final de 1991. O objetivo é mostrar o conflito de resultados presente na literatura internacional e complementar com um breve resumo das principais obras que tratam do Brasil.

A revisão da literatura internacional exposta neste trabalho reúne artigos que tratam basicamente do mercado de trabalho dos Estados Unidos e que utilizaram dados da *Current Population Survey* ou dados de pesquisas longitudinais. Já a revisão da literatura de trabalhos que tratam do Brasil reúne artigos que utilizaram dados da Pesquisa Mensal de Emprego feita pelo IBGE.

Várias podem ser as justificativas para explicar porque o emprego não diminui com aumentos do salário mínimo. Uma delas pode estar relacionada ao fato de se estar trabalhando com a hipótese de um monopsonio (Sigler, 1946), outra pode ser por causa da metodologia aplicada ou então o ajuste pode estar sendo feito nas horas trabalhadas. Neste caso o empregador reduziria as horas trabalhadas e não necessariamente demitiria mão de obra, que é algo relativamente custoso para o empregador. (Zavodny, 2000).

No que diz respeito à metodologia utilizada nas diferentes pesquisas sobre impactos do salário mínimo no mercado de trabalho, Foguel (1998) lista algumas dificuldades de estimação dos efeitos, a saber: Ausência de séries suficientemente longas que permitam a obtenção de conclusões mais contundentes, incerteza na

adequação do modelo à realidade e dificuldade de explicitação da fonte de variação do salário mínimo.

O modelo neoclássico, como já tratado algumas vezes ao longo deste trabalho, prevê uma redução do emprego e possível aumento da informalidade quando há aumentos do salário mínimo.

Os resultados encontrados por Neumark e Wascher (1992) confirmam esta hipótese. Através de uma análise com dados em painel para os anos de 1973 a 1989 os autores mostraram que aumentos de 10% no salário mínimo provocam queda de 1% a 2% no emprego de jovens com idade entre 16 a 19 anos e queda de 1,5% a 2% no emprego de jovens entre 16 e 24 anos de idade.

Dois anos mais tarde os mesmos autores fizeram outro trabalho em resposta às críticas recebidas por Card, Katz e Krueger (1993). Neumark e Wascher (1994) refizeram o trabalho de 1992 incorporando as críticas feitas e encontraram os mesmos resultados. Para algumas especificações eles trataram de usar variáveis instrumentais e concluíram que para os jovens entre 16 e 19 anos de idade a elasticidade estava entre -0,17 a -0,39 e para os jovens entre 16 e 24 anos de idade elasticidade estava entre -0,12 e -0,16.

Couch e Wittenburg (2001) trabalharam com dados em painel que compreendia o período entre 1979 e 1992 e também encontraram impactos negativos do salário mínimo sobre o emprego e as horas trabalhadas dos jovens com idade entre 16 e 19 anos. Os autores concluíram que a elasticidade estimada para o emprego varia entre -0,41 a -0,58 e a elasticidade para as horas trabalhadas varia entre -0,48 a -0,77. Vale destacar que as estimativas dos autores foram todas significativas.

Outro estudo que também encontra efeitos adversos sobre emprego é o de Zavodny (2000). Semelhante ao que fez Couch e Wittenburg (2001), Zavodny (2000) utilizou também um modelo econométrico que capturasse os efeitos sobre as horas trabalhadas. Os resultados agregados mostraram uma elasticidade entre -0,02 a -0,12 para o emprego dos jovens, enquanto que para as horas trabalhadas os coeficientes estimados não foram significativos.

Existe ainda um grande número de estudos que não encontram evidências de impacto de aumento do salário mínimo sobre o emprego ou encontraram efeitos positivos.

Um destes estudos foi o proposto por Katz e Krueger (1992) em que os autores usaram dados de uma pesquisa longitudinal sobre rede de *fast food* no Texas a fim de se

examinar os impactos do aumento do salário mínimo nos trabalhadores de baixa remuneração. Eles encontraram evidências de que aumentos no salário mínimo aumentam o emprego com elasticidade estimada entre 1,7 e 2,65. Além disso, observaram que houve uma compressão na distribuição dos salários nas redes de restaurantes no Texas.

Outro trabalho que encontra evidências de que aumento no salário mínimo pode aumentar o emprego é o proposto por Michl (2000). Nele o autor refez os exercícios propostos por Card e Krueger (1994) e Neumark e Wascher (2000). O exercício consiste em estimar a elasticidade do emprego em relação a aumentos no salário mínimo ocorridos no estado de Nova Jersey em 1992. Enquanto que Neumark e Wascher (2000) concluíram que o salário mínimo tem reduzido o emprego, Card and Krueger (1994) e Michl (2000) concluíram que aumentos do salário mínimo elevaram o emprego, sendo que para este último aumentos de 10% no salário mínimo aumentaram o emprego em Nova Jersey em 4,4% e reduziram as horas trabalhadas por trabalhador em quase que 6%.

Trabalho semelhante ao realizado pelos autores citados acima foi o feito por Spriggs e Klein (1994), porém para uma rede de *fast food* do Mississippi e Norte da Califórnia e com a pesquisa feita em Março e Abril de 1991. Os autores encontraram estimativas centradas em zero e não significativas. Neumark e Wascher (2006) destacam que este trabalho é passível de algumas críticas devido ao curto período de análise e ao forte indicativo de haver erros de medidas.

Existem ainda autores que alegam que aumentos do salário mínimo podem impactar a produtividade. Reynolds e Gregory (1965) alertam que caso não haja minimização de custos por parte dos empregadores, eles podem responder ao aumento do salário mínimo aumentando a produtividade de suas operações. Argumentam, ainda, que o cenário mais favorável ao argumento do choque é aquele no qual os empregadores são capazes de buscar por trabalhadores mais qualificados em resposta a introdução do salário mínimo.

Alguns trabalhos importantes na literatura tratam especificamente do Brasil. Soares (2004) procurou estimar a probabilidade de transição para o setor informal e a probabilidade de não ficar empregado após aumentos do salário mínimo entre o final da década de 80 e início da década de 90. Os resultados indicam que aumentos no salário mínimo tendem a aumentar a probabilidade de se tornar não-empregado apenas na

década de 90. Além disso, os autores não encontraram evidências de que aumentos no salário mínimo aumentam a probabilidade de transição para o setor informal.

Foguel (1998) procurou estimar os efeitos do salário mínimo em variáveis do mercado de trabalho utilizando um método conhecido na literatura como Diferenças em Diferenças. Com base nos dados da PME da década de 80, ele procurou explorar os efeitos no período em que houve a convergência dos salários regionais no Brasil. Ele encontrou resultados como redução na taxa de atividade, aumento na taxa de desemprego aberto, queda na participação dos ocupados na indústria e no comércio e um relativo aumento na participação do setor de serviços na mão de obra.

Outro trabalho que encontrou evidências de impactos negativos, embora que pequenos, sobre o emprego foi Lemos (2004). No longo prazo o efeito não passou de -0,05 e no curto prazo esta elasticidade foi de -0,02. Isto ajudou a constatar que os impactos negativos ocorriam via redução da jornada trabalhada e não via redução da mão de obra.

Capítulo 2: Base de Dados e Metodologia

2.1. Base de Dados

Este trabalho explora os dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) divulgada pelo IBGE disponíveis a partir de março de 2002. A PME, diferentemente de outras pesquisas domiciliares, como a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), por exemplo, abrange as principais regiões metropolitanas, a saber: Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

De acordo com o Relatório Metodológico disponibilizado no site do IBGE,⁴ a PME iniciou-se em 1980 sofrendo ao longo dos anos uma série de revisões metodológicas, dentre as quais podemos destacar os ajustamentos do plano de amostragem. A última revisão, feita em 2001, teve como objetivo captar características mais abrangentes da força de trabalho e promover adequações às recomendações da Organização Internacional do Trabalho (OIT).

A PME está estruturada de modo a formar um painel onde os domicílios e indivíduos podem ser investigados por mais de um período ao longo do tempo. O questionário abrange informações sócio-demográficas de todos os moradores e características de trabalho para os indivíduos com mais de 10 anos de idade.

IBGE (2007) destaca que este esquema de rotação da amostra é feito entrevistando-se a unidade domiciliar selecionada por quatro meses consecutivos, depois a mesma unidade fica oito meses sem ser pesquisada e novamente volta a ser entrevistada por mais quatro meses. Desta forma, pode-se acompanhar o domicílio por um período de até 16 meses entre a primeira e a última entrevista.

Sendo assim, as informações são mantidas de modo a garantir um intervalo mínimo de um ano para cada entrevistado. Isto garante que a quinta entrevista seja realizada um ano após a primeira, a sexta entrevista seja realizada um ano após a segunda e assim sucessivamente.

Após este processo, a unidade domiciliar é excluída da amostra. Sendo assim, na ausência de mudança dos indivíduos residentes no domicílio, é possível acompanhá-los longitudinalmente. Existe, porém, uma dificuldade relacionada à PME que é a ausência de uma variável que identifique corretamente o mesmo indivíduo ao longo das

⁴http://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Mensal_de_Emprego/Metodologia_da_Pesquisa/srmpme_2ed.pdf. Acessado em 31/10/2014

entrevistas. Ribas e Soares (2008) detalharam as dificuldades encontradas no emparelhamento de informações acerca dos indivíduos da PME e através de uma rotina bastante complexa criaram um código que permitisse aumentar a taxa de identificação no painel de pessoas.

Fontes (2009), em uma tese de doutorado sobre informalidade no Brasil, também criou uma rotina de identificação de indivíduos da PME com base nas informações sobre sexo e data de nascimento. Ela observou que os resultados não se alteraram quando comparado com a análise feita utilizando o método proposto por Ribas e Soares (2008). Neste trabalho o exercício de identificação será semelhante ao usado por Rocha (2009).⁵

2.2. Metodologia

Inicialmente os dados serão utilizados para reproduzir um exercício de identificação dos trabalhadores que recebem salário mínimo, conforme Ramos e Reis (1993). A diferença entre o trabalho citado anteriormente e esta monografia, é que aqui será considerado o conjunto das seis regiões metropolitanas cobertas pela PME, enquanto que Ramos e Reis (1993) usaram dados da PNAD, que abrange o Brasil como um todo no ano de 1989.

Para esta análise descritiva, iremos usar apenas o ano de 2014. Esta escolha se justifica porque apenas queremos traçar um panorama dos trabalhadores que recebem salário mínimo. Ademais, as características dos trabalhadores que recebem salário mínimo no Brasil não mudaram bruscamente ao longo do tempo, principalmente depois de 2002 (data de início da nova PME). Isto permitirá uma análise precisa e mais recente acerca destas características.

