

HUGO LEONARDO ALVES DE MENDONÇA

**A VALORIZAÇÃO REAL DO SALÁRIO MÍNIMO E SEUS EFEITOS SOBRE O
MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO DE 2002 A 2016**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2017

**Ficha catalográfica preparada pela Biblioteca Central da Universidade
Federal de Viçosa - Câmpus Viçosa**

T
Mendonça, Hugo Leonardo Alves de, 1988-
M539v 2017 A valorização real do salário mínimo e seus efeitos sobre o
mercado de trabalho brasileiro de 2002 a 2016 / Hugo Leonardo
Alves de Mendonça. – Viçosa, MG, 2017.
xiv, 178f : il. (algumas color.) ; 29 cm.

Inclui apêndices.
Orientador: Elvanio Costa de Souza.
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.
Referências bibliográficas: f.121-144.

1. Mercado de trabalho - Brasil. 2. Salário-mínimo.
I. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de Economia.
Programa de Pós-graduação em Economia. II. Título.

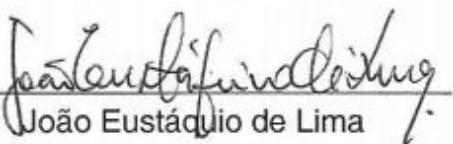
CDD 22. ed. 331.1181

HUGO LEONARDO ALVES DE MENDONÇA

**A VALORIZAÇÃO REAL DO SALÁRIO MÍNIMO E SEUS EFEITOS SOBRE O
MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO DE 2002 A 2016**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 22 de fevereiro de 2017.


João Eustáquio de Lima


Luciano Dias de Carvalho



Elvano Costa de Souza
(Orientador)

Dedico este trabalho à minha mãe.

AGRADECIMENTOS

Os manuais de normas e técnicas para apresentação de trabalhos acadêmicos ditam que se deve agradecer apenas àquelas pessoas e/ou instituições que contribuíram na realização do trabalho de forma relevante e efetiva. No entanto, não seria justo nem de minha natureza deixar de citar alguns nomes, mesmo que eles não estejam diretamente ligados a essa regra.

Primeiramente agradeço à minha mãe, Maria Aparecida, que sempre me apoiou e esteve ao meu lado em minhas decisões, mais do que isso, que sempre confiou em minhas escolhas. Durante o tempo em que me dediquei à confecção dessa dissertação muitas coisas mudaram em nossas vidas, mas tudo isso só fez aumentar o nosso afeto e a nossa cumplicidade.

Um especial agradecimento ao meu orientador, Prof. Dr. Elvanio Costa de Souza, por seus conhecimentos transmitidos, por sua paciência e dedicação ao me auxiliar durante esse período.

Ao meu amigo Vítor Assis com quem, durante o tempo em que residi em Viçosa, dividi o convívio em um apartamento. Obrigado por ter levado sua alegria aos meus muitos dias dominados pelo meu humor frio e impessoal.

Por fim, agradeço à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) que, por meio do auxílio financeiro, tornou possível a realização deste trabalho. Ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Viçosa, aos docentes e a todos os funcionários do Departamento de Economia, DEE.

Todos os príncipes prudentes não devem ter cuidado somente com as desordens presentes, mas também com as futuras, e enfrentar aquelas com toda a habilidade, porque, previstas a tempo, podem ser facilmente remediadas. Esperando que se aproximem, entretanto, o remédio não chega a tempo, porquanto a doença já se tornou incurável.

MAQUIAVEL

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS	vii
LISTA DE QUADROS	viii
LISTA DE TABELAS	ix
LISTA DE GRÁFICOS	xi
RESUMO	xiii
ABSTRACT	xiv
1 INTRODUÇÃO	1
1.1 Objetivos	6
1.1.1 Objetivo geral	6
1.1.2 Objetivos específicos	7
2 A POLÍTICA DE SALÁRIO MÍNIMO	8
2.1 A gênese da política de salário mínimo	8
2.2 A evolução da política de salário mínimo no Brasil	10
2.2.1 Período 1936 a 1983	10
2.2.2 Período pós-1983	16
3 REVISÃO DE LITERATURA	21
3.1 Literatura nacional	21
3.2 Literatura estrangeira aplicada	25
4 REFERENCIAL TEÓRICO	28
4.1 Efeitos do salário mínimo sob concorrência perfeita	28
4.2 Efeitos do salário mínimo sob monopsônio	30
4.3 O salário mínimo no modelo de cobertura parcial	31
4.4 Efeitos do salário mínimo e a situação de desemprego	34
4.5 A taxa real de juros e seus efeitos no mercado de trabalho	37
5 METODOLOGIA	51
5.1 Fonte e ajustamento dos dados	51
5.2 O modelo econométrico	56

6 RESULTADOS	70
6.1 Análise descritiva dos dados.....	70
6.2 Testes pré-estimação das quatro equações principais	78
6.3 Testes pré-estimação das equações secundárias	90
6.4 Os efeitos das variáveis explicativas sobre o mercado de trabalho	100
6.4.1 Efeitos de variações na razão salário mínimo real/rendimento real médio sobre o mercado de trabalho	105
6.4.2 Os resultados das variações na taxa real de juros sobre o mercado de trabalho.....	110
6.4.3 Os resultados das variações do PIB real sobre o mercado de trabalho	114
7 CONCLUSÃO	117
REFERÊNCIAS	121
APÊNDICE A	145
APÊNDICE B	148

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Efeitos do aumento do <i>SM/RM</i> nos setores formal e informal	102
Figura 2 - Os efeitos de um aumento do <i>SM/RM</i> no mercado de trabalho	108
Figura 3 - Os efeitos de um aumento na taxa real de juros no mercado de trabalho	113
Figura 4 - Os efeitos de um aumento do PIB real no mercado de trabalho	115

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 -	Salários mínimos mensais instituídos para todas as regiões do país em 1940 (valores em Réis)	13
Quadro 2 -	Síntese dos estudos que analisam os efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho	23
Quadro 3 -	Resultados do teste para determinação do número de defasagens para cada equação	88
Quadro 4 -	Determinação dos vetores cointegrantes de Johansen	90
Quadro 5 -	Dinâmicas de curto prazo sobre as variáveis do mercado de trabalho	104

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 -	Testes de raízes unitárias das variáveis (mar./2002-fev./2016)	78
Tabela 2 -	Valores assintóticos para o teste de raiz unitária com quebra estrutural	81
Tabela 3 -	Resultados dos parâmetros do modelo de regressão com variável de intervenção e dos testes de raízes unitárias com quebras estruturais, Perron (1989)	82
Tabela 4 -	Testes de raízes unitárias das variáveis em uma diferença (Δ)	83
Tabela 5 -	Teste de cointegração Engle-Granger	85
Tabela 6 -	Testes de raízes unitárias para as variáveis dependentes das equações secundárias (mar./2002-fev./2016)	91
Tabela 7 -	Valores assintóticos para o teste de raiz unitária com quebra estrutural para as variáveis das equações secundárias.....	93
Tabela 8 -	Resultados dos parâmetros do modelo de regressão com variável de intervenção e dos testes de raízes unitárias com quebras estruturais, Perron (1989), para as variáveis das equações secundárias.....	94
Tabela 9 -	Testes de raízes unitárias para as variáveis dependentes das equações secundárias em primeira diferença (Δ).....	95
Tabela 10 -	Teste de cointegração Engle-Granger das equações secundárias....	97
Tabela 11 -	Teste de cointegração de Johansen das equações secundárias.....	98
Tabela 12 -	Efeitos resultantes das alterações nas variáveis explicativas sobre o mercado de trabalho (equações secundárias)	101
Tabela A.1 -	Fator de inflacionamento da variância (FIV) das variáveis explicativas	145
Tabela A.2 -	Teste Kolmogorov-Smirnov de normalidade nas variáveis dependentes	146
Tabela A.3 -	Teste Kolmogorov-Smirnov de normalidade nos resíduos estimados	147
Tabela A.4 -	Teste DFA e PP para a homocedasticidade sobre os resíduos estimados	147
Tabela B.1 -	Critérios de informação para determinação de lags para as equações cuja variável dependente é $\log emp_t$	148

Tabela B.2 - Critérios de informação para determinação de <i>lags</i> para as equações cuja variável dependente é <i>logemp_inf</i>	150
Tabela B.3 - Critérios de informação para determinação de <i>lags</i> para a equação cuja variável dependente é <i>logemp_f</i>	152
Tabela B.4 - Critérios de informação para determinação de <i>lags</i> para as equações cuja variável dependente é <i>logdesemp_t</i>	153
Tabela B.5 - Critérios de informação para determinação de <i>lags</i> para as equações cuja variável dependente é <i>logPEA</i>	155
Tabela B.6 - Critérios de informação para determinação de <i>lags</i> para as equações cuja variável dependente é <i>loginati</i>	157
Tabela B.7 - Resultados das três equações cuja variável dependente é $\Delta logemp_t$	159
Tabela B.8 - Resultados das três equações cuja variável dependente é $\Delta logemp_{inf}$	161
Tabela B.9 - Resultado da equação com variável dependente $\Delta logemp_f$	165
Tabela B.10 - Resultados das três equações cuja variável dependente é $\Delta logdesemp_t$	167
Tabela B.11 - Resultados das três equações cuja variável dependente é $\Delta logPEA$	170
Tabela B.12 - Resultados das três equações cuja variável dependente é $\Delta loginati$	173
Tabela B.13 - Teste Kolmogorov-Smirnov de normalidade nas variáveis dependentes das equações secundárias	176
Tabela B.14 - Teste Kolmogorov-Smirnov de normalidade nos resíduos estimados das equações secundárias	177
Tabela B.15 - Testes DFA e PP para a homocedasticidade dos resíduos estimados das equações secundárias	178