Além disso, este trabalho usará um método bastante conhecido na literatura que é o de diferenças em diferenças. Este método permite inferir parcialmente o efeito causal de um determinado programa, que aqui é a política de valorização do salário mínimo.

Para esta etapa do trabalho serão utilizados dados da PME desde o ano de 2003 até o ano de 2014, afim de que se possa comparar o estimador de diferenças em diferenças ao longo do tempo. Isto permitirá analisar a evolução e a significância do estimador de diferenças em diferenças e observar em que períodos o impacto da política

⁵ A rotina de montagem do painel foi cedida pelo professor Rodrigo Leandro de Moura do IBRE/FGV.

de salário mínimo foi maior menor ou se de fato ele teve algum efeito sobre o mercado de trabalho.

Itaú (2012) destaca que este experimento requer a existência de um grupo de controle (que não foi afetado pela política) e um grupo de tratamento (que foi afetado pela política) que sejam parecidos em diversos aspectos. Em suma, a principal hipótese deste método é que a trajetória da variável de resultado para o grupo de controle represente ao máximo o que ocorreria com o grupo que foi tratado caso a política não ocorresse. Neste trabalho, seguindo o que foi proposto por IPEA (2014), o grupo de tratamento compreende aqueles indivíduos que no período imediatamente anterior ao do aumento do salário mínimo ganhavam entre o antigo e 1,4 do novo salário. Já o grupo de controle corresponde àquelas pessoas que ganhavam no mesmo período entre 1,5 e 2,5 do novo salário.

Vale destacar, que a viabilidade desta hipótese geralmente ocorre quando a tendência destes dois grupos é semelhante antes da ocorrência do programa. Isto significaria supor que esta trajetória continuaria ao longo do tempo para os tratados, assim como ele de fato segue para o grupo de controle.

O relatório do Itaú ainda destaca que outra condição fundamental que é requerida pelo método de Diferença em Diferenças é que tanto o grupo de tratamento quanto o controle não sejam afetados de forma heterogênea por mudanças que ocorram após o programa. Isto significa que uma mudança idiossincrática (independente do programa) pode mudar a trajetória da variável de resultados de ambos os grupos

A idéia central deste método é estudar as diferenças entre estes dois grupos, sendo necessário termos observações para antes e depois dos choques do salário mínimo para todos os grupos. Desta forma, a amostra será dividida em: grupo de controle antes da mudança, grupo de controle depois da mudança, grupo de tratamento antes da mudança e grupo de tratamento depois da mudança. Será definido como período de pós-mudança o equivalente à exatamente um mês depois do aumento do salário.

A tabela 1, abaixo, foi retirada do Portal do Ministério do Trabalho e Emprego, e mostra os valores nominais do salário mínimo e o período em que ele começou a vigorar.

Tabela 1: Evolução do Salário Mínimo Nominal

Legislação	DOU	Vigência	Valor Nominal
Med.Prov. N116 02/04/2003	03.04.2003	01.04.2003	240
Med.Prov. N182 29/04/2004	30.04.2004	01.05.2004	260
Med.Prov. N248 20/04/2005	22.04.2005	01.05.2005	300
Med.Prov. N288 30/03/2006	31.03.2006	01.04.2006	350
Med.Prov. N362 29/03/2007	30.03.2007	01.04.2007	380
Med.Prov. N421 29/02/2008	29.02.2008	01.03.2008	415
Lei nº 11.709 de 28.05.2009	30.01.2009	01.02.2009	465
Lei nº 12.255 de 15.06.2010	23.12.2009	01.01.2010	510
Med.Prov. N516 30/12/2010	01.01.2011	01.01.2011	540
Lei Nº 12.382 de 25.02.2011	25.02.2011	01.03.2011	545
Decreto Nº 7.655 de 23.12.2011	23.12.2011	01.01.2012	622
Decreto Nº 7872 de 23.12.2012	26.12.2012	01.01.2013	678
Decreto Nº8.166 de 23 .12.2013	24.12.2013	01.01.2014	724

Elaboração Própria com dados do MTE

2.3. O Método de Diferenças em Diferenças

Corseuil e Carneiro (2001) esquematizaram de forma clara e objetiva a construção do estimador de diferenças em diferenças. Esta seção segue este trabalho para apresentar a metodologia que será empregada.

Denote P_{0i} a probabilidade de o trabalhador manter-se empregado em um determinado período sem que o valor do mínimo seja reajustado, e P_{1i} a probabilidade de o trabalhador manter-se empregado em um determinado período tendo havido reajuste no valor do mínimo nesse período. Suponha ainda que as probabilidades são determinadas através das seguintes expressões

$$E [P_{0i} \mid g, t] = \beta_t + Y_g \quad (1)$$

$$E [P_{1i} \mid g, t] = \beta_t + Y_g + Y \quad (2)$$

Isto indica que a determinação de P é decomposta em dois termos relacionados exclusivamente ao grupo G e ao tempo T , além de um componente cuja existência está atrelada ao reajuste do salário mínimo (Y). Este termo indica qual o efeito do salário mínimo sobre a probabilidade de transição para o desemprego, por exemplo.

Se P_{0i} e P_{1i} fossem observados, a estimação do termo seria bem simples, bastando apenas fazer a seguinte conta:

$$E [P_{1i} \mid g^r, t^d] - E [P_{0i} \mid g^r, t^d] \quad (3)$$

Ou

$$E [P_{1i} \mid g^r, t^a] - E [P_{0i} \mid g^r, t^a] \quad (4)$$

Nas expressões acima g^r é o grupo de tratamento, t^d é o período depois do aumento e t^a é o período antes do aumento. Acontece que em t^d só é possível observar P_1 e em t^a só é possível observar P_0 . Esta provável impossibilidade de estimação pode ser convertida através da estimação da equação (5) abaixo:

$$Y = \{E [P_{1t} \setminus g^r, t^d] - E [P_{1t} \setminus g^c, t^d]\} - \{E [P_{0t} \setminus g^r, t^a] - E [P_{0t} \setminus g^c, t^a]\} \quad (5),$$

Onde g^c é o grupo de controle. Esta estimativa é obtida através da estimação de uma regressão geral tal como a explicitada abaixo

$$P_{it} = a_0 + a_1 G_{it} + a_2 T_t + a_3 G_{it} * T_t + \text{outros_fatores} \quad (6)$$

Na equação acima, P_{it} é igual a 1 se o indivíduo saiu de uma situação de emprego ou de formalidade antes do aumento do salário mínimo e foi para uma situação de desemprego ou informalidade. G_{it} é igual a 1 se o indivíduo faz parte do grupo de tratamento e T_t é igual a 1 para o mês posterior ao do aumento do salário.

Sendo assim temos que:

$$a_3 = \{E [P_{1t} \setminus g^r, t^d] - E [P_{1t} \setminus g^c, t^d]\} - \{E [P_{0t} \setminus g^r, t^a] - E [P_{0t} \setminus g^c, t^a]\} = Y \quad (6.a)$$

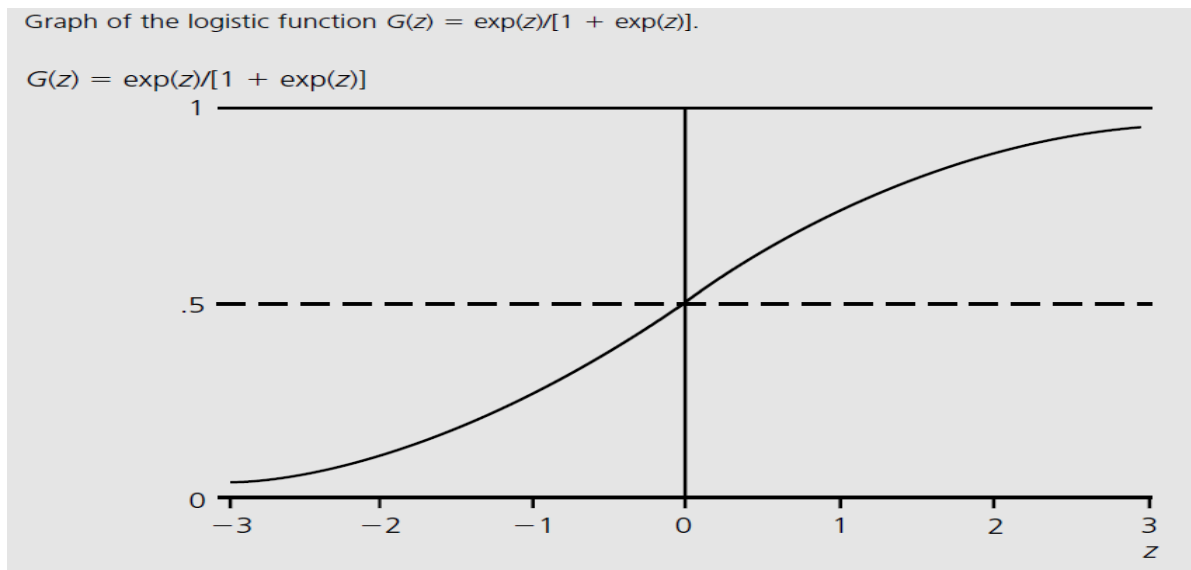
Um comentário adicional ao modelo é de extrema importância. Geralmente este modelo de diferenças em diferenças é estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Neste trabalho, porém, será avaliado o impacto do salário mínimo sobre duas óticas do mercado de trabalho, a saber: probabilidade de transição para o desemprego e inatividade e para a informalidade. Isto significa dizer que estamos trabalhando com um modelo de variável dependente limitada, onde a variável dependente é binária.

Se estimarmos este modelo usando MQO poderemos estar cometendo um erro de estimarmos probabilidade que estão fora do intervalo [0,1]. Neste caso, o modelo estimado é chamado de modelo de probabilidade linear. Caso a porcentagem das probabilidades estimadas fora do intervalo [0,1] seja muito grande, não podemos trabalhar com este modelo e o mais correto é estimar modelos não lineares.

Geralmente os modelos que lidam com estes problemas de variáveis dependentes discretas binárias são os conhecidos como Probit e Logit, que usam o

método de estimação por Máxima Verossimilhança. Neles, o pesquisador estima a probabilidade de $y = 1$ dado um conjunto de características individuais. Eles permitem que as probabilidades estimadas fiquem centradas no intervalo entre zero e um, como pode ser visto na figura 1 abaixo.

Figura1: Gráfico da Função Logística



Fonte: Wooldridge (2009)

A ideia principal é estimar as probabilidades de transição via Probit e por Modelo de Probabilidade Linear (MQO), para então compará-los.

Vale lembrar que as estimativas obtidas por MQO poderão estar fora do intervalo $[0,1]$, mas se os resultados foram bem próximos e o percentual de estimativas fora do intervalo for baixo (abaixo de 10%) recomenda-se usar como modelo final o estimado por MQO. Este modelo, considerando o pressuposto de média condicional zero, produz estimadores consistentes e não viesados.

Capítulo 3: Análise Descritiva dos Dados

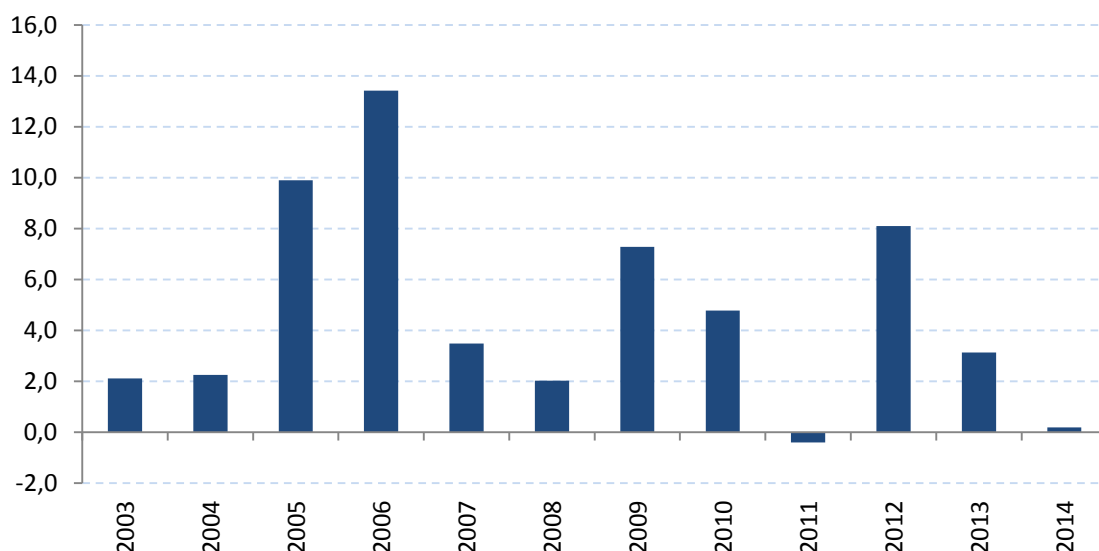
Nesta seção será feita uma breve análise da evolução do salário mínimo real dando enfoque ao período recente. Além disso, esta seção irá conter um exercício de identificação das características dos trabalhadores que recebem salário mínimo no Brasil, conforme proposto por Ramos e Reis (1993) que analisa tais características para o ano de 1989.

Dentre os principais resultados encontrados pelos autores destacam-se o fato das mulheres estarem bem representadas no grupo dos que são afetados pelo salário mínimo, os não chefes de famílias, os menos escolarizados, os mais jovens, os pardos e os alocados em setores de indústrias leves, na construção civil, comércio e atividades agrícolas.

3.1. Evolução Recente do Salário Mínimo

Analisando os dados, a partir de 2003, é possível observar uma forte valorização do salário mínimo em termos reais. Este fato pode ser observado no gráfico 1, a seguir.

Gráfico 1: Taxa de Crescimento do Salário Mínimo Real no Brasil para o período entre 2003 e 2014 – Em %



Elaboração Própria com dados do IPEA DATA

Nota: Salário Mínimo Deflacionado pelo INPC de setembro de cada ano

Nos dois primeiros anos do governo Lula, o salário mínimo real teve um crescimento em torno de 2%. Tal situação se inverteu nos últimos anos do primeiro mandato e, em 2006, houve uma taxa de crescimento na casa de dois dígitos, algo em torno de 13%.

O que chama a atenção no gráfico 1 é o fato de, em 2011, ter ocorrido uma variação negativa, explicada em parte pela própria regra de reajuste que, além da inflação do ano anterior, toma como base o crescimento do PIB de dois anos antes. Como em 2009 o resultado foi ruim, era de se esperar esta desaceleração na taxa de crescimento do salário mínimo. Esta desaceleração também pode ser observada depois de 2012 e indica uma perda do poder de compra real da população, explicada em parte pela alta inflação.

A tabela 2 abaixo mostra a evolução da taxa de crescimento real do salário mínimo separada conforme os mandatos presidenciais. Ela ilustra o que foi dito no parágrafo anterior e mostra uma desaceleração nesta taxa de crescimento.

Tabela 2: Taxa de Crescimento do Salário Mínimo Real Separada por Mandatos Presidenciais – Em %

Mandatos	Taxa Média de Crescimento Real do SM
Lula 1 (2003-2006)	6,9
Lula 2 (2007-2010)	4,4
Dilma 1 (2011-2014)	2,8

Fonte: elaboração Própria com dados do IPEA DATA

3.2. Perfil dos trabalhadores que recebem salário mínimo

Antes de se fazer hipóteses sobre o impacto do salário mínimo no mercado de trabalho, faz-se necessário observar empiricamente o perfil dos trabalhadores que recebem salário mínimo no Brasil. Para tal, olharemos para as pessoas que recebem até dois salários mínimos.

O objetivo desta seção é explorar os dados coletados pela PME para o ano de 2014 e estruturá-los afim de que possam ser analisados os perfis dos trabalhadores

segundo os níveis de renda do trabalho principal⁶. É importante destacar o fato de que a PME abrange apenas as seis Regiões Metropolitanas do Brasil.

3.2.1 Gênero

Corroborando o que se encontra na literatura de salário mínimo, é possível observar com os dados da tabela 3, que do total da mão de obra feminina, grande parte é afetada pelo salário mínimo. Já no caso dos homens, fica evidente que grande parte recebe maiores salários. Enquanto que no total dos trabalhadores homens, apenas 9,8% ganham até um salário mínimo, no total das trabalhadoras, esta proporção atinge a marca dos 20,9%.

É possível observar, também, que cerca de 49 % dos homens ganham até dois salários mínimos e mais da metade (51,3%) ganham mais que dois salários mínimos. Já para as mulheres, cerca de 35% ganham mais de 2 salários mínimos.

Tabela 3 : Distribuição dos Trabalhadores por Gênero segundo faixas de Rendimento do Trabalho Principal – Média Anual – 2014 – Em %

Gênero	Até 1 SM	Entre 1 e 2 SM	Mais que 2SM	Total
Homem	9,8	38,8	51,3	100
Mulher	20,9	44,1	35,0	100

Elaboração própria com dados da PME

3.2.2. Cor ou Raça

Nesta análise consideraram-se apenas dois grupos étnicos, a saber: brancos (brancos e amarelos) e não brancos (pretos e pardos) e foram excluídos os indígenas por serem pouco representativos.

É possível observar que os brancos, em sua grande maioria, recebem mais que dois salários mínimos (cerca de 54,1%). Ainda para este grupo étnico destaca-se o fato

⁶ Através da utilização de um Pacote Econométrico cujo nome é Stata, que permite trabalhar com os microdados tanto da PNAD quanto da PME, foi possível criar uma variável definida como faixas de rendimento, para então identificar os grupos são afetados pelo Salário Mínimo.

de que apenas 9,8% ganham até um salário mínimo e cerca de 36% ganham entre um e dois salários mínimos.

Já quando se consideram os não-brancos, observa-se um peso maior nas faixas mais baixas de renda. Deste grupo, 21% recebem até um salário mínimo, somando-se aos 47% que recebem entre um e dois salários mínimos, conclui-se que, do total dos não brancos, 68% recebem mais de dois salários mínimos. Ainda destaca-se o fato de que apenas 32% recebem mais de dois salários mínimos.

Tabela 4: Distribuição dos Trabalhadores por Cor ou Raça segundo Faixas de Rendimento do Trabalho Principal – Média Anual – 2014 – Em %

Cor ou Raça	Até 1 SM	Entre 1 e 2 SM	Mais que 2SM	Total
Branco	9,8	36,1	54,1	100
Não Branco	21,0	47,3	31,7	100

Fonte: elaboração Própria com dados da PME

3.2.3. Faixa Etária

Os resultados desta subseção são interessantes porque confirmam o que se discute na literatura sobre salário mínimo. Os mais jovens são os trabalhadores mais sobre-representados nas faixas de 1 e 1 a 2 salário mínimos. Isto é explicado, em parte, pela baixa experiência e baixa qualificação destes trabalhadores. Entre os trabalhadores com menos de 17 anos, por exemplo, 97% recebem até dois salários mínimos, sendo que desta porcentagem 61% recebem até um salário mínimo.

Considerando o grupo de trabalhadores com idade entre 18 e 24 anos, e que é um grupo potencial entrante no mercado de trabalho, 23% recebem até um salário mínimo, 59% recebem entre um e dois salários mínimos e apenas 18% recebem mais que dois salários mínimos.

Os demais grupos etários recebem basicamente mais que dois salários mínimos. Estes trabalhadores são, geralmente, mais escolarizados e possuem mais experiência nas atividades que exercem. Isto os facilita a receberem melhores remunerações. Em média 48% dos trabalhadores com mais de 25 anos de idade recebem mais de dois salários mínimos.

Tabela 5: Distribuição dos Trabalhadores por Faixa Etária segundo faixas de Rendimento do Trabalho Principal– Média Anual – 2014 – Em %

Cor ou Raça	Até 1 SM	Entre 1 e 2 SM	Mais que 2SM	Total
<=17	61,4	35,5	3,1	100
18-24	23,0	58,8	18,3	100
25-39	11,4	42,5	46,1	100
40-54	13,1	37,2	49,7	100
>54	17,7	32,7	49,6	100

Elaboração Própria com dados da PME

3.2.4. Anos de Estudo

Em geral, os trabalhadores com baixa escolaridade recebem baixas remunerações. Os dados da tabela 6 confirmam este fato estilizado. Dos trabalhadores com até três anos de estudo, cerca de 36% recebem até um salário mínimo, 47% recebem entre um e dois salários mínimos e apenas 17% recebem mais que dois salários mínimos.