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 -	O mercado de trabalho perfeitamente competitivo	29
Gráfico 2 -	O mercado de trabalho monopsionista	31
Gráfico 3 -	Os efeitos de um salário mínimo nos setores formal e informal.....	32
Gráfico 4 -	Curva de oferta de mão de obra	38
Gráfico 5 -	Deslocamento da curva de oferta de trabalho, dado um aumento em r	41
Gráfico 6 -	Curva de demanda de mão de obra	42
Gráfico 7 -	Manutenção no número de trabalhadores, diante um aumento em r	44
Gráfico 8 -	Ajustes no mercado de trabalho, dado um aumento na taxa de juros	47
Gráfico 9 -	Ajustes do mercado de trabalho, dada uma redução na taxa de juros	48
Gráfico 10 -	Deslocamento da curva de demanda mais que proporcional ao deslocamento da oferta, face um aumento na taxa de juros	49
Gráfico 11 -	Deslocamento da curva de oferta mais que proporcional ao deslocamento da demanda, face um aumento na taxa de juros	50
Gráfico 12 -	Evolução do salário mínimo real e do rendimento real médio das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 – fev./2016	71
Gráfico 13 -	Evolução da razão salário mínimo real/rendimento real médio (SM/RM) das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 – fev./2016	72
Gráfico 14 -	PEA e salário mínimo real, fev./2002 – mar./2016	73
Gráfico 15 -	Taxa de atividade das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 – fev./2016	74
Gráfico 16 -	Evolução do grau de informalidade médio das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 – fev./2016	75

Gráfico 17 - Emprego informal (em mil pessoas) das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 – fev./2016	75
Gráfico 18 - Taxa de desemprego médio das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 – fev./2016	76
Gráfico 19 - Taxa de desemprego médio das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, nov./2014 – fev./2016	77
Gráfico 20 - Taxa de desemprego médio das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, ago./2009 – fev./2016.....	78
Gráfico 21 - Produto Interno Bruto real (em Reais) em logaritmo (Brasil, mar./2002 – fev./2016)	80
Gráfico 22 - Emprego total das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 – fev./2016 (em mil pessoas).	92
Gráfico 23 - Emprego formal das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 – fev./2016 (em mil pessoas).	92
Gráfico 24 - Inativos das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 – fev./2016 (em mil pessoas).	93

RESUMO

MENDONÇA, Hugo Leonardo Alves de, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2017. **A valorização real do salário mínimo e seus efeitos sobre o mercado de trabalho brasileiro de 2002 a 2016.** Orientador: Elvanio Costa de Souza.

O objetivo deste estudo foi analisar como as variações na razão salário mínimo real/rendimento real médio mensal (SM/RM) afetaram a taxa de atividade, o grau de informalidade, a taxa de desemprego e de inatividade no Brasil. Para isso foram extraídos dados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) do período entre março de 2002 e fevereiro de 2016. Como variáveis explicativas, além das séries de salário mínimo real e rendimento real médio das seis regiões metropolitanas cobertas pela PME, foram utilizadas as variáveis Produto Interno Bruto (PIB) real e taxa real de juros divulgadas pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Foram realizados testes de cointegração de Engle-Granger e de Johansen. Para a determinação do melhor número de *lags* de defasagens em cada equação foram utilizadas as estatísticas de quatro critérios de informação, a saber: Akaike, Hannan-Quinn, Schwarz e *Final Prediction Error*. Dessa forma, foram estruturadas quatro equações principais nas formas de Modelos Vetoriais de Correção de Erros (MVCE), cujos resultados dos parâmetros captaram os efeitos das variáveis explicativas sobre aquelas associadas ao mercado de trabalho. Além disso, os efeitos das variações na razão salário mínimo/rendimento real médio, da taxa real de juros e do Produto Interno Bruto sobre o número absoluto de pessoas empregadas nos setores formal e informal também foram avaliados. Os resultados mostraram que os aumentos na razão SM/RM , na taxa real de juros e no PIB provocaram deslocamentos de pessoas do grupo de inativos para a força de trabalho, ou População Economicamente Ativa (PEA). No entanto, a variável que usa o SM provocou um efeito positivo sobre a taxa de desemprego e sobre o grau de informalidade, além de ter diminuído a quantidade de pessoas que operavam no setor coberto pela legislação. Apenas os aumentos no PIB real foram capazes de diminuir a taxa de desemprego no período analisado.

ABSTRACT

MENDONÇA, Hugo Leonardo Alves de, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, February, 2017. **The real appreciation of the minimum wage and their effects on the Brazilian labor market from 2002 to 2016.** Adviser: Elvanio Costa de Souza.

The purpose of the present study was to analyze how the variations on the ratio minimum wage/average monthly real income (MW/AI) affected the activity rate, informality degree, unemployment rate and downtime in Brazil. In this regard, data from the period between March 2002 and February 2016 had been taken from the Monthly Unemployment Research (PME). As explanatory variables, in addition to the series of the real minimum wage and average real income of the six metropolitan regions covered by the PME, it has been used the variables real Gross Domestic Product (GDP) and real interest rate disclosed by the Institute of Applied Economic Research (IPEA). The Engle-Granger and Johansen cointegration tests were performed. To determine the best number of lags in each equation it has been used the statistics from four information criteria, namely: Akaike, Hannan-Quinn, Schwarz e Final Prediction Error. Therefore, it has been structured four principal equations in the Vector Error Correction Model (VECM), which the parameters results captured the effects of the explanatory variables over the ones associated with the labor market. Furthermore, the effects of the variations on the ratio minimum wage/average monthly real income, real interests rate and Gross Domestic Product over the absolute number of employed people in the formal and informal sectors has also been evaluated. The results showed that the increases on the ratio MW/AI, real interests rate and GDP caused displacement of people from the inactive group for the workforce, or Economically Active Population (PEA). However, the variation that uses the MW caused a positive effect over the unemployment rate and informality degree, in addition to have decreased the amount of people that operated in the sector covered by the legislation. Only the increases in the real GDP were able to decrease the unemployment rate in the analyzed period.

1 INTRODUÇÃO

A ação de governos em criar leis que instituíssem um piso salarial é uma prática regulamentada que começou, de acordo com Starr (1981), na virada do século passado e cujos países precursores foram Austrália e Nova Zelândia. Nesse momento, a preocupação basilar era essencialmente resolver certos conflitos trabalhistas e proteger determinadas categorias de trabalhadores consideradas vulneráveis devido ao recebimento de salários excepcionalmente baixos.

Diversas são as atribuições que legitimam a criação de um piso nacional de remuneração. Como consta na própria Constituição Federal brasileira de 1988, tratar-se de direito “[...] dos trabalhadores urbanos e rurais [...]: salário mínimo, fixado em lei, nacionalmente unificado, capaz de atender a suas necessidades vitais básicas e às de sua família com moradia, alimentação, educação, saúde, lazer, vestuário, higiene, transporte e previdência social, [...]”¹

Para Souza e Targino (2005), a importância do salário mínimo (SM) se dá a partir do instante em que determinados grupos ocupacionais não possuem poder organizacional ou de barganha para estipular um piso salarial. Assim sendo, uma das mais frequentes finalidades que a política de salário tem é garantir uma remuneração mínima para esses grupos de trabalhadores de vulnerável posição no mercado.

No Brasil a primeira manifestação legal sobre o assunto se deu em janeiro de 1936, quando o então presidente Getúlio Vargas instituiu as Comissões de Salário Mínimo, que eram compostas de cinco a onze membros, entre empregadores e empregados e um presidente (“pessoa de notória capacidade moral, versada em assuntos de ordem econômica e social, que nomeada por decreto do Presidente da República”)². Em cada uma das 22 regiões nas quais o país foi dividido na época existia uma comissão que seria responsável por determinar, com base em alguns critérios econômicos, um piso salarial regional.

A partir dessa Lei, todo trabalhador passaria a ter direito a um salário mínimo que fosse capaz de “[...] satisfazer, em determinada região do País e em

¹ Constituição Federal de 1988, cap. II, art. 7º, inciso IV.

² Artigo 3º da Lei nº 185, de 14 de janeiro de 1936.

determinada época, as suas necessidades normais de alimentação, habitação, vestuário, higiene e transporte.”³.

No entanto, apenas quatro anos depois, em maio de 1940, os valores instituídos para cada região do país se transformaram em uma remuneração mínima legal exigida pelo governo. O seu descumprimento por parte dos empregadores estava sujeito a sanções com pagamento de multas estabelecidas em lei. Eram múltiplos salários que foram diferentemente reajustados até maio de 1984 quando houve a unificação salarial nacional.

Desde a sua criação, o debate sobre sua importância e seus diversos efeitos sobre a economia é algo frequente e explorado de diversas formas com base em diferentes metodologias. Corseuil e Servo (2002) destacam que a literatura brasileira que trata sobre o tema pode ser dividida em três grupos principais: a) os estudos que visam aumentar a compreensão dos efeitos do salário mínimo sobre a distribuição dos demais salários⁴; b) as pesquisas que visam relacionar o piso nacional com a distribuição de renda e pobreza⁵, e; c) os trabalhos que analisam outros efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho⁶.

Com relação ao primeiro grupo, ainda nos anos 1950 surgiram trabalhos que concluíram pelo impacto positivo que as correções salariais da época causavam sobre as folhas de pagamento dos industriários. Souza e Baltar (1979) utilizaram o termo “farol” para designarem o SM como um norteador que orientaria as remunerações auferidas pelo mercado como um todo, de modo que, para esses autores, um aumento no seu valor geraria pressões para aumentos nos demais salários. Essa percepção ainda é fortemente discutida na atualidade.

Mas a maior lacuna existente com relação a estudos acadêmicos está relacionada ao terceiro grupo. De acordo com Corseuil e Servo (2002) ainda há carência de explicações teóricas mais sofisticadas, sobretudo, as que incorporem imperfeições relevantes no mercado de trabalho.

³ Lei nº 185, de 14 de janeiro de 1936.

⁴ Kingston (1954; 1958 e 1959), Macedo e Garcia (1978), Souza e Baltar (1979), Drobny e Wells (1983), Camargo (1984), Saboia (1985), Velloso (1990), Cacciamali, Portela e Freitas (1994), Barros e Lemos (1998), Soares (1998) Fajnzylber (2001) e Lemos (2001).

⁵ Hoffmann (1973), Saboia (1990), Cardoso (1993), Reis e Ramos (1994), Hoffmann (1998), Barros, Corseuil e Cury (2000), Neri, Gonzaga e Camargo (2000 e 2001) Barros et al. (2001).

⁶ Vide capítulo 3.

Ainda de acordo com esses autores, o Brasil apresenta uma particularidade: o setor informal, que se mostra tão influenciado pelo mínimo quanto o setor formal. Esses estudos utilizaram apenas as variáveis PIB e salário mínimo para analisar efeitos sobre o mercado de trabalho. Entretanto, dados como taxa real de juros, câmbio, carga tributária, infraestrutura disponível, nível tecnológico, qualidade do capital humano e a própria legislação trabalhista vigente podem ser cruciais para explicar variações no nível de emprego no Brasil.

Desde que foi oficialmente instituído em maio de 1940 até o valor que vige para o ano de 2017, o salário mínimo sofreu 131 alterações, uma média de quase duas correções no seu valor por ano. Apenas considerando o período de maio de 1987 a setembro de 1991, o mínimo foi reajustado 46 vezes, praticamente um salário mínimo definido por mês nesse período que conviveu com três alterações de moeda: do Cruzado, passando pelo Cruzado Novo e chegando ao Cruzeiro. Embora não seja cientificamente válido comparar unidades de medidas diferentes, apenas a título de curiosidade, em toda a sua história o maior valor nominal para o SM foi de Cr\$4.639.800,00 (quatro milhões, seiscentos e trinta e nove mil e oitocentos cruzeiros) válido apenas para o mês de julho de 1993. Já o menor foi o de março de 1994 no valor nominal de 64,79 unidades reais de valor, que em julho do mesmo ano se transformou em Reais.

Apenas a partir desse ano, com a implementação e eficácia do Plano Real no combate a inflação histórica nacional, é que o governo passou a reajustar o salário apenas uma vez a cada ano, e desde 2011 prevalece a regra de reajuste que ainda é usada. De acordo com essa metodologia de correção, o valor do mínimo de todo ano é reajustado pela variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC)⁷ acumulado nos últimos doze meses anteriores ao mês de reajuste, somado com a variação do Produto Interno Bruto de dois anos antes, se positiva⁸.

No entanto, dado que o PIB é uma função do número de trabalhadores empregados (N), da quantidade de capital (K), do nível tecnológico (T) e de outros fatores, a taxa de variação total dele **não** corresponde a apenas às mudanças na produtividade marginal do trabalho. Logo, ajustar o valor do SM com base na variação total do PIB acaba, de certa forma, superestimando os reajustes que, via de

⁷ Calculado e divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

⁸ Lei nº 12.382, de 25 de fevereiro de 2011, § 1º e § 4º.

regra, deveriam contemplar apenas os ganhos de produtividade marginal do fator trabalho.

De maneira sucinta e algébrica, considere que o Produto total de um país seja dado por $Y = f(N, K, T)$. Logo, a variação total se dá por $dY = \frac{\partial f(\cdot)}{\partial N} dN + \frac{\partial f(\cdot)}{\partial K} dK + \frac{\partial f(\cdot)}{\partial T} dT$. Note que as produtividades marginais de cada fator cooperam para a variação total do nível de produto, mas, indicar a variação total do produto para reajustar o salário mínimo não é plausível, pois, incorpora ao fator trabalho os ganhos de produtividade de todos os demais fatores envolvidos no processo produtivo, o que pode gerar um salário mínimo acima do que seria considerado eficiente para a economia.

Essa metodologia de reajuste pode explicar o fato de o mínimo real, nos últimos anos, ter crescido a uma taxa muito maior do que a taxa de crescimento do rendimento real médio (RM) das seis regiões metropolitanas⁹ cobertas pela Pesquisa Mensal do Emprego (PME). Esse rendimento médio pode ser considerado uma remuneração determinada via “forças naturais” do mercado, diferentemente do SM que é determinado por Leis/Decretos do governo.

Numericamente, em março de 2002, primeiro mês das séries dessa pesquisa, o SM real era de R\$467,49, enquanto o rendimento real médio era de R\$2.041,36¹⁰; no último mês analisado (fev./2016) o mínimo real cresceu 92,14% em relação ao primeiro mês da série, chegando a R\$898,25, enquanto o RM aumentou apenas 9,11% indo para R\$2.227,50. Em pontos percentuais é uma diferença de aproximadamente dez vezes entre uma variação e outra.

Essa forte valorização real do salário mínimo, e seu consequente despreendimento com relação à valorização do rendimento real médio no período, e como ela afetou variáveis do mercado de trabalho nacional, se tornou o objeto de pesquisa dessa dissertação. Como mostra a literatura sobre mercado de trabalho, aumentos no salário mínimo legal podem contribuir para a elevação do desemprego e da informalidade¹¹. Especificamente, nesse estudo foram analisados os impactos

⁹ Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

¹⁰ Fonte: IPEAData, séries em Reais constantes do último mês deflacionadas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

¹¹ Sobre esse assunto, ver Neri (1997), Foguel (1997), Lemos (2001), Souza e Targino (2005) e Gindling e Terrel (2009), por exemplo. Mais detalhes sobre os estudos que analisaram esses efeitos serão dados no capítulo 3 desta dissertação.

de variações na razão salário mínimo real/rendimento real médio mensal sobre a taxa de atividade, o grau de informalidade, a taxa de desemprego e a inatividade no Brasil, entre março de 2002 e fevereiro de 2016.

Além disso, os efeitos sobre a variação no número de pessoas empregadas no setor coberto pela legislação (formal) e os atuantes no setor informal também foram investigados. Por fim, ainda constituindo objetivo dessa dissertação, no capítulo quatro mostra-se teoricamente como a taxa real de juros é capaz de afetar o mercado de trabalho e por isso ela também foi incorporada nas equações desenvolvidas na metodologia e o efeito de suas variações também foi explorado.

Inicialmente, partiu-se da intuição de que as equações pudessem ser expressas na forma de um Vetor Autorregressivo (VAR) defasado em p lags. Isso porque todas as séries são mensais e é sabido que os agentes demandam certo tempo para reagirem às alterações nas variáveis explicativas. No entanto, dada a característica não estacionária em nível dos dados, os testes de Engle-Granger e Johansen foram aplicados, a fim de se verificar a possibilidade de haver cointegração nos modelos. Esses resultados indicaram que a utilização de Modelos Vetoriais de Correção de Erros (MVCE) seria capaz de gerar resultados mais robustos dos parâmetros estimados.

De modo geral essa dissertação está estruturada em sete capítulos, contando com essa introdução: no segundo, mostra-se como a política de criação do salário mínimo surgiu e se difundiu pelo mundo no início do século passado. Na sequência, foca-se na evolução da política de salário mínimo no Brasil (de 1936 a 1983, enquanto vigoraram múltiplos salários; e pós-1983, quando houve a unificação salarial nacional).

No terceiro capítulo, apresenta-se uma revisão de literatura com pesquisas envolvendo o SM, são trabalhos que mostram seus efeitos sobre o mercado de trabalho. No final desse capítulo, tem-se a apresentação de pesquisas que tratam sobre o tema em alguns países.

No quarto, examinam-se os principais modelos teóricos que norteiam os estudos que tratam da influência do mínimo sobre o mercado de trabalho. Primeiramente consideram-se os casos de cobertura total, ou seja, aqueles onde não existe o setor informal e também se desconsidera a situação de desemprego. Inicialmente, considera-se um modelo sob concorrência perfeita; depois, sob a teoria

do monopsônio o empregador passa a ter algum poder de monopólio sobre a determinação de salários e mostra-se como a determinação de um piso legal afeta a quantidade de emprego nessa estrutura.

Ainda no capítulo quatro são mostrados modelos que consideram o setor informal e a situação de desemprego, bem como a discussão dos efeitos da determinação de um mínimo legal para esses casos. Por fim, é desenvolvido um modelo teórico algébrico e com algumas demonstrações gráficas de como a taxa real de juros pode afetar o mercado de trabalho.

A descrição das séries de dados usadas nessa pesquisa, alguns ajustamentos matemáticos necessários em cada uma delas e a adequação metodológica das equações estão no capítulo cinco.

O sexto capítulo é dedicado aos resultados e começa com uma análise descritiva do comportamento de cada série de dados usada entre março de 2002 e fevereiro de 2016. A seguir, tem-se alguns testes pré-estimações que foram necessários para que se determinasse a melhor metodologia a ser usada. E por fim, apresenta-se a discussão dos resultados encontrados divididos em três seções que avaliam os efeitos das alterações da razão salário mínimo real/rendimento real médio, da taxa real de juros e do PIB sobre o mercado de trabalho. Finalmente, tem-se a conclusão e dois apêndices com resultados e testes pré e pós-estimações, que foram necessários para melhor compreensão dos efeitos sobre as variáveis estudadas e que garantem a robustez econométrica dos resultados encontrados.

1.1 Objetivos

1.1.1 Objetivo geral

Este estudo objetiva analisar como variações na razão salário mínimo real/rendimento real médio mensal afetam a taxa de atividade, o grau de informalidade, a taxa de desemprego e a inatividade no Brasil entre março de 2002 e fevereiro de 2016.

1.1.2 Objetivos específicos

- a) verificar, com base nos resultados dos parâmetros estimados nos modelos, se a política de correção salarial adotada no período de 2002 a 2016 foi capaz de fomentar a economia contribuindo para a criação de postos de trabalho (formal ou informal), ou se prevaleceu o efeito custo do salário para os empregadores fazendo com que ele exercesse pressão para o aumento do desemprego;
- b) quantificar como as variações no Produto Interno Bruto (PIB) e na taxa real de juros foram capazes de afetar variáveis do mercado de trabalho no período considerado pela pesquisa.

2 A POLÍTICA DE SALÁRIO MÍNIMO

Este capítulo tem como principal objetivo narrar como a política de salário mínimo se originou e se propagou por diversos países no mundo, inclusive no Brasil, tornando-se, em algumas nações, uma importante ferramenta de política pública.

2.1 A gênese da política de salário mínimo

Diversas são as atribuições que legitimam a criação de um piso nacional de remuneração. Como consta na própria Constituição Federal do Brasil de 1988, tratar-se de direito “[...] dos trabalhadores urbanos e rurais [...]: salário mínimo, fixado em lei, nacionalmente unificado, capaz de atender as suas necessidades vitais básicas e às de sua família com moradia, alimentação, educação, saúde, lazer, vestuário, higiene, transporte e previdência social [...]”¹².

De acordo com Starr (1981), a prática da regulamentação de um salário mínimo começou na virada do século XX pela Austrália e Nova Zelândia. A ideia inicial era usá-lo a fim de prevenir e resolver certos conflitos trabalhistas, e não demorou muito para o sistema de fixação de um piso salarial se espalhar por boa parte dos estados australianos. Nessa fase, os governos perceberam que uma política salarial também seria fundamental para eliminar o que Starr (1981) chamou de *sweating*, que é o pagamento de salários excepcionalmente baixos.