Este padrão se mantém para trabalhadores com até 10 anos de estudo. Este grupo de trabalhadores é composto basicamente por pessoas que recebem até dois salários mínimos. A exceção, como esperado, são os trabalhadores com mais de 11 anos de estudo, que em geral são aqueles com ensino superior completo. Apenas 9% destes trabalhadores recebem até um salário mínimo, cerca de 36% recebem entre um e dois salários mínimos e mais da metade (cerca de 55%) recebem mais de dois salários mínimos.

Tabela 6: Distribuição dos Trabalhadores por Anos de Estudo segundo faixas de Rendimento do Trabalho Principal– Média Anual– 2014 – Em %

Anos de Estudo	Até 1 SM	Entre 1 e 2 SM	Mais que 2SM	Total
0-3	36,3	46,8	16,9	100
4-7	26,7	51,2	22,1	100
8-10	21,9	52,8	25,4	100
>=11	9,3	35,9	54,8	100

Elaboração Própria com dados da PME

3.2.5. Condição da Ocupação

Os resultados apresentados nesta subseção mostram os benefícios salariais de se trabalhar na formalidade. Apenas 9% dos trabalhadores com carteira assinada recebem até 1 salário mínimo, já quando se olha para os trabalhadores sem carteira de trabalho assinada e os que trabalham por conta própria estes percentuais passam para 36% e 24% respectivamente. Esta grande concentração de trabalhadores com baixa renda nestes grupos já era algo esperado. Outro fato que chama atenção na tabela 7 é o fato dentre os empregadores 87% receberem mais de dois salários mínimos e terem poucas pessoas nas faixas mais baixas de renda

Tabela 7: Distribuição dos Trabalhadores por Condições Ocupacionais segundo Faixas de Rendimento do Trabalho Principal– Média Anual – 2014 – Em %

Condição de Ocupação	Até 1 SM	Entre 1 e 2 SM	Mais que 2SM	Total
Com Carteira	9,5	49,8	40,7	100
Sem Carteira	36,1	41,3	22,6	100
Conta Própria	24,3	32,5	43,1	100
Empregador	2,4	10,4	87,1	100

Elaboração Própria com dados da PME

3.2.6. Região Metropolitana

Como era de se esperar, as regiões metropolitanas que mais concentram trabalhadores nos níveis mais baixos de renda são as regiões metropolitanas de Recife e Salvador. Recife concentra 33,7% dos trabalhadores na faixa de trabalhadores que recebem até um salário mínimo, enquanto que Salvador concentra 36,5% de trabalhadores nesta mesma faixa de renda. Rio de Janeiro e Belo Horizonte concentram 15% e 16% dos trabalhadores na faixa de até um salário mínimo, enquanto que São Paulo concentra apenas 8% e Porto Alegre concentra quase 11%.

Olhando para faixas mais elevadas de renda é possível ver que São Paulo concentra quase a metade dos trabalhadores que recebem mais de dois salários mínimos, seguido de Porto Alegre com 45,7%, Rio de Janeiro com 45,3% e Belo Horizonte com 39,5%.

Tabela 8: Distribuição dos Trabalhadores por Região Metropolitana segundo Faixas de Rendimento do Trabalho Principal– Média Anual – 2014 – Em %

RM	Até 1 SM	Entre 1 e 2 SM	Mais que 2SM	Total
Recife	33,7	38,2	28,1	100
Salvador	36,5	33,9	29,6	100
Belo Horizonte	16,2	44,4	39,5	100
Rio de Janeiro	15,2	39,5	45,3	100
São Paulo	8,0	42,9	49,1	100
Porto Alegre	10,7	43,6	45,7	100

Elaboração Própria com dados da PME

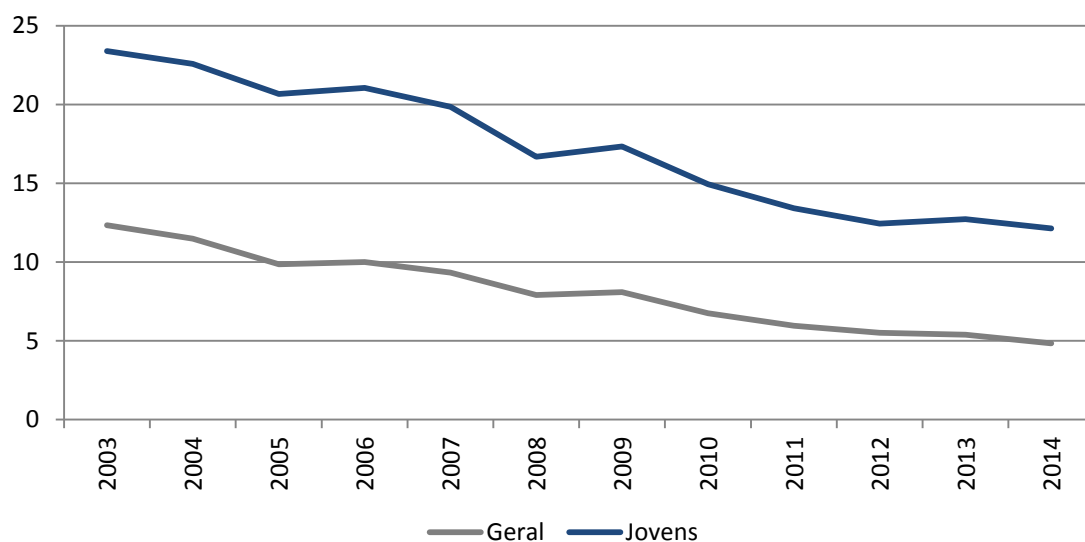
3.3.Caracterização da mão de obra Jovem no Conjunto das Regiões Metropolitanas

Nesta seção serão apresentadas as principais características dos jovens com idade entre 18 a 24 anos, que é o grupo de interesse do trabalho. O objetivo desta seção é ver, dentre outras coisas, a região metropolitana, o nível de desemprego e informalidade e algumas características de cor e raça e sexo.

3.3.1. Taxa de Desemprego e Taxa de Informalidade

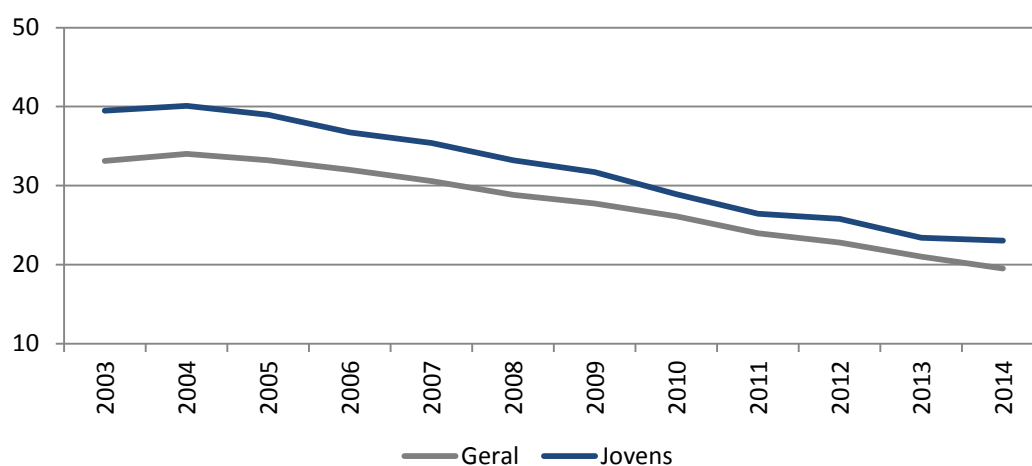
Os dados da PME mostram uma queda da taxa de desemprego e da taxa de informalidade na economia brasileira desde o ano de 2003. Enquanto que a taxa de desemprego passou de 12,3% em 2003 para 4,8% em 2014 a taxa de informalidade no mesmo período passou de 33,1% para 19,5%.

Esta situação é um pouco pior quando analisamos um grupo bem específico: os jovens com idade entre 18 e 24 anos. Este grupo tende a apresentar maiores taxas de desemprego, de informalidade e de rotatividade. Além disso, como vimos nas tabelas da seção anterior, neste grupo estão grande parte daqueles que ganham até 2 salário mínimo. Conseqüentemente, este é o grupo etário que possivelmente será o mais afetado por mudanças na política de salário mínimo.

Gráfico 2: Evolução da Taxa de Desemprego, Médias Anuais – Em %

Fonte: elaboração Própria com dados da PME, vários anos.

O gráfico 2 confirma o que foi dito no parágrafo anterior. É possível ver que a taxa de desemprego dos jovens é relativamente superior à taxa média do Brasil. No caso deste grupo específico a taxa de desemprego saiu de 23,4%, em 2003, para 12%, em 2014. É obvio que a tendência é de queda, mas a magnitude ainda preocupa por estar relativamente elevada em comparação com a média do país. O mesmo acontece com a taxa de informalidade. Observe o gráfico 3.

Gráfico 3: Evolução da Taxa de Informalidade, Médias Anuais – Em %

Fonte: elaboração Própria com dados da PME, vários anos.

O gráfico 3 mostra que a diferença média entre a taxa de informalidade do Brasil e a dos jovens é de 4,2 pontos percentuais entre 2003 e 2014. A taxa de informalidade deste grupo passou de 39,5%, em 2003, para 26%, em 2012, e estagnou em 23% entre os anos de 2013 e 2014. Já a taxa de informalidade média do país passou de 33%, em 2003, para 19,5 em 2014.

Este fenômeno, que tem sido observado de tendência de queda da taxa de desemprego e informalidade na economia brasileira, parece se esgotar aos poucos, principalmente em função do fraco desempenho da economia brasileira. Os analistas da área prevêm um aumento da taxa de desemprego do país e conseqüentemente um aumento na taxa de desemprego e informalidade dos jovens para os próximos anos.

3.3.2. Gênero

A maioria dos jovens dentro da força de trabalho é composta de homens. Este percentual tem se reduzido um pouco ao longo do tempo. Os homens representavam cerca de 57%, em 2003, e esta proporção ficou praticamente estagnada até 2007. De 2008 pra cá esta proporção tem variado entre 55% e 56%. Em contrapartida a participação das mulheres na mão de obra jovem aumentou quase 2 pontos percentuais desde 2003

Tabela 9 : Mão de obra Jovem por Sexo - Médias Anuais – Em %

Ano	Homem	Mulher
2003	57,1	42,9
2004	57,4	42,6
2005	57,5	42,5
2006	57,2	42,8
2007	56,6	43,4
2008	55,9	44,1
2009	55,4	44,6
2010	55,6	44,4
2011	55,8	44,2
2012	55,5	44,5
2013	55,1	44,9
2014	55,2	44,8

Elaboração Própria com dados da PME

3.3.3. Cor ou Raça

Para simplificar esta análise, optou-se por agregar os brancos e amarelos num grupo denominado de brancos, e os pretos e pardos num grupo chamado de não branco. Os dados mostram que a participação dos brancos na mão de obra jovem se reduziu em quase 7 pontos percentuais desde 2003, passando de 57,4% para 50,6%. Em contrapartida a participação daqueles denominados de não brancos tem aumentado bastante principalmente depois de 2008, chegando em 2014 com uma participação de quase 49%.