Ainda de acordo com esse autor, outros países logo seguiram a prática de proteger seus trabalhadores do recebimento de salários considerados demasiadamente baixos, porém, nesses novos países a legislação não se estendia para todos os setores e vigorava apenas sobre determinadas categorias de trabalhadores considerados “especialmente vulneráveis”. Em 1909, depois de um estudo cuidadoso do sistema vigente nos estados australianos, o parlamento britânico adotou uma legislação própria que regulamentava o salário mínimo, e logo foi seguido pela França (1915), Noruega (1918), Áustria (1918), Checoslováquia (1919), Alemanha (1923), Espanha (1926) e Bélgica (1934).

¹² Constituição Federal de 1988, II cap. art.7º, inciso IV.

Foguel (1997) adverte para o fato de que embora a expansão da regulação de salários mínimos tenha sido considerável em todas as partes do mundo, principalmente a partir da década de 1930 e notadamente após a Segunda Guerra Mundial, seus padrões de uso foram singularmente distintos entre os países. Basicamente, essas distinções eram causadas por especificidades de cada nação e pela própria importância que o salário mínimo adquiria no processo de determinação dos demais salários nas economias.

É nesse sentido que Starr (1981) estabelece que a introdução das primeiras leis de salário mínimo nos Estados Unidos foram voltadas apenas à proteção de trabalhadoras e menores, onde, até o final de 1923, 17 estados já possuíam legislação específica sobre um mínimo. O mesmo aconteceu com o Canadá, onde sete de suas nove províncias tinham leis salariais entre 1917 e 1920, mas que serviam basicamente à proteção das mulheres.

Muitos países em desenvolvimento, também a partir dos anos de 1920, começaram a “experimentar” políticas que regulamentavam um piso salarial, e que foram, quase sempre, voltadas à proteção de grupos trabalhistas considerados mais vulneráveis, principalmente pelo recebimento de salários muito baixos ou considerados “injustos”. É o caso de: Sri Lanka (1927), que regulava os salários dos trabalhadores empregados nas plantações; África do Sul (logo após a Primeira Guerra), a fim de prevenir abusos na contratação de trabalhadores indígenas ou a prestação de trabalhos forçados; Congo (1922); Argentina (1918); México (1917); Costa Rica e Cuba (1934) e Brasil (1938)¹³ (STARR, 1981).

Embora se espalhasse pelo mundo, até a Segunda Guerra Mundial muitos países não possuíam disposições legislativas para tratar do tema, e aqueles que tinham, frequentemente, restringiam sua aplicação a algumas categorias. Porém, rumando-se para o fim da depressão econômica da década de 1930 e durante a Segunda Guerra, a situação começou a mudar gradualmente e cada vez mais países começaram a adotar uma legislação salarial que cobria um número maior de trabalhadores (STARR, 1981).

¹³ Starr (1981) não considerou a Lei nº 185, de 14 de janeiro de 1936, que instituía as Comissões de salário mínimo, como sendo o ponto de partida na regulamentação de uma política salarial brasileira.

2.2 A evolução da política de salário mínimo no Brasil

Esta seção dedica-se a descrever o processo de formação da política salarial nacional, desde sua menção em 1936 até o valor que vigora em 2017. Inicialmente, trata-se do período 1936 a 1983, em que valeu, para todo o território nacional, a política de múltiplos salários em cada região e sub-região do país. Na sequência, aborda-se o período pós-1983, quando houve a unificação salarial nacional.

2.2.1 Período 1936 a 1983

Durante os anos 1930, quando do início da discussão política sobre a criação de uma política salarial nacional, houve muitos debates acerca dos reais motivos e interesses do governo para a criação de um Salário Mínimo (SM). De acordo com Fonseca (1989), essas frentes podiam ser muito bem representadas e resumidas tendo, de um lado, o economista Ignácio Rangel e o sociólogo Octavio Ianni e, de outro, Francisco de Oliveira e Werneck Vianna, ambos sociólogos. Para os primeiros, a falta de organização da classe trabalhadora da época e seu reduzido poder de barganha fez com que o Estado se motivasse a exercer seu papel de proteção aos trabalhadores, elevando os salários. Além disso, havia uma preocupação central do governo de impedir a pauperização dos trabalhadores devido à oferta ilimitada de mão de obra.

Já para Francisco de Oliveira e Werneck Vianna (apud FONSECA, 1989) o salário mínimo foi instituído próximo a um nível de subsistência, o que permitia a acumulação de capital por parte dos empresários, distanciando-se assim da ideia de que o Estado estaria preocupado com os interesses dos trabalhadores.

De acordo com o governo, a criação de um piso salarial motivaria o aumento do poder aquisitivo dos trabalhadores, ampliaria o mercado consumidor e, consequentemente, aumentaria a oferta de novos postos de trabalho (SABOIA, 1985). O Salário Mínimo surgiu, nos moldes político-legais, portanto, a partir da Lei nº 185, de 14 de janeiro de 1936, sob o governo de Getúlio Vargas (há menos de dois anos de se instituir um golpe de Estado que vigoria até 1945 no Brasil) (FIGUEIRA, 2003). O título da referida lei trazia seu principal objetivo: instituir as Comissões de Salário Mínimo, que eram compostas de cinco a onze membros, entre

empregados e empregadores, e um presidente - “pessoa de notória capacidade moral, versada em assuntos de ordem econômica e social, que nomeada por decreto do Presidente da República”¹⁴.

O número exato dos componentes dessas Comissões era fixado pelo Ministro do Trabalho, Indústria e Comércio. Os representantes dos empregados e empregadores eram primeiramente eleitos pelos respectivos sindicatos e pelas associações e instituições legalmente reconhecidas e, só então, nomeados pelo Ministro do Trabalho, Indústria e Comércio.

A partir dessa lei, todo trabalhador passou a ter direito a um salário mínimo que fosse capaz de “[...] satisfazer, em determinada região do país e em determinada época, as suas necessidades normais de alimentação, habitação, vestuário, higiene e transporte”¹⁵. O país foi dividido em 22 regiões – os 20 estados nacionais mais o Distrito Federal¹⁶ e o Território do Acre – e em cada uma delas funcionava uma Comissão de Salário, com sede na capital do estado, no Distrito Federal, ou na sede do governo no território do Acre¹⁷.

A regulamentação da Lei nº 185/1936 ocorreu em pouco mais de dois anos de sua publicação, com o Decreto-lei nº 399, de 30 de abril de 1938, cujo artigo sexto definia o salário mínimo a partir da fórmula $SM = a + b + c + d + e$, em que a , b , c , d e e , representavam, respectivamente, o valor das despesas diárias com alimentação, habitação, vestuário, higiene e transporte necessários à vida de um trabalhador adulto¹⁸. Em seu parágrafo primeiro, do mesmo artigo, o Decreto-lei estabelecia um valor mínimo necessário à alimentação diária de um trabalhador adulto para cada grupo de regiões, a chamada “ração-tipo essencial mínima”.

Uma vez fixada uma tabela com os diferentes salários para cada região do país, a mesma valeria pelos próximos três anos, podendo ser modificada ou confirmada por novo período de mais três anos, e assim seguidamente. Isso se houvesse acordo decisório na respectiva Comissão de Salário Mínimo e aprovado pelo Ministro do Trabalho, Indústria e Comércio¹⁹.

¹⁴ Artigo 3º da Lei nº 185, de 14 de janeiro de 1936.

¹⁵ Artigo 1º da Lei nº 185, de 14 de janeiro de 1936.

¹⁶ Até abril de 1960 o Distrito Federal era a cidade do Rio de Janeiro, sendo a capital do estado a cidade de Niterói.

¹⁷ Vide art. 7º da Lei nº 185, de 14 de janeiro de 1936.

¹⁸ Vide Decreto-lei nº 399, de 30 de abril de 1938.

¹⁹ Vide §1º, art. 46 do Decreto-lei nº 399, de 30 de abril de 1938.

Embora a Lei de 1936 represente a primeira manifestação legal a uma política nacional salarial, foi com o Decreto-lei nº 2.162, de 1º de maio de 1940, que o salário mínimo se tornou um dos maiores feitos políticos do presidente Getúlio Vargas e, dentre outras provisões no meio trabalhista, registrá-lo-ia na história como o “Pai dos Pobres”. Diferentemente do texto usado na Lei de 1936, o título desse Decreto-lei era claro e objetivo, instituindo, de fato, um salário mínimo para cada região, e suas respectivas sub-regiões, do país.

O Quadro (1) traz a tabela anexa ao Decreto-lei nº 2.162. Dentro das 22 regiões criadas pela Lei nº 185 de 1936, foram instituídas 50 sub-regiões e determinado, pelas respectivas Comissões de Salários, o valor, em Réis, para o salário mínimo mensal em cada uma delas. Eram ao todo 14 diferentes valores que variavam de 90\$000 (noventa mil réis) a 240\$000 (duzentos e quarenta mil réis) por mês, sendo o valor teto pago apenas à região do Distrito Federal. Note-se que a razão entre o menor e o maior salário era de aproximadamente 2,66, logo, o teto salarial era 2,66 vezes maior que o piso, por essa tabela. O Decreto-lei entrou em vigor em julho do mesmo ano, sessenta dias após sua publicação no Diário Oficial da União.

Quadro 1 – Salários mínimos mensais instituídos para todas as regiões do país em 1940 (valores em Réis)

Regiões	Salário Mensal	
Alagoas		
Maceió (capital)	125.000	
Demais localidades e distritos	90.000	
Amazonas		
Manaus (capital)	160.000	
Demais localidades e distritos	120.000	
Baía		
Salvador (capital), Ilhéus, Itabuna, Itacaré, Canavieiras, Belmonte, Itapira e Una	150.000	
Andaraí, Camarú, Conquista, Feira, Itambe, Jequié, Jaguaquara, Lençóis, Rio Novo, Santarém, Maraú, Mucugê	120.000	
Alagoinhas, Afonso Pena, Amargosa, Areia, Barra da Estiva, Boa Nova, Cacchoeira, Catu, Cruz das Almas, Conceição, Djalma Dutra, Encruzilhada, Inhambupe, Itaberaba, Itaparica, Joazeiro Jacobina, Maragogipe, Mata, Mundo Novo, Muritiba, Nazaré, Pojuca, Poções, Rui Barbosa, Santo Amaro, São Felix, Santo Antônio de Jesus, São Gonçalo, São Sebastião, Valença, Brejões, Camassari, Cairu, Capivari, Conde, Coração de Maria, Entre Rios, Ituassú, Itaquara, Itirassú, Jaguaripe, Jequiricá, Lage, Mutuipe, Nilo Peçanha, Palmeira, Prado, Saude, Taperoá, Santa Inês	110.000	
Barra, Bonfim, Brumado, Caravelas, Castro Alves, Campo Formoso, Esplanada, Ipiriá, Maracás, Morro do Chapéu, Serrinha, Alcobaça, Anchieta, Angical, Aratuípe, Baixa Grande, Barreiras, Bom Jesus da Lapa, Bom Sucesso, Brotas, Condeúba, Caetité, Caçulé, Carinhanha, Casa Nova, Chique-Chique, Cicero Dantas, Cipó, Conceição do Coité, Correntina, Cotelé, Curuçá, Euclides da Cunha, Guanambi, Geremoabo, Glória, Irará, Irecé, Itapicurú, Itiuba, Jacaraci, Jandaíra, Livramento, Macaúbas, Monte Alegre, Monte Santo, Mucuri, Oliveira dos Brejinhos, Paramirim, Porto Seguro, Parapiranga, Pilão Arcado, Pombal, Queimadas, Remanso, Riachão do Jacuípe, Riachão de Santana, Rio Branco, Rio de Contas, Rio Preto, Rio Real, Santana, Santa Luzia, Santa Maria, Santo Inácio, Santa Cruz, Seabra, Santo Sé, Soure, Tucano, Uauá, Urundí.	90.000	
Ceará		
Fortaleza (capital)	150.000	
Demais Localidades e distritos	110.000	
Distrito Federal	240.000	
Espirito Santo		
Vitória (capital)	160.000	
Demais localidades e distritos	110.000	
Goiaz		
Goiânia (capital) e cidades marginais da Estrada de Ferro de Goiaz	150.000	
Demais localidades e distritos	100.000	
Maranhão		
São Luiz (capital)	120.000	
Demais localidades e distritos	90.000	
Mato Grosso		
Cuiabá (capital)	150.000	
Aquidauana, Bela Vista, Campo Grande, Entre Rios, Maracajá, Corumbá, Poxoréu, Guajará Mirim, Alto Madeira, Lageado, Ponta Porã, Dourados, Porto Murtinho, Três Lagoas.	180.000	
Nioac, Cáceres, Mato Grosso, Livramento, Herculânea, Alto Araguaia, Araguiana, Miranda, Paranaíba, Poconé, Rosário, Oeste, Diamantina e Santo Antônio	100.000	
Minas Gerais		
Belo Horizonte (capital), Juiz de Fora, Nova Lima, Uberaba, Uberlândia	170.000	
Demais localidades e distritos	120.000	
Pará		
Belém (capital)	150.000	
Demais localidades e distritos	110.000	
Paraíba		
João Pessoa (capital)	130.000	
Demais localidades e distritos	90.000	
Paraná		
Curitiba (capital)	180.000	
Ponta Grossa, Paranaguá, Antonina, Foz do Iguaçu, Jacarezinho, Cambará, Londrina, Ribeirão Claro, Rio Negro, Iratí	160.000	
Demais localidades e distritos	120.000	
Pernambuco		
Recife (capital) e Olinda	150.000	
Demais localidades e distritos	120.000	
Piauí		
Teresina (capital) e Parnaíba	120.000	
Demais localidades e distritos	90.000	
Rio Grande do Norte		
Natal (capital)	130.000	
Demais localidades e distritos	90.000	
Rio Grande do Sul		
Porto Alegre (capital)	200.000	
Demais localidades e distritos	160.000	
Rio de Janeiro		
Niterói (capital), São Gonçalo e Nova Iguaçu	200.000	
Sedes dos demais municípios e distritos	150.000	
Demais localidades e partes restantes dos distritos	100.000	
Santa Catarina		
Florianópolis (capital), São Francisco, Lages, Blumenau, Joinville, Laguna, Itajaí	170.000	
São Bento, Mafra, Concórdia, Porto União, Rio do Sul, Curitibanos, Itaiópolis, Camboriú, Brusque, Biguassú, Jaraguá, São José	150.000	
Indaial, Cruzeiro, Paratí, Caçador, Tijucas, Canoinhas, Palhoça, Nova Trento, Porto Belo, Rodeio, Tubarão, Bom Retiro, Cresciumá, Gaspar, Timbó, Hamônio, Campo Alegre, Araranguá, Imaruí, São Joaquim, Orleans, Campos Novos, Jaguaruna, Chapecó, Urussangá	140.000	
São Paulo		
São Paulo (capital), Santo André, Santos, São Vicente, Guarujá	220.000	
Campinas e Sorocaba	200.000	
Araraquara, Araçatuba, Bauru, Botucatu, Barretos, Catanduva, Guaratinguetá, Jundiaí, Jacareí, Jaboticabal, Limeira, Marília, Presidente Prudente, Piracicaba, Ribeirão Preto, Rio Preto, São Carlos, Taubaté.	170.000	
Demais localidades e distritos	150.000	
Sergipe		
Aracaju (capital)	125.000	
Demais localidades e distritos	90.000	
Território do Acre		170.000

Nota: grafia original do texto.

Fonte: Decreto-lei nº 2.162, de 1º de maio de 1940.

Os salários mínimos, instituídos pela tabela anexa ao Decreto-lei de 1940, vigoraram até 17 de julho de 1943, quando foram reajustados por um percentual definido pelo inciso II da Portaria nº 36, de 8 de janeiro de 1936, e consolidado no Decreto-lei nº 5.670/1943. Nessa atualização, as 50 sub-regiões foram mantidas, no entanto, ao invés dos 14 diferentes valores do SM, agora eram 21, variando entre Cr\$117,00 (cento e dezessete cruzeiros²⁰) e Cr\$300,00 (trezentos cruzeiros).

Esses salários vigoraram por pouco menos de cinco meses, até que em dez de novembro de 1943 uma nova tabela foi criada e entrou em vigor no dia primeiro de dezembro do mesmo ano. Dessa vez, além das 50 sub-regiões do território nacional, mais 10 foram criadas, totalizando 60, que recebiam 17 diferentes valores variando entre Cr\$170,00 (cento e setenta cruzeiros) e Cr\$360,00 (trezentos e sessenta cruzeiros). A razão entre eles passou dos 2,564 para 2,118 evidenciando uma redução da distância entre o menor e o maior salário.

A próxima alteração salarial se daria apenas oito anos depois, sob o Decreto nº 30.342, de 24 de dezembro de 1951, com vigência a partir de janeiro de 1952. O número de diferentes valores pagos saltou para 29 e a razão entre o maior e o menor passou a ser 2,857, demonstrando um aumento na desigualdade salarial entre as diferentes sub-regiões.

Em 04 de julho de 1954 uma nova tabela de salários passou a valer. O menor salário pago foi corrigido em 31,9% em relação ao menor da tabela anterior, ao passo que o maior teve seu valor dobrado, ou seja, um aumento de 100% com relação ao anterior. Isso fez com que a razão entre eles saltasse para 4,329, a maior enquanto vigorou o regime de múltiplos salários.

Já sob o governo do presidente Juscelino Kubitschek, em 1º de agosto de 1956 começou a valer uma nova tabela e a razão maior/menor salário foi amortecida até o fim do seu governo. Importante notar que a tabela instituída pelo Decreto nº 49.119-A, de outubro de 1960, corrigiu o maior e o menor salário em 60% com relação ao maior e ao menor da tabela anterior e, dessa forma, a razão entre eles permaneceu inalterada em 2,857. A manutenção dessa proporcionalidade não era oficial, ou seja, o decreto não explicitava que os salários seriam corrigidos em medidas percentuais iguais, devendo tratar-se de um critério do acaso, específico

²⁰ Em 1942 a moeda oficial brasileira passou a ser o Cruzeiro (Cr\$). Foi o primeiro corte de três zeros na moeda nacional: Cr\$ 1,00 (um cruzeiro) equivaleria a 1\$000 (mil réis) (BASTOS, 2015).

dessa alteração. Diferentemente da primeira alteração de salários, realizada pelo presidente João Goulart, em que o Decreto nº 51.336, de outubro de 1961, trazia em seu artigo primeiro que todos os 28 diferentes salários seriam acrescidos em 40%, obviamente, a razão maior/menor salário permaneceu inalterada nos 2,857.

A próxima alteração realizada pelo presidente Goulart se deu apenas em dezembro de 1962, para vigorar a partir de janeiro de 1963, e criou a maior quantidade de diferentes salários que existiu no território nacional ao mesmo tempo – 37 valores distribuídos em 56 sub-regiões, sendo o maior de Cr\$21.000,00 (vinte e um mil cruzeiros) e o menor de Cr\$7.100,00 (sete mil e cem cruzeiros).

Em fevereiro de 1964, em uma nova alteração, ainda sob o governo de João Goulart, o número de sub-regiões foi reduzido quase à metade (para 30), e manteve-se assim até maio de 1969. Já o número de diferentes valores caiu 62% em relação à tabela anterior, passando para 14.

Foi em 1º de março de 1967, já sob o regime ditatorial militar, com o presidente Castello Branco, que os salários mínimos alcançaram seus maiores valores nominais em Cruzeiros, variando entre Cr\$48.000,00 (quarenta e oito mil cruzeiros) e Cr\$84.000,00 (oitenta e quatro mil cruzeiros). No dia 13 de fevereiro de 1967 ocorreu a segunda troca de moeda do país, também com o corte de três zeros, passando a vigorar o Cruzeiro Novo (NCr\$) (BASTOS, 2015). Em 1º de março os 8 diferentes salários estavam compreendidos no intervalo de NCr\$60,00 (sessenta cruzeiros novos) e NCr\$105,00 (cento e cinco cruzeiros novos), gerando uma razão entre eles de 1,750. Aliás, foi a partir do Regime Militar, no ano de 1964, que essa razão entrou em sucessivas quedas, até atingir 1,137 em 1983, quando os múltiplos salários foram extintos.