Tabela 10 : Mão de obra Jovem por Cor ou Raça - Médias Anuais – Em %

Ano	Branca	Não Branca
2003	57,4	42,6
2004	56,2	43,8
2005	54,6	45,4
2006	54,6	45,4
2007	54,1	45,9
2008	53,5	46,5
2009	53,2	46,8
2010	51,6	48,4
2011	50,7	49,3
2012	51,7	48,3
2013	50,2	49,8
2014	50,6	49,4

Fonte: elaboração própria com dados da PME, vários anos.

3.3.4. Região Metropolitana

Os jovens concentram-se basicamente no eixo Rio-São Paulo. Em ambos os casos a participação nestas regiões metropolitanas apresentam um tendência de queda, enquanto que Belo Horizonte, Salvador e Porto Alegre têm apresentando uma tendência de alta.

Em 2003, por exemplo, Rio de Janeiro e São Paulo concentravam juntos mais de 60% da mão de obra jovem e esta participação caiu cerca de 2 pontos percentuais até 2014. Em Salvador esta participação passou 7,2% para 7,9%, no mesmo período, o que significou um aumento de 0,7 pontos percentuais, o segundo maior dentre as regiões metropolitanas que apresentaram tendência de alta entre 2003 e 2014 (perde apenas para Belo Horizonte onde o aumento foi de 1 ponto percentual).

Tabela 11: Mão de obra Jovem por Região Metropolitana- Médias Anuais – Em %

Ano	Recife	Salvador	Belo Horizonte	Rio de Janeiro	São Paulo	Porto Alegre
2003	6,8	7,2	11,4	21,7	44,1	8,9
2004	6,7	7,4	11,8	21,4	44,0	8,7
2005	6,3	7,7	11,7	20,7	44,5	9,1
2006	6,4	7,5	12,2	20,2	44,8	9,0
2007	6,2	7,7	12,7	19,8	44,7	8,8
2008	5,9	7,2	12,7	19,6	45,8	8,9
2009	6,1	7,2	12,6	19,5	46,1	8,6
2010	6,6	7,2	12,8	19,2	45,5	8,6
2011	6,6	7,1	12,9	19,8	44,6	9,0
2012	7,0	6,5	12,9	20,6	44,0	9,0
2013	7,1	7,6	12,5	20,3	43,2	9,2
2014	7,0	7,9	12,4	20,4	43,1	9,1

Fonte: elaboração Própria com dados da PME, vários anos.

Capítulo 4: Análise Econométrica

O objetivo desta seção é estimar a probabilidade de transição do emprego para o desemprego e inatividade e da formalidade para informalidade, após os episódios de aumentos do salário mínimo. Como já mencionado, a amostra será restrita para capturar os efeitos sobre os jovens das regiões metropolitanas do Brasil. Exercício parecido com este pode ser encontrado em IPEA (2014). Neste último trabalho, porém, os autores optaram por analisar os trabalhadores como um todo, ou seja, sem restringir a amostra para capturar os efeitos sobre os jovens.

Estimamos dois modelos probit: um para estimar a probabilidade de transição do emprego para o desemprego ou inatividade e, outro para a probabilidade de transição do emprego formal para a informalidade.

Conforme já descrito na metodologia, a modelagem probit consegue lidar com o fato da variável dependente ser limitada, ou seja: binária. Basicamente, para a primeira estimação, ela recebe o valor 1 (um) quando o indivíduo transitou de uma situação de emprego para o desemprego ou inatividade, e recebe o valor 0 (zero) quando não houve transição nenhuma. Na segunda estimação, a variável é igual a um quando o indivíduo transitou da situação de empregado formal para informal e, zero caso não tenha ocorrido transição.

Para avaliar o impacto do salário mínimo nestas transições iremos considerar as informações antes do aumento (antes do aumento o indivíduo estava empregado) e depois do aumento do salário mínimo.

Também iremos estimar um modelo de probabilidade linear (MPL) para poder comparar com os resultados obtidos pelo probit. Vale destacar que o MPL não lida com o fato de a variável dependente ser binária e pode gerar estimativas fora do intervalo $[0,1]$. Caso as estimativas não variem muito dentre os modelos, pode ser feito um método de avaliação do MPL que consiste em ver o percentual das estimativas que ficaram fora do intervalo $[0,1]$. Caso este percentual fique abaixo dos 10%, recomenda-se usar o MPL estimado por Mínimos Quadrados Ordinários e que produz estimadores não viesados e consistentes.

Antes de partir para a estimação do modelo econométrico, é necessário que se faça uma análise acerca da evolução do grupo de controle e do grupo de tratamento, segundo as características usadas como controle no modelo. Para tal, foram calculadas as participações relativas de cada uma destas características no total dos grupos.

4.1. Evolução do Grupo de Controle e Tratamento

4.1.1 Gênero

Note que, em ambos os grupos, a participação dos homens é relativamente superior à participação das mulheres em todo o período analisado. Entre 2003 e 2014, a participação dos homens no grupo de controle passou de 61% para 63,2%, atingindo o pico em 2010, ano em que esta porcentagem atingiu cerca de 65%.

Também é possível observar que a participação masculina no grupo de tratamento reduziu cerca de 4,5 pontos percentuais, passando de 56,2% em 2003 para 51,7% em 2014.

Tabela 12: Evolução do Grupo de Tratamento e de Controle por gênero – Em %

Ano	Controle		Tratamento	
	Homem	Mulher	Homem	Mulher
2003	61,0	39,0	56,2	43,8
2004	60,6	39,4	54,9	45,1
2005	61,8	38,2	57,0	43,0
2006	60,9	39,1	56,5	43,5
2007	60,9	39,1	54,2	45,8
2008	62,9	37,1	54,2	45,8
2009	62,0	38,0	53,4	46,6
2010	65,4	34,6	55,7	44,3
2011	64,1	35,9	53,3	46,7
2012	61,3	38,7	53,0	47,0
2013	62,5	37,5	51,5	48,5
2014	63,2	36,8	51,7	48,3

Fonte: elaboração Própria com dados da PME, vários anos.

4.1.2 Cor ou Raça

Como era de se esperar, os não-brancos possuem uma participação maior que os brancos no grupo de tratamento e esta proporção aumentou cerca de 4 pontos percentuais desde 2014. Em contrapartida, a participação dos brancos é maior no grupo de controle e aumentou quase 8% entre 2011 e 2014.

Tabela 13: Evolução do Grupo de Tratamento e de Controle por Cor – Em %

Ano	Controle		Tratamento	
	Branco	Não Branco	Branco	Não Branco
2003	66,2	33,8	49,1	50,9
2004	65,5	34,5	46,7	53,3
2005	61,1	38,9	46,4	53,6
2006	62,9	37,1	49,4	50,6
2007	62,2	37,8	47,3	52,7
2008	63,9	36,1	48,6	51,4
2009	61,7	38,3	46,8	53,2
2010	60,9	39,1	47,4	52,6
2011	58,9	41,1	45,1	54,9
2012	60,4	39,6	47,5	52,5
2013	59,8	40,2	46,6	53,4
2014	66,6	33,4	44,9	55,1

Fonte: elaboração Própria com dados da PME, vários anos.

4.1.3 Região Metropolitana

Note que o eixo Rio-São Paulo concentra desde 2003 mais de 70% do grupo de controle, enquanto que outras Regiões Metropolitanas, como Recife e Salvador, apresentam uma participação bem pequena. Já Belo Horizonte e Porto Alegre concentram algo em torno de 18% a 20% entre 2003 e 2014, sendo que para ambas as Regiões Metropolitanas a tendência é de um aumento na participação no grupo de controle.

No que diz respeito ao grupo de tratamento é possível notar que a participação do eixo Rio - São Paulo é bem menor que a participação no grupo analisado anteriormente. No caso do Rio de Janeiro esta proporção passou de 24% para 20%, entre 2003 e 2014, e no caso de São Paulo ela aumentou 12 pontos percentuais. Além disso, as Regiões Metropolitanas de Recife e Salvador apresentaram participações, no grupo de tratamento, bem superiores àquelas apresentaram no grupo de controle.

Tabela 14: Evolução do Grupo de Tratamento e de Controle por RM – Em %

Ano	Controle						Tratamento					
	Recife	Salvador	BH	RJ	SP	POA	Recife	Salvador	BH	RJ	SP	POA
2003	2,7	3,6	8,0	19,4	56,9	9,4	9,2	10,0	15,5	24,3	31,9	9,0
2004	3,2	3,0	8,4	18,1	57,5	9,8	8,6	9,6	17,0	23,4	32,7	8,6
2005	2,3	2,9	8,6	17,4	58,9	9,9	7,1	8,7	15,0	23,5	37,5	8,3
2006	2,6	3,5	8,1	18,1	58,4	9,3	6,3	8,2	14,6	22,1	39,7	9,1
2007	2,9	2,8	8,0	17,2	59,6	9,5	6,5	7,9	17,1	21,5	38,9	8,2
2008	2,5	2,9	9,4	16,1	59,8	9,4	5,6	7,5	14,8	21,6	41,5	9,1
2009	2,3	2,7	9,8	17,5	58,7	9,1	6,4	7,6	14,5	20,8	41,8	8,8
2010	2,0	2,5	9,4	19,0	60,1	7,0	5,5	6,4	14,5	22,3	43,6	7,6
2011	2,7	3,1	10,1	20,0	54,3	9,7	6,5	7,6	14,0	19,4	43,7	8,8
2012	3,1	3,4	11,7	17,8	54,0	10,0	6,9	7,0	13,2	20,4	43,3	9,2
2013	3,8	3,5	10,9	17,7	54,0	10,1	7,6	8,0	13,6	21,0	41,0	8,8
2014	2,6	3,1	10,6	18,2	55,5	10,0	6,6	7,3	13,8	20,6	43,9	7,8

Fonte: elaboração própria com dados da PME, vários anos.

4.1.4 Escolaridade

Os trabalhadores com até 3 anos de estudos possuem participação pequena tanto no grupo de tratamento quanto no grupo de controle, ao passo que os mais escolarizados possuem peso maior nestes grupos.

Chama atenção o fato de que há uma tendência de queda na participação daqueles com escolaridade entre 4 e 10 anos em ambos os grupos. No caso das pessoas com mais de 11 anos de estudo, a participação no grupo de controle passou de 66,5% em 2003 para 86,4% em 2014 e no grupo de tratamento passou de 48,2% para 71%, no mesmo período.

Tabela 15: Evolução do Grupo de Tratamento e de Controle por Anos de Estudo – Em %

Ano	Controle					Tratamento				
	Sem instrução	1-3	4-7	8-10	>=11	Sem instrução	1-3	4-7	8-10	>=11
2003	0,8	2,1	10,4	20,3	66,5	1,3	3,3	21,4	25,8	48,2
2004	0,6	1,0	10,6	17,8	69,9	0,8	2,6	18,2	24,6	53,9
2005	0,1	1,1	8,8	17,2	72,8	0,7	2,2	16,2	24,7	56,2
2006	0,1	0,4	7,1	15,8	76,7	0,4	1,8	12,3	22,5	63,0
2007	0,1	0,6	7,0	14,1	78,2	0,4	1,6	13,0	24,0	61,0
2008	0,1	0,8	5,2	12,3	81,6	0,2	1,1	10,3	23,0	65,4
2009	0,2	0,5	5,6	14,0	79,6	0,2	1,0	9,6	23,5	65,7
2010	0,0	0,2	4,4	16,6	78,9	0,1	0,8	8,3	23,3	67,6
2011	0,1	0,3	4,9	12,9	81,8	0,2	0,7	8,4	22,3	68,3
2012	0,1	0,6	3,9	12,5	82,9	0,3	0,8	8,3	21,5	69,1
2013	0,1	0,4	4,2	12,5	82,9	0,3	0,7	8,4	21,8	68,7
2014	0,1	0,6	3,6	9,3	86,4	0,0	0,7	7,9	20,4	71,0

Fonte: elaboração própria com dados da PME, vários anos.

4.2. Impacto sobre a Transição do Emprego para o Desemprego ou Inatividade

Os resultados apresentados nas tabelas 16 e 17 mostram o impacto da política de valorização do salário mínimo na transição do emprego para o desemprego e inatividade, estimados tanto pelo probit quanto pelo Modelo de Probabilidade Linear. Em ambos os modelos foram usados como controles o sexo, cor ou raça, região metropolitana e anos de estudo.

Serão analisados primeiros os resultados obtidos através do modelo Probit. A variável de interesse deste estudo, que é a *Dif_Dif* e que mostra o impacto do salário mínimo, faz uma comparação entre os grupos de tratamento e controle relativa às mudanças na probabilidade de transitar para fora do emprego ou inatividade logo após cada episódio de aumento do salário mínimo. Em todos os anos analisados a magnitude do impacto foi inexpressiva. Os sinais estão na direção esperada (impacto negativo sobre o emprego), exceto para os anos 2003, 2009 e 2010 quando apareceram sinais na direção oposta ao esperado (porém ainda bem pequenos).

Para os anos de 2004, 2005, 2007, 2011, 2013 e 2014 encontraram-se estimativas que não foram significativas, ou seja, estatisticamente iguais à zero, indicando que o salário mínimo não teve efeito algum sobre a transição para o desemprego e inatividade na amostra dos jovens das regiões metropolitanas. Apenas para os anos de 2006, 2008 e 2012 as estimativas foram significativas e passíveis da interpretação de aumento na probabilidade de transição do emprego para o desemprego e inatividade. Em geral, para estes anos, aumentos de 10% no salário mínimo aumentaram a probabilidade de se transitar para o desemprego e inatividade em menos de 1%.

A variável *Tratamento* avalia o impacto sobre os tratados, ou seja, aqueles que recebem entre o antigo valor do salário mínimo e 1.4 do novo salário, em relação ao grupo de controle. As estimativas revelam que para praticamente todos os anos, os tratados possuem uma probabilidade maior de transitar para o desemprego ou inatividade do que os trabalhadores que fazem parte do grupo de controle. Apenas para o ano de 2007 o sinal é contrário ao que se esperava. Embora seja negativo o impacto para este ano é bem pequeno quando comparado com os outros anos da série. O fato de esses coeficientes serem todos (exceto para 2007) positivos e significativos mostra que os tratados tendem a ter maior probabilidade de transição antes dos aumentos do mínimo.

A variável *pós_período* avalia o impacto em ambos os grupos (controle e tratados) no período posterior ao de aumento do salário mínimo. As estimativas mostram que, em geral, após o aumento do salário mínimo, a probabilidade de transição para o desemprego ou inatividade aumentou em ambos os grupos. Na maioria dos anos as estimativas foram significativas e apenas no ano de 2006 o sinal foi negativo, porém estatisticamente igual à zero. Vale destacar que, mesmo para os anos em que as estimativas da variável *pós_período* foram significativas e positivas, elas foram, em magnitude, muito pequenas.

Os resultados encontrados através do MPL não diferiram muito daqueles estimados via Probit em termos de magnitude. Em termos de significância, porém, conclui-se que em todos os anos o efeito sobre a transição para o desemprego foi nula. Em geral as estimativas eram positivas, porém estatisticamente iguais à zero, indicando que os aumentos de salário mínimo não tiveram impacto sobre a transição do emprego para o desemprego.

Tabela 16: Probabilidade de Transitar para o Desemprego e Inatividade - Probit

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Tratamento	0,054 (0.000649)***	0,030 (0.000535)***	0,026 (0.000506)***	0,025 (0.000540)***	-0,007 (0.000493)***	0,003 (0.000558)***	0,031 (0.000540)***	0,039 (0.006872)***	0,036 (0.000509)***	0,025 (0.000554)***	0,019 (0.000634)***	0,025 (0.005935)***
Pós Período	0,003 (0.000760)***	0,001 (0.000544)	0,004 (0.000577)***	-0,001 (0.000744)	0,001 (0.000529)	-0,004 (0.000680)***	0,000 (0.000718)	0,007 (0.001370)***	0,000 (0.000800)	0,001 (0.000793)	0,002 (0.000890)**	0,001 (0.000756)
Dif Dif	-0,002 (0.000945)*	0,000 (0.000731)	0,001 (0.000731)	0,004 (0.000865)***	0,001 (0.000665)	0,008 (0.000816)***	-0,002 (0.000835)**	-0,005 (0.001154)***	0,000 (0.000889)	0,003 (0.000898)***	0,001 (0.000992)	0,001 (0.000842)
Observations	4.299	4.430	4.395	4.537	4.598	4.554	4.267	4.429	4.336	4.450	4.294	4174
Pseudo R-squared	0,02	0,03	0,04	0,03	0,04	0,04	0,03	0,03	0,05	0,04	0,02	0,07

Nota: Elaboração Própria com dados da PME. Os coeficientes referem-se aos efeitos marginais. Erros Padrões entre Parênteses. Valores dos Efeitos Marginais

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Controles usados: Sexo, Cor, Raça e Região Metropolitana e Anos de Estudo.

Tabela 17: Probabilidade de Transitar para o Desemprego e Inatividade–Modelo de Probabilidade Linear

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Tratamento	0,054 (0.0161)***	0,032 (0.0140)**	0,030 (0.0133)**	0,025 (0.0146)*	-0,005 (0.0128)	0,003 (0.0142)	0,030 (0.0135)**	0,039 (0.0130)***	0,037 (0.0135)***	0,024 (0.0133)*	0,019 (0.0171)	0,024 (0.0119)**
Pós Período	0,003 (0.0151)	0,001 (0.0123)	0,003 (0.0142)	-0,001 (0.0166)	0,001 (0.0153)	-0,004 (0.0171)	0,000 (0.0132)	0,005 (0.0141)	0,001 (0.0153)	0,001 (0.0150)	0,001 (0.0213)	0,001 (0.0134)
Dif Dif	-0,001 (0.0218)	0,000 (0.0186)	0,002 (0.0188)	0,004 (0.0200)	0,001 (0.0179)	0,009 (0.0200)	-0,002 (0.0180)	-0,003 (0.0184)	0,000 (0.0188)	0,003 (0.0186)	0,001 (0.0242)	0,001 (0.0171)
Constant	0,143 (0.0523)***	0,210 (0.0607)***	-0,006 (0.0436)	0,067 (0.0378)*	0,071 (0.0293)**	0,237 (0.0680)***	0,292 (0.118)**	0,067 (0.0287)**	0,429 (0.116)***	0,244 (0.0833)***	0,109 (0.0607)*	0,093 (0.0294)***
Observations	4299	4430	4395	4537	4598	4596	4267	4429	4336	4450	4294	4,74
R-squared	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,02	0,02	0,04

Nota: Elaboração Própria com dados da PME. Erros Padrões entre Parênteses. Modelo com Erros padrões Robustos

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Controles usados: Sexo, Cor, Raça e Região Metropolitana e Anos de Estudo.

4.3. Impacto sobre a Transição da Formalidade para a Informalidade

Os modelos estimados para esta seção são idênticos aos estimados na seção anterior, porém com a diferença de se estar analisando as transições da formalidade para a informalidade. Utilizaram-se os mesmo controles e a interpretação dos coeficientes é a mesma

A variável *Dif_Dif*, como exposto na seção anterior, faz uma comparação entre os grupos de tratamento e controle relativa às mudanças na probabilidade de transitar para a informalidade logo após cada episódio de aumento do salário mínimo. As estimativas apontam para um impacto pequeno sobre a transição para a informalidade. Foi possível ver também que em alguns anos, a saber, 2004, 2009 e 2013, os efeitos foram na direção oposta do esperado apontando para um efeito positivo sobre a informalidade. Nos anos de 2003, 2006 e 2007 o efeito do aumento do salário mínimo sobre transições da formalidade para informalidade foi nulo, ou seja, estatisticamente iguais a zero.

Para os anos de 2005, 2008, 2010, 2011, 2012 e 2014 os efeitos foram na direção esperada, ou seja, aumentos do salário mínimo provocam um aumento na probabilidade de transição da formalidade para informalidade. Em todos os anos, porém, estes efeitos adversos sobre a informalidade tiveram magnitudes bem pequenas.