O Cruzeiro Novo existiu até 15 de julho de 1970, quando foi substituído pelo regresso do Cruzeiro, dessa vez na taxa de conversão de um para um, ou seja, NCr\$1,00 igual a Cr\$1,00 (BASTOS, 2015). Até aí, foram mais três novas tabelas existentes e em 1º de maio de 1971 passou o valer o Decreto nº 68.576, assinado pelo presidente Emílio Garrastazu Médici, criando seis diferentes valores de salários para vigerem em 29 diferentes sub-regiões.

De 24 de fevereiro de 1964 até 1º de maio de 1979 os salários mínimos nacionais foram reajustados apenas uma vez a cada ano²¹. No dia 30 de outubro de 1979 o presidente João Figueiredo assinou a Lei nº 6.708, a valer a partir de 1º de novembro do mesmo ano, que instituiu um dispositivo de correção automática que seria aplicado sobre os futuros salários (era a primeira vez que um dispositivo desses seria usado no Brasil). Seu artigo 1º estabelecia que os salários fossem corrigidos semestralmente de acordo com o Índice de Preços ao Consumidor (IPC), variando um fator de aplicação estabelecido nos incisos do seu segundo artigo. Dessa forma, em 31 de outubro o Decreto nº 84.135 instituía, para o primeiro dia do próximo mês, salários máximos de Cr\$2.932,80 (dois mil novecentos e trinta e dois cruzeiros e oitenta centavos) e mínimos de Cr\$2.172,00 (dois mil cento e setenta e dois cruzeiros). A partir daí, as tabelas seriam substituídas entre 1º de novembro e 1º de maio de cada ano, até novembro de 1985, quando o salário mínimo já seria unificado para todo o território nacional.

A era dos múltiplos salários teve seu último decreto assinado pelo presidente João Figueiredo, em 31 de outubro de 1983, estabelecendo apenas dois valores, Cr\$50.256,00 (cinquenta mil duzentos e cinquenta e seis cruzeiros) e Cr\$57.120,00 (cinquenta e sete mil cento e vinte cruzeiros), e distribuídos para 22 sub-regiões.

2.2.2 Período pós-1983

Nesse período, como já mencionado, o salário mínimo nacional deixou de ter múltiplos valores pagos em diferentes regiões e sub-regiões e foi unificado.

O Decreto nº 89.589 fora assinado pelo presidente João Figueiredo e estipulava o novo valor de Cr\$97.176,00 (noventa e sete mil cento e setenta e seis cruzeiros). A novidade ficava a cargo do texto final do art. 1º, que terminava com a expressão “em todo o território nacional”. O SM continuou sendo corrigido semestralmente de acordo com o INPC, vide Lei nº 6.708/1979, até o terceiro corte de três zeros na moeda nacional, quando o Cruzeiro (Cr\$) foi substituído pelo

²¹ Com exceção para o ano de 1974, que teve duas tabelas, uma em 1º de maio, e outra a partir de 06 de dezembro, pois, em 29 de novembro a Lei nº 6.147 instituiu um abono de emergência, que foi aprovado pelo Decreto nº 75.045, de 05 de dezembro.

Cruzado (Cz\$) na taxa de conversão de Cr\$1.000,00 igual a Cz\$1,00 (BASTOS, 2015).

A moeda foi trocada em fevereiro de 1986 (BASTOS, 2015), e no dia 11 de março do mesmo ano entrou em vigor um SM nacional no valor de Cz\$804,00 (oitocentos e quatro cruzados). Embora a Lei nº 6.708/1979 não tivesse sido revogada e substituída oficialmente por nova metodologia de reajuste, os salários deixaram de ser corridos a cada seis meses e passaram a variar, salvas raríssimas exceções, mensalmente por seguidas portarias do Ministério do Trabalho, Decretos e Decretos-leis presenciais.

Apenas com a Lei nº 7.789, de 03 de julho de 1989, essa “política” foi legalmente instituída, e seu art. 2º deixava claro que o SM passaria a ser corrigido mensalmente de acordo com o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) do mês anterior. Não cabem neste texto maiores aprofundamentos sobre o assunto, mas certamente essa postura de correção salarial mensal, instituída desde janeiro de 1987 e que duraria até 1994, contribuiu para as graves crises inflacionárias vividas pelo país durante toda essa época, pois, para o governo era preciso que se restaurasse a perda do poder de compra do trabalhador brasileiro a cada mês, no entanto, hoje se sabe que essas correções alimentavam ainda mais a pressão sobre os preços, fenômeno conhecido como inflação inercial.

Em 16 de janeiro de 1989 a moeda sofreu seu quarto corte de três zeros na história do Brasil, e o Cruzado (Cz\$) foi substituído pelo Cruzado Novo (NCz\$) (BASTOS, 2015). Em primeiro de fevereiro, sob o Decreto nº 97.453/1989 assinado pelo presidente José Sarney, entrou em vigor o SM de NCz\$63,90 (sessenta e três cruzados novos e noventa centavos), substituindo os incríveis Cz\$53.474,00 (cinquenta e três mil quatrocentos e setenta e quatro cruzados) do mês anterior.

No entanto, a inflação incontrolável da época fez com que já em primeiro de março de 1990, ou seja, apenas um ano depois, o SM já valesse nominalmente NCz\$3.674,06 (três mil seiscentos e setenta e quatro cruzados novos e seis centavos). No dia 16 de março do mesmo ano, uma nova política de tentativa de estabilização mudou novamente a moeda, retornando, pela segunda vez na história, com o Cruzeiro (Cr\$), só que dessa vez na taxa de conversão unitária, ou seja, NCz\$1,00 igual a Cr\$1,00 (BASTOS, 2015). Em primeiro de abril o SM se manteve no mesmo valor absoluto do mês anterior, porém agora, em Cruzeiros (Cr\$).

Os reajustes seguiram a frequência mensal até o SM atingir o fabuloso valor nominal de Cr\$4.639.800,00 (quatro milhões, seiscentos e trinta e nove mil e oitocentos cruzeiros) no dia 1º de julho de 1993, sob responsabilidade do então presidente Itamar Franco. Em agosto desse ano, o quinto corte de três zeros na moeda brasileira fez surgir o Cruzeiro Real (CR\$) (BASTOS, 2015), mas o fato de o salário anterior ter chegado à casa dos milhões fez com que seu valor absoluto ainda permanecesse alto aos padrões acostumados pela história recente, em CR\$5.543,00 (cinco mil, quinhentos e quarenta e três cruzeiros reais), e em apenas seis meses, devido à inflação, alcançara o valor de CR\$42.829,00 (quarenta e dois mil oitocentos e vinte e nove cruzeiros reais).

Em 02 de março de 1994, o presidente Itamar Franco assinou a Portaria Interministerial nº 04 estabelecendo o valor do SM em URV64,79 (sessenta e quatro unidades reais de valor e setenta e nove centavos). Dois meses depois a Lei nº 8.800 dispunha sobre o Programa de Estabilização Econômica e o Sistema Monetário Nacional, e esse valor foi convertido na atual moeda, o Real, a vigorar a partir do dia primeiro de julho do mesmo ano.

O parágrafo terceiro do art. 29 da referida Lei determinava ainda que o SM fosse obrigatoriamente reajustado no mês de maio de 1995 em um percentual correspondente à variação acumulada do IPC-r²² entre o mês da primeira emissão do Real (julho de 1994), inclusive, e o mês de abril de 1995. Dessa forma, em 1º de maio de 1995, o recente presidente Fernando Henrique Cardoso estabeleceu o SM no valor de R\$100,00 (cem reais).

Para os meses de maio dos anos de 1996, 1997, 1998 e 1999 e abril de 2000, cinco Medidas Provisórias (MP's) foram responsáveis por ajustar os salários mínimos de cada ano. Todas essas MP's foram convertidas na Lei nº 9.971, de 18 de maio de 2000. Depois disso, uma série de Medidas Provisórias convertidas em leis seguiu reajustando anualmente o SM.

²² Índice de Preços ao Consumidor, série r, criado pelo art. 17 da Lei n. 8.800, de 27 de maio de 1994, determinando que, a partir da primeira emissão do Real, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) calcularia e divulgaria, até o último dia útil de cada mês, tal índice, que refletiria a variação mensal do custo de vida em Real para uma população objeto composta por famílias com renda de até oito salários mínimos. A partir de julho de 1995 o índice deixou de ser calculado.

A MP nº 288, de 30 de março de 2006²³, diferentemente das anteriores, que não deixavam claro sob quais metodologias os salários eram reajustados, explicitava que o SM a vigorar a partir de 1º de abril daquele ano seria reajustado com base na variação percentual do INPC acumulado entre 1º de maio de 2005 e 31 de março de 2006. A mesma norma valeu para o reajuste do ano seguinte, no entanto, o índice foi o acumulado entre 1º de abril de 2006 até 31 de março de 2007, e determinava um salário de R\$380,00 (trezentos e oitenta reais) a valer a partir de 1º de abril daquele ano.

Os próximos dois reajustes, março de 2008 e fevereiro de 2009, novamente não traziam na norma nenhuma menção objetiva sob quais índices referendavam seus aumentos. Apenas em dezembro de 2009, a MP nº 474²⁴ estabelecia que o SM, a valer a partir de 1º de janeiro de 2010, seria de R\$510,00 (quinhentos e dez reais) – sem critério explícito –, e que para janeiro de 2011 se utilizaria o INPC acumulado entre os meses de janeiro a dezembro de 2010, acrescido de um percentual equivalente à taxa de variação real do PIB de 2009, se positiva. Portanto, o salário mínimo de 1º de janeiro de 2011, no valor de R\$540,00 (quinhentos e quarenta reais), foi o primeiro, desde a sua criação, a incorporar em seu reajuste a taxa de variação real do PIB brasileiro.

Embora o presidente Lula tenha deixado estipulado esse SM para viger durante o ano de 2011, em 25 de fevereiro a presidente Dilma, assumindo seu primeiro mandato, assinou a Lei nº 12.382, revogando a anterior, e determinando um salário mínimo para valer a partir de 1º de março no valor de R\$545,00 (quinhentos e quarenta e cinco reais) – sem critério explícito – e consagrando a política de valorização que seria usada até o ano de 2015, nos mesmos critérios anteriores, ou seja, para cada ano o SM seria corrigido com base na variação percentual do INPC acumulado nos últimos 12 meses anteriores ao reajuste, acrescido da taxa de variação real do PIB apurada para o segundo ano precedente ao reajuste. Por exemplo, para o salário de janeiro de 2012 foi utilizado o INPC acumulado entre janeiro e dezembro de 2011 mais o percentual equivalente à taxa de crescimento

²³ Convertida na Lei nº 11.321, de 07 de julho de 2006.