Assim como ocorreu no modelo que observava as transições para o desemprego, neste que lida com transições para informalidade, um aumento de 10% no salário mínimo aumenta a transição em menos de 1%.

A variável *tratamento*, assim como no modelo que capturava os impactos sobre a transição para o desemprego ou inatividade, é, para a maioria dos anos, positiva e estatisticamente significativa, mostrando que os tratados tendem a ter maior probabilidade de transição para a informalidade. A exceção ocorre nos anos 2006 e 2007 (quando o sinal foi negativo) e 2014 (quando a estimativa foi estatisticamente igual à zero)

A variável *pós_mudança* seguiu o padrão do modelo da seção anterior. Em geral, após os episódios de aumentos do salário mínimo, a probabilidade de transitar para a informalidade aumentou. Vale destacar, porém, que para todos os anos estes impactos sobre ambos os grupos foi bem pequeno.

Os resultados estimados pelo Modelo de Probabilidade Linear também não diferiram muito daqueles estimados por probit, em termos de magnitude. Mas no que diz respeito à significância dos coeficientes ocorreram algumas mudanças importantes.

Para todos, os anos analisados as estimativas da variável *Dif_Dif* foram positivas, porém estatisticamente iguais à zero, indicando que os aumentos de salário mínimo não tiveram impacto sobre a transição da formalidade para a informalidade. No que diz respeito a

variável *Tratamento*, apenas em 2010 o efeito foi estatisticamente diferente de zero. Para todos os outros anos eles foram positivos porém não significativos. E em relação a variável *pós_período*, para todos os anos os impactos foram estatisticamente iguais à zero.

Os resultados apresentados nesta seção refutam o que a maioria dos modelos teóricos prevê que é um aumento da transição do setor formal para o setor informal. A ideia básica presente em modelos como este é que os trabalhadores demitidos do setor formal após o aumento do salário mínimo encontram emprego no setor informal (ou migrem para o desemprego/inatividade), que não tem a restrição de respeitar a legislação do piso salarial.

Tabela 18: Probabilidade de Transitar para a Informalidade–Probit

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Tratamento	0,01 (0.000688)***	0,01 (0.000760)***	0,02 (0.000664)***	-0,02 (0.008523)**	-0,01 (0.000582)***	-0,01 (0.004897)**	0,02 (0.006967)**	0,03 (0.003170)***	0,01 (0.000529)***	-0,01 (0.000556)***	0,00 (0.000905)*	0,00 (0.000547)
Pós Mudança	0,00 (0.000691)***	0,00 (0.000666)**	0,00 (0.000711)	0,00 (0.001328)*	0,00 (0.000591)	0,00 (0.001099)**	0,01 (0.002312)**	0,00 (0.000752)**	0,00 (0.000690)	0,00 (0.000614)***	0,01 (0.002389)**	0,00 (0.001474)**
Dif Dif	-0,001 (0.000946)	-0,006 (0.000963)***	0,006 (0.000958)***	0,000 (0.001055)	0,000 (0.000764)	0,003 (0.001339)**	-0,004 (0.001861)**	0,006 (0.001081)***	0,002 (0.000813)***	0,006 (0.000748)***	-0,005 (0.002380)**	0,002 (0.001027)*
Observations	2.362	2.538	2.634	2.750	2.992	3.075	2.894	3.036	3.120	3.103	3.057	3463,00
Pseudo R-squared	0,04	0,03	0,01	0,03	0,03	0,02	0,01	0,03	0,02	0,03	0,04	0,03

Nota: Elaboração Própria com dados da PME. Os coeficientes referem-se aos efeitos marginais. Erros Padrões entre Parênteses. Valores dos Efeitos Marginais

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Controles usados: Sexo, Cor, Raça e Região Metropolitana e Anos de Estudo.

Tabela 19: Probabilidade de Transitar para a Informalidade–Modelo de Probabilidade Linear

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Tratamento	0,01 (0.0195)	0,01 (0.0190)	0,02 (0.0158)	-0,02 (0.0212)	-0,01 (0.0141)	-0,01 (0.0151)	0,02 (0.0152)	0,03 (0.0131)**	0,01 (0.0140)	-0,01 (0.0136)	0,00 (0.0133)	0,01 (0.0122)
Pós Mudança	0,00 (0.0170)	0,00 (0.0164)	0,00 (0.0151)	0,00 (0.0262)	0,00 (0.0163)	0,00 (0.0176)	0,01 (0.0156)	0,00 (0.0127)	0,00 (0.0160)	0,00 (0.0163)	0,01 (0.0160)	0,00 (0.0133)
Dif Dif	-0,002 (0.0240)	-0,006 (0.0249)	0,006 (0.0221)	-0,002 (0.0301)	0,000 (0.0197)	0,003 (0.0203)	-0,003 (0.0204)	0,007 (0.0180)	0,002 (0.0194)	0,006 (0.0187)	-0,006 (0.0189)	-0,003 (0.0170)
Constant	0,14 (0.0974)	0,06 (0.0314)*	0,16 (0.133)	0,03 (0.0315)	0,14 (0.0927)	0,09 (0.0328)***	-0,02 (0.0232)	0,06 (0.0273)**	0,35 (0.245)	0,22 (0.129)*	0,02 (0.0211)	0,02 (0.0221)
Observations	2362	2538	2634	2750	2992	3075	2894	3053	3120	3103	3071	3008
R-squared	0,02	0,01	0,01	0,02	0,02	0,01	0,00	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01

Nota: Elaboração Própria com dados da PME. Erros Padrões entre Parênteses. Modelo com Erros padrões Robustos

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Controles usados: Sexo, Cor, Raça e Região Metropolitana e Anos de Estudo.

4.4. Comparação entre Modelo de Probabilidade Linear e Probit

As tabelas apresentadas acima mostram que os resultados estimados por Probit e pelo Modelo de Probabilidade Linear são bem próximos. Isto abre a possibilidade de uma avaliação do MPL, para ver se é melhor usá-lo ou não. Para tal, foram analisados os percentuais das estimativas que estão fora do intervalo [0,1].

Tabela 20: Percentual das Estimativas fora do intervalo [0,1] – Modelo de Probabilidade Linear.

Ano	Modelo de Desemprego	Modelo de Informalidade
2003	0,0	1,1
2004	1,0	0,2
2005	3,3	0,0
2006	0,9	0,4
2007	0,3	0,3
2008	0,3	0,1
2009	0,1	0,2
2010	0,1	0,6
2011	3,6	0,4
2012	0,1	0,0
2013	0,0	7,3
2014	0,1	0,3

Elaboração Própria com dados da PME

É possível ver que tanto para o modelo que avalia o impacto do salário mínimo sobre transição para o desemprego quanto aquele que avalia o impacto sobre transição para a informalidade, o percentual de estimativas fora do intervalo [0,1] é baixo. Com exceção dos anos de 2005, 2011 e 2013, para todos os outros anos, as estimativas fora do intervalo não passaram de 1%. Mesmo nos anos citados, as estimativas fora do intervalo ficaram abaixo de 10% que foi o máximo exigido.

Sendo assim optou-se por escolher como modelo final da análise o estimado via probabilidade linear (MQO) que, supondo a hipótese de média condicional zero, produz estimadores consistentes e não viesados.

4.5. Causas para a Ausência de Impacto do Salário Mínimo no Mercado de Trabalho

Em geral tanto os resultados do modelo de transição para informalidade quanto os do modelo de transição para o desemprego foram bem baixos, indicando que a política de salário mínimo não teve impacto no mercado de trabalho dos jovens.

O fato de a política de valorização do salário mínimo no Brasil não estar afetando o mercado de trabalho composto por jovens de 18 a 24 anos de idade pode estar relacionado ao fato de estarmos olhando apenas para as seis regiões metropolitanas do Brasil, que é, sem sombra de dúvidas, uma das grandes limitações da Pesquisa Mensal de Emprego. Sendo assim o impacto pode estar ocorrendo fora das regiões metropolitanas.

A divulgação dos microdados da nova pesquisa feita pelo IBGE, a Pnad Contínua, pode reverter esta situação. Estes microdados divulgados recentemente abrangem o país como um todo com divulgação trimestral desde 2012. Haverá, obviamente, uma perda no que diz respeito ao período pesquisado, mas que será compensado com o ganho de poder analisar uma pesquisa trimestral (e futuramente com microdados mensais) e com uma abrangência territorial bem maior. Outro ganho em relação à PME, mas que ainda não está vigorando, será a possibilidade de haver no dicionário uma variável que identifique corretamente o indivíduo entrevistado.

Alguns trabalhos atribuem o fato da ausência de impacto do salário mínimo sobre o emprego e informalidade ao ajuste feito pelas horas trabalhadas. Os autores que defendem esta idéia argumentam que, dado o alto custo de demitir mão de obra, os empregadores optam por fazer um ajuste no sentido de reduzir a jornada de trabalho das pessoas que são afetadas pelo salário mínimo. Neste caso o nível de emprego se manteria inalterado e a jornada média seria reduzida.

A alta taxa de desemprego e informalidade dos jovens (em relação à média das seis regiões metropolitanas) também pode estar relacionada diretamente ao fraco desempenho econômico que o país vem experimentando nos últimos anos, e não à política de valorização do salário mínimo. Se isto realmente estiver ocorrendo, é possível que a situação deste grupo piore um pouco mais nos próximos anos que será de ajustes macroeconômicos e que certamente gerará impactos sobre o mercado de trabalho. O fraco desempenho da economia, então, pode estar forçando os empregadores a demitir mão de obra.

Considerações Finais

Esta última seção reúne as principais conclusões obtidas neste trabalho. Conforme observado na revisão da literatura, os resultados acerca do impacto da política de valorização do salário mínimo no mercado de trabalho são bem conflitantes.

O modelo neoclássico prevê que os aumentos do salário mínimo geram uma redução no nível de emprego, aumento da informalidade e repasse deste aumento para os preços devido ao aumento dos custos de produção dos empregadores. Por este modelo, os empregadores contratariam mão de obra até o ponto em que o salário real se igualasse a produtividade marginal do trabalho.

Vários autores estimam que o impacto do salário mínimo no mercado de trabalho segue o que é proposto pelo modelo teórico padrão, dentre os quais podemos destacar: Neumark e Wascher (1992), Couch e Wittenburg (2001), Zavodny (2000) etc. Alguns estudos, porém, não encontram evidências de impacto do salário mínimo no mercado de trabalho ou encontram efeitos positivos. Dentre estes estudos, pode-se citar Card (1992), Katz e Krueger (1992), Card e Krueger (1994) e Spriggs e Klein (1994).