²⁴ Convertida na Lei nº 12.255, de 15 de junho de 2010, e posteriormente revogada pela Lei nº 12.382, de 25 de fevereiro de 2011.

real do PIB para o ano de 2010, assim sucessivamente até o salário de janeiro de 2015.

Em 29 de julho de 2015, a Lei nº 13.152 ratificou a política usada anteriormente estendendo sua vigência até o ano de 2019. Em dezembro do mesmo ano um decreto presidencial regulamentou a referida Lei e em 1º de janeiro de 2016 o salário mínimo nacional, em vigor, passou a ser de R\$880,00 (oitocentos e oitenta reais). Seguindo a mesma metodologia de reajuste, em 29 de dezembro de 2016 o presidente Michel Temer assinou o Decreto nº 8.948 determinando o valor de R\$937,00 (novecentos e trinta e sete reais) para o salário a vigorar a partir de 1º de janeiro de 2017. A taxa de crescimento do PIB em 2015, ano de referência para o mínimo de 2017, foi negativa em 3,8%, dessa forma, o salário foi reajustado apenas com base na variação do INPC do ano de 2016.

3 REVISÃO DE LITERATURA

Este capítulo apresenta o estado da arte na literatura nacional e internacional a respeito dos efeitos socioeconômicos de variações no Salário Mínimo legal sobre o mercado de trabalho.

3.1 Literatura nacional

Corseuil e Servo (2002, p.2) ressaltam que não existe um modelo teórico predominante na discussão sobre os efeitos socioeconômicos do Salário Mínimo, mas

pode-se dizer que há uma especialização de diferentes correntes do pensamento em certas questões. Por um lado, a teoria estruturalista-marxista centraliza sua atenção no papel do mínimo na determinação do salário, ignorando qualquer impacto sobre emprego. Por outro, a teoria neoclássica, apesar de tratar dos efeitos do salário mínimo sobre outros salários, concentra-se mais no efeito do salário mínimo sobre o emprego.

Na área de Economia Aplicada, o Salário Mínimo tem se mostrado um instigante quebra-cabeça. É consolidado que essa política é benéfica para o bem-estar social, no entanto, há resultados ambíguos em estudos a esse respeito, apressando um dos objetivos da atual agenda de pesquisas dessa área, que é resolver essa aparente contradição, compreendendo, definitivamente, o real efeito dessa política sobre o bem-estar social (CORSEUIL; SERVO, 2002).

Sob esse entendimento de resultados ambíguos, Foguel (1998) atesta que variações do salário mínimo nacional podem ter uma variedade de efeitos sobre o desempenho do mercado de trabalho, em particular sobre o funcionamento da economia em geral. Impactos positivos em algumas dimensões e negativos em outras dão a característica multifacetária e controversa dessa política na sociedade. Em função disso, ainda segundo o autor, isso tem feito do SM um dos temas mais debatidos no contexto acadêmico e político.

O reajuste de 42,86% concedido ao salário mínimo em maio de 1995 fez com que Neri (1997) empreendesse uma análise dos seus efeitos colaterais imediatos sobre o nível de rendimento, o nível de emprego e a composição do emprego por

posição na ocupação. Utilizando os dados longitudinais da PME para as seis principais regiões metropolitanas brasileiras, os principais resultados foram: a) nos 15 anos anteriores à pesquisa o grau de efetividade do mínimo sobre os salários aumentara substancialmente; b) o mínimo exerce maior impacto sobre o segmento informal do que sobre o formal do mercado de trabalho; c) trabalhadores com carteira assinada, ou seja, aqueles que são cobertos pela legislação, apresentam maior probabilidade de transitarem em direção ao desemprego, inatividade ou informalidade do que os demais quando há aumentos salariais. E por fim, concluiu que aumentos do SM exerceram importante papel aliviador da pobreza.

Foguel (1997), utilizando a metodologia de *diferenças-em-diferença*, explorou o processo de convergência dos salários mínimos regionais ocorrido durante a primeira metade dos anos 1980 para avaliar seu impacto sobre o mercado de trabalho brasileiro e observou: a) uma redução na taxa de atividade do mercado de trabalho; b) um aumento na taxa de desemprego e na participação de trabalhadores com carteira assinada no total de ocupados; e, c) uma queda dos ocupados na indústria e no comércio, com um correspondente aumento de participação nos setores de serviços e de outras atividades.

Utilizando séries temporais de dados da PME para os anos 1982 a 1999 e separando a análise entre trabalhadores dos setores informal e formal, Foguel, Ramos e Carneiro (2001) estimam os efeitos de curto e longo prazos do SM sobre o emprego. Os resultados mostram um impacto inversamente proporcional do mínimo sobre o emprego formal no longo prazo, com uma elasticidade estimada variando de -0,001 a -0,024. Já para os empregados do setor informal, observou-se o contrário, com elasticidades entre 0,0004 e 0,003. Para o curto prazo, a dinâmica encontrada foi a mesma.

Lemos (2001), utilizando a mesma amostra usada para avaliar os impactos do SM sobre os demais salários da economia, também empreende uma pesquisa para identificar o efeito da política salarial sobre o emprego. Antes de apontar seus resultados a autora faz a decomposição do emprego total em homens e horas. Os efeitos sobre os primeiros apontam uma relação ligeiramente negativa, ou nula; ao passo que a relação com horas é positiva.

Utilizando dados mensais da PME do período de 1982 a 2002 e um modelo vetorial de correção de erros (MVCE), Carneiro (2004) concluiu que o salário mínimo

no Brasil pode estar muito acima do equilíbrio de mercado, fazendo com que elevações no seu valor gerem aumento de desemprego no setor formal e aumento das ocupações no setor informal.

Soares (2004) estimou a probabilidade de um trabalhador se tornar “não-empregado” (desempregado ou sair da força de trabalho) e a probabilidade de transitar do setor informal para o formal depois de aumentos do salário mínimo no Brasil. Os resultados sugerem que os efeitos negativos do SM sobre o emprego foram mais prováveis no final dos anos 1990 do que no início dos anos 1980, e que mesmo assim não ocorreu em todos os episódios de aumentos salariais, ficando concentrados basicamente em 1996 e 1998. Diferentemente de outras pesquisas, esse estudo não encontrou efeitos robustos de aumentos do salário mínimo sobre transições do setor formal para o informal.

Souza e Targino (2005) analisaram os efeitos do SM sobre o mercado de trabalho metropolitano brasileiro e se certificaram de que uma elevação no mínimo faz com que ocorra ingresso de mão-de-obra no mercado de trabalho. O Quadro (2) traz de forma resumida os resultados e metodologias descritas nessa subseção.

Quadro 2 – Síntese dos estudos que analisam os efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho

Artigos	Resultados	Metodologia
Neri (1997)	<ul style="list-style-type: none"> - O salário mínimo exerce maior impacto sobre o segmento informal do que sobre o formal; - Os trabalhadores do setor formal têm maior probabilidade de transitar para outros setores. 	<ul style="list-style-type: none"> - Análise de regressão. - Base de dados: PME
Foguel (1997)	<ul style="list-style-type: none"> - Os aumentos no salário mínimo tendem a aumentar o percentual de inativos e desocupados; - Mudanças no grau de formalização derivadas de aumentos do mínimo tendem a elevar a proporção de empregados com carteira assinada; - Para outras posições, aumentos do salário mínimo tendem a reduzir sua proporção no mercado de trabalho. 	<ul style="list-style-type: none"> - Analisa efeitos do salário mínimo sobre emprego, atividade, grau de formalização, proporção de ocupados e outros; - Método de diferenças-em-diferença. - Base de dados: PME
Foguel, Ramos e Carneiro (2001)	<ul style="list-style-type: none"> - Impacto negativo do salário mínimo sobre o emprego formal no longo prazo, ocorrendo o contrário sobre os empregados do setor informal. A dinâmica de curto prazo apresenta mesmo padrão. 	<ul style="list-style-type: none"> - Análise de séries de tempo para estimar os efeitos de curto e longo prazos do salário mínimo sobre o setor formal e informal. - Base de dados: PME

(continua)

(continuação)

Artigos	Resultados	Metodologia
Lemos (2001)	- Resultados robustos para as especificações alternativas dos modelos, mas aumentos do SM teriam um efeito nulo ou ligeiramente negativo, tanto sobre postos de trabalho como sobre horas trabalhadas.	- Análise dos efeitos do salário mínimo decompondo o efeito do emprego em homens (número de empregados) e horas trabalhadas. - <i>Pooling</i> das seis regiões metropolitanas da PME e 214 meses.
Carneiro (2004)	- Salário mínimo pode estar muito acima do equilíbrio de mercado fazendo com que aumentos no seu valor gerem aumentos de desemprego no setor formal e aumentos das ocupações no setor informal.	- Análise de séries temporais, modelo vetorial de correção de erros (MVCE). - Base de dados: PME do IBGE de 1982 a 2002.
Soares (2004)	- Os efeitos negativos do SM sobre o emprego foram mais prováveis no final dos anos 1990 do que no início dos anos 1980, e mesmo assim não ocorreu em todos os episódios de aumentos salariais, ficando concentrados basicamente em 1996 e 1998. Além disso, não encontrou efeitos robustos de que aumentos do salário mínimo levam a transições do setor formal para o informal.	- Estimação da probabilidade de um trabalhador se tornar “não empregado”, e a probabilidade de transitar entre os setores, depois de aumentos salariais.
Souza e Targino (2005)	- Uma elevação no mínimo faz com que ocorra ingresso de mão de obra no mercado de trabalho.	- Modelo vetorial autorregressivo (VAR), com dados da PME do IBGE de agosto de 1994 a dezembro de 2002.

Fonte: elaborado pelo autor com base nos trabalhos citados e Corseuil e Servo (2002, p. 19)

Em suma, observando-se os resultados dos estudos que relacionam o salário mínimo com a desigualdade de renda, emprego e migrações entre os setores, conclui-se que não existe convergência entre eles. Grande parte dessa divergência de resultados é fruto das diversas metodologias e da fonte e do período dos dados usados.