O presente trabalho procurou estimar tais impactos para os jovens com idade entre 18 e 24 anos de idade das Regiões Metropolitanas do Brasil. Observou-se no decorrer deste trabalho que a participação do grupo de trabalhadores jovens no mercado de trabalho tem caído consideravelmente, tanto no Brasil quanto em outros países. No Brasil, por exemplo, eles têm experimentado taxas de desemprego e de informalidade bem superiores à média das seis Regiões Metropolitanas.

No ano de 2014, enquanto Grécia e Espanha, por exemplo, apresentaram taxas em torno de 50%, Itália e Croácia apresentaram taxas em torno de 40%. A taxa de desemprego média para jovens da Zona do Euro é de 23,7% e da União Europeia é de 22,2%.

Ficou evidente também que o grupo de jovens que estão no mercado de trabalho apresenta uma alta taxa de rotatividade, explicada em parte pela baixa experiência nos cargos que ocupam.

Outro ponto importante é que existe uma parcela de jovens afastada das escolas e do mercado de trabalho. Estas pessoas fazem parte dos “NEM-NEM” (nem estudam e nem trabalham). Isto é preocupante, pois o aumento na proporção de jovens em idade crítica de transição para o mercado de trabalho que não se qualificam, pode trazer prejuízos para projetos futuros de desenvolvimento econômico.

O trabalho ainda fez um exercício que identifica as características dos trabalhadores que recebem salário mínimo. Através do ano base de 2014 foi possível constatar que, em

geral, os trabalhadores que recebem salário mínimo são as mulheres, os não brancos, os mais jovens, os menos escolarizados e os informais, incluindo os trabalhadores por conta própria.

No que diz respeito à caracterização da mão de obra jovem é possível observar que eles são, em grande, parte homens e não brancos (com participação declinante ao longo do tempo) e se concentram basicamente no eixo Rio - São Paulo.

O último exercício feito foi uma estimação de um modelo econométrico que capturasse os efeitos do salário mínimo sobre a transição do emprego para o desemprego e inatividade e da formalidade para a informalidade. A amostra foi restringida para que pudessem ser capturados os impactos sobre o grupo de jovens com idade entre 18 e 24 anos de idade.

Foi estimado um Probit e um Modelo de Probabilidade Linear (MPL) e em ambos os casos os impactos foram bem pequenos e para alguns anos estatisticamente iguais a zero. O ajuste pelo MPL foi bom, visto que no decorrer da série o percentual de estimativas fora do intervalo $[0,1]$ foi bem pequeno. Optou-se por utilizar como modelo final o estimado por MPL e concluiu-se que a recente valorização do salário mínimo não teve impactos nas transições do emprego para o desemprego e inatividade e nas transições da formalidade para informalidade.

Como destacado, as causas para a ausência de impacto nas transições podem estar relacionadas ao fato de estarmos olhando para as regiões metropolitanas (o impacto pode ser maior fora delas), ajuste feito através das horas trabalhadas.

Além disso, o aumento recente do desemprego e informalidade no grupo de jovens pode estar atrelada ao fraco desempenho da economia nos últimos anos. Como já discutido, quando a situação econômica é boa ou relativamente estável o emprego deste grupo tende a se elevar e em períodos de recessão os jovens são, em geral, os primeiros a sair da força de trabalho.

Sendo assim, os resultados apresentados neste trabalho refutam o que a maioria dos modelos teóricos prevê que é um aumento da transição do setor formal para o setor informal e aumento da transição do emprego para o desemprego.

Bibliografia

Barbosa Filho, F; Moura, R. L. “A queda da informalidade no Brasil entre 2002 e 2012”. Panorama do Mercado de Trabalho no Brasil. 1º Edição. Rio de Janeiro. Editora IBRE,2014. 200 páginas.

Bastos, R. L. A. (2006). Crescimento populacional, ocupação e desemprego dos jovens: A experiência recente da Região Metropolitana de Porto Alegre. Revista brasileira estudos de população, 239(2), 301- 315.

BARROS et al . A Estrutura do Desemprego no Brasil. IPEA -Texto para discussão n° 478, Rio de Janeiro, 1997.

BROWN, C., GILROY, C., KOHEN, A. The effect of the minimum wage on employment and unemployment. *Journal of Economic Literature*, v.20, p.487- 528, 1982.

Card, David. 1992b. “Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987- 1989.” *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 46, No. 1 (October), pp. 38-54.

Card, David, Lawrence F. Katz. and Alan B. Krueger. 1993. "An Evaluation of Recent Evidence on the Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages." NBER Working Paper No. 4528.

CARD, D., KRUEGER, A. Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review*, v. 84, p. 772-793, 1994.

CORSEUIL, C. H.; CARNEIRO, F. G. Os impactos do salário mínimo sobre emprego e salário no Brasil:evidências a partir de dados longitudinais e sériestemporais. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. (Texto paradiscussão, n.849).

Couch, Kenneth A., and David C. Wittenburg. 2001. “The Response of Hours of Work to Increases in the Minimum Wage.” *Southern Economic Journal*. Vol. 68, No. 1 (January), pp. 171-77.

FOGUEL, M. N. Uma análise dos efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho no Brasil . Ipea, 1998 (Texto para Discussão, 564).

FONTES, A. Ensaio sobre Informalidade no Brasil. Tese de Doutorado, Instituto de Economia, UFRJ, Rio de Janeiro. 2009

FLORI, Priscila Matias. *Desemprego de jovens no Brasil*. 2003. 77f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003.

Freeman, Richard B and David A. Wise. 1982. The youth labor Market problem: Its nature, causes and consequences . Chicago: University of Chicago press

IBGE (2007). “Relatório Metodológico da Pesquisa Mensal de Emprego. Volume 23. 2ª Edição”ftp://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Mensal_de_Emprego/Metodologia_da_Pesquisa/srmpme_2ed.pdf . Acessado em 31/10/2014.

Itaú (2012). “Relatório de Avaliação Econômica de Projetos”. Disponível em http://www.fundacaoitausocial.org.br/arquivosstaticos/FIS/pdf/livro_aval_econ.pdf. Acessado em 20/04/2015

ILO (2013) disponível em http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/--publ/documents/publication/wcms_202326.pdf. Acessado em 18/03/2015

IPEA (2014).” Brasil em Desenvolvimento 2014: Estado, Planejamento e Políticas Públicas.” Capítulo 14 . Volume 1. Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/livros/livros/web_bd_vol1.pdf Acessado em 04/05/2015

International Monetary Found (2014). Disponível em <http://www.imf.org/external/pubs/ft/sdn/2014/sdn1411.pdf>. Acessado em 19/03/2015

Jeffrey M. Wooldridge Michigan State University Introductory Econometrics: A Modern Approach, 4th Edition. 2009. 896 Pages

Katz, Lawrence F., and Alan B. Krueger. 1992. “The Effect of the Minimum Wage on the Fast Food Industry.” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 46, No. 1 (October), pp. 6-21.

Lemos, Sara. 2004. “Minimum Wage Policy and Employment Effects: Evidence from Brazil”. *Economia*. Volume 5, No 1 (Fall) pp 219-66

Leonard, T. C. 2000. “The Very Idea of Applying Economics: The Modern Minimum-Wage Controversy and Its Antecedents.” *History of Political Economy*, 32, 117–146.

MARTINEZ, T ; BRAGA, J. Crescimento liderado pelos salários, política monetária e inflação no Brasil. V Encontro da AKB: São Paulo, 2012

Menezes-Filho, N, et al. 2014. “A condição “nem-nem” entre os jovens é permanente?” *Panorama do Mercado de Trabalho no Brasil*. 1º Edição. Rio de Janeiro. Editora IBRE, 2014. 200 páginas.

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

Michl, Thomas R. 2000. “Can Rescheduling Explain the New Jersey Minimum Wage Studies?” *Eastern Economic Journal*, Vol. 26, No. 3, Summer, pp. 265-76

Monteiro, Joana. 2013. “Quem são os Jovens Nem-Nem? Uma análise sobre os jovens que não estudam e nem participam do mercado de trabalho”

Neumark, David, and William Wascher. 1992. “Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws.” *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 46, No. 1 (October), pp. 55-81.

Neumark, David, and William Wascher. 1994. “Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Reply to Card, Katz, and Krueger.” *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 47, No. 3 (April), pp. 497-512.

Neumark, David, and William Wascher. 2000. “The Effect of New Jersey’s Minimum Wage Increase on Fast-Food Employment: A Reevaluation Using Payroll Records.” *American Economic Review*. Vol. 90, No. 5 (December), pp. 1362-96.

Neumark, David and William Wascher. 2006. “Minimum Wage Research and Employment: A review of evidence from the new minimum wage research.” Cambridge, Mass: National Bureau of Economic Research.

OECD. 2010. *Off to a Good Start? Jobs for Youth*, OECD Publishing

Ramos, L. & Reis, J. G. (1993), *Quem ganha um salário mínimo no Brasil?*, IPEA.

Reynolds, Lloyd G. and Gregory, Peter. *Wages, productivity and industrialization in Puerto Rico*. Homewood, Ill.: Richard D. Irwin, 1965.

RIBAS, R. P.; SOARES, S. S. Sobre o painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE. Rio de Janeiro: Ipea, ago. 2008 (Texto para Discussão, n. 1.348).

Spriggs, William E., and Bruce W. Klein. 1994. “Raising the Floor: The Effects of the Minimum Wage on Low-Wage Workers.” Washington DC: Economic Policy Institute.

Soares, F. V. (2004b) “Minimum wage hikes and Employment Transitions in Brazil”.
Mimeo. Ipea

Stigler, George. “The Economics of Minimum Wage Legislation”, *Amer. Econ. Rev.*, June 1946, 36, pp. 358-365

TOKMAN, Victor E.; CORROCHANO, Maria Carla; GOUVÊA, Jorge Luiz. *Desemprego juvenil no Cone Sul: uma análise da década*. Brasil: Opções Prosur/Fundação Friedrich Ebert/ILDES, 2003.

OIT (2013). acessado em 18/03/2015. disponível em http://www.oitbrasil.org.br/sites/default/files/topic/gender/doc/jovensintegrapdf_1126.pdf

Zavodny, Madeline. 2000. "The Effect of the Minimum Wage on Employment and Hours." *Labour Economics*. Vol. 7, No. 6 (November), pp. 729-750.