De acordo com Corseuil e Servo (2002), a maior lacuna existente está relacionada aos efeitos do salário mínimo sobre o emprego. Explicações teóricas mais sofisticadas são necessárias, sobretudo, as que incorporem imperfeições relevantes ao mercado de trabalho. Ainda de acordo com esses autores, o Brasil apresenta uma particularidade: o setor informal, que se mostra tão influenciado pelo mínimo quanto o setor formal. Por fim, as diversas transições possíveis causadas a partir de uma elevação do mínimo devem ser consideradas.

3.2 Literatura estrangeira aplicada

Na literatura estrangeira também há estudos que procuram analisar os efeitos da política de salário mínimo sobre os níveis de emprego, redução da pobreza e/ou migração da mão de obra entre os mercados formal e informal em diferentes países.

Gindling e Terrel (2009), por exemplo, estudaram como as alterações nas taxas dos salários mínimos, nos diferentes setores cobertos pela legislação trabalhista em Honduras, afetaram o emprego, o desemprego e o salário médio dos trabalhadores durante o período 1990 a 2004. Nesse país existem mais de 22 salários mínimos e a conformidade (*compliance*) entre eles é fraca. As evidências do estudo sugerem que os salários mínimos são efetivamente aplicados apenas em empresas de médio e grande porte, onde o aumento em 1% do SM leva a um aumento de 0,29% do salário médio e a uma redução do emprego relativamente grande de 0,46%. Quanto aos impactos sobre os trabalhadores das pequenas empresas, não houve efeitos discerníveis entre o SM e o salário médio dos trabalhadores.

Também analisando os efeitos da política salarial em Honduras, Ham (2013) realizou um estudo sobre o impacto da reforma realizada nesse país no ano de 2009, que elevou o valor real do salário mínimo em 75% e mudou completamente sua estrutura de pagamento. O objetivo foi mensurar o impacto sobre o rendimento dos trabalhadores formais e informais. Os principais resultados encontrados foram efeitos significativos e positivos sobre o rendimento salarial dos dois setores. No entanto, o setor formal observou um aumento médio da ordem de 22,8 pontos percentuais, ao passo que o setor informal incorporou 20,1 pontos percentuais à sua media.

Jones (1997) examinou o impacto da legislação do salário mínimo em Gana entre os anos 1970 e 1980 e concluiu que houve uma redução dos postos de trabalho no setor formal, um aumento do emprego no setor informal e uma consequente queda no nível salarial desse último.

A informalidade esteve no centro do debate econômico da Colômbia, impulsionado, sobretudo, pelo aumento substancial durante os anos 1990. Peña, Mondragón-Vélez e Wills (2009) concluíram que a coexistência de altos custos do trabalho não-salarial e o salário mínimo implica ao setor formal um ajustamento

através de cortes na quantidade de postos de trabalho (principalmente os de baixa especialização), gerando salários mais baixos no setor informal.

Camola e Mello (2011) investigaram até que ponto o crescimento da informalidade do mercado de trabalho indonésio pôde ser atribuída ao forte aumento do valor real do salário que este país vivenciou a partir do ano de 2001, quando a decisão de determinação de um salário mínimo foi descentralizada para os governos provinciais. Os autores concluíram que aumentos do SM diminuíram os postos de trabalho no setor formal, mas que essas perdas foram mais do que compensadas pela expansão do setor informal.

Meghir, Narita e Robin (2012) reforçam que é usual argumentar que o mercado de trabalho informal, em países em desenvolvimento, promova certo grau de crescimento econômico, reduzindo assim o impacto e a importância da regulação. No entanto, os autores advertem que a informalidade pode reduzir a quantidade de proteção social oferecida aos trabalhadores.

Dinkelman e Ranchhod (2012) exploraram os efeitos causados pela introdução de um salário mínimo sobre o mercado de trabalho informal da África do Sul, anteriormente não regulamentado. Os resultados mostram que após a regulamentação do setor e implantação do SM, a taxa salarial dos empregados aumentou perto de 10% em relação ao que era antes da adoção da medida.

Magruder (2013) argumenta que o início dos anos 1990 foi uma época de enorme investimento estrangeiro direto e rápido crescimento econômico na Indonésia. Durante esse período de tempo o governo realizou um “grande impulso” (*big push*), aumentando rapidamente o salário mínimo e a economia passou a conviver com uma taxa salarial mais alta, alto consumo e aumento da força de trabalho operando no setor coberto pela legislação, com consequente redução da participação no setor informal.

Utilizando dados que cobrem 89 regiões no período entre 2001 a 2010, Muravyev e Oshchepkov (2013) avaliaram os efeitos do salário mínimo no mercado de trabalho russo e concluíram que as políticas de valorização elevaram a taxa de desemprego entre os jovens trabalhadores com idades entre 15 e 24 anos. Em contrapartida, não encontraram evidências de efeitos sobre o desemprego de trabalhadores com idades entre 25 e 72 anos, incluindo mulheres. Por fim, indo ao encontro do que sugere a literatura e os demais trabalhos empíricos na área, os

pesquisadores encontraram um efeito positivo sobre o aumento da mão de obra empregada no setor informal, em face dos aumentos do SM.

Canelas (2014) analisou um painel com dados de doze anos para o Equador e verificou que os aumentos repetidos do salário mínimo não reduziram o nível de emprego do mercado de trabalho equatoriano. Além disso, não foram observadas a destruição de postos de trabalho no setor formal e transição de trabalhadores formais para o desemprego ou para o setor informal.

4 REFERENCIAL TEÓRICO

Este capítulo se dedica a mostrar os desenvolvimentos teóricos que serviram de base para o desenvolvimento desta pesquisa. Primeiramente, consideram-se teorias de vertente clássica que tratam apenas dos casos em que há cobertura total, ou seja, não existe setor informal e também se desconsidera a situação de desemprego.

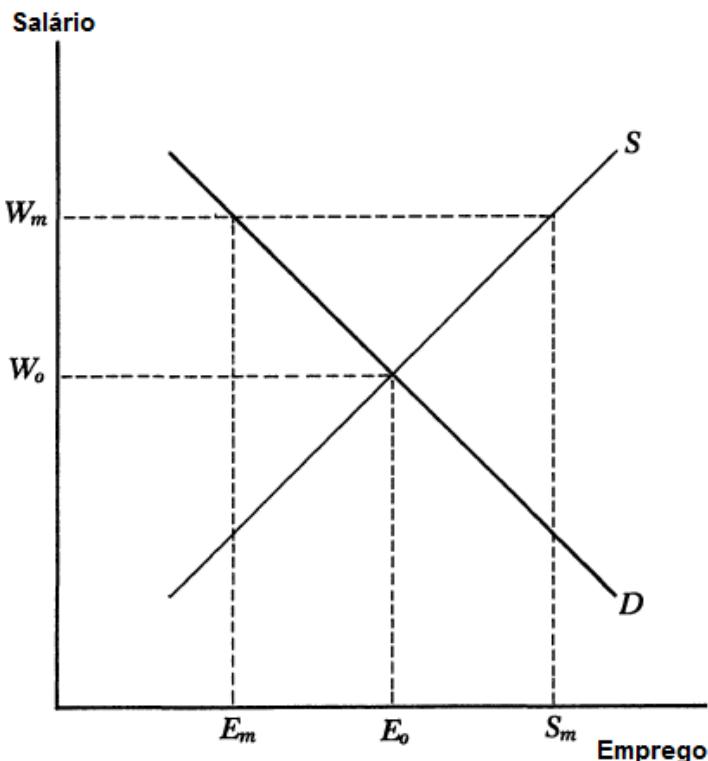
Um modelo mais completo e de faceta neoclássica é introduzido por Welch (1974) ao considerar dois setores: um coberto pela legislação, ou formal; e outro informal. Nesse caso, a instauração de um piso salarial legal causa deslocamentos de mão de obra entre os dois setores.

Mincer (1976) adiciona a esse modelo a condição de desemprego, que ainda não havia sido considerada nas abordagens anteriores. E por fim, tem-se um desenvolvimento teórico de como variações na taxa real de juros podem afetar o mercado de trabalho.

4.1 Efeitos do salário mínimo sob concorrência perfeita

O modelo mais básico para avaliar os efeitos do salário mínimo no mercado de trabalho parte do pressuposto de que os trabalhadores são idênticos e atuam em um sistema de perfeita competição, onde todos operam sob a legislação do Estado, logo, não existe informalidade. Nesse modelo, o salário (W_0), assim como o nível de emprego de equilíbrio (E_0), são dados pela intercessão das curvas de oferta e demanda de trabalho (BROWN; GILROY; KOHEN, 1982). O Gráfico (1) mostra o que acontece a partir do instante em que um salário mínimo (W_m) é instituído em um valor acima do salário de equilíbrio.

Gráfico 1 – O mercado de trabalho perfeitamente competitivo



Fonte: Brown, Gilroy e Kohen (1982, p. 488).

Os empregadores serão obrigados a cumprir a legislação e terão de pagar o salário W_m . Diante do aumento deste custo para produzir demandarão agora E_m trabalhadores, e paralelamente, alguns trabalhadores que não se dispunham a abrir mão de seu lazer, ou que não viam vantagem em vender sua força de trabalho ao preço de W_0 , agora estarão dispostos a ofertar o nível S_m de trabalho. Assim como em todos os modelos simples de oferta e demanda, o intervalo dado por $[S_m - E_m]$ corresponde a um excesso de oferta de mão de obra para o nível W_m de salários.

Brown, Gilroy e Kohen (1982) advertem que a redução no nível de emprego dada pelo intervalo $[lnE_0 - lnE_m]^{25}$ é igual à proporção do aumento do salário $[lnW_m - lnW_0]$ vezes a elasticidade da demanda (denotada pela inclinação da curva de demanda por trabalho). O ajustamento para o novo nível de emprego não é considerado, mas ele poderia ocorrer caso a curva de demanda por trabalho se deslocasse para a direita até que todo o excedente de mão de obra fosse contratado ao preço do salário mínimo. Isso ocorreria, por exemplo, se variáveis diferentes do

²⁵ O operador ln consta no artigo original do autor e foi usado para garantir a linearidade dos dados.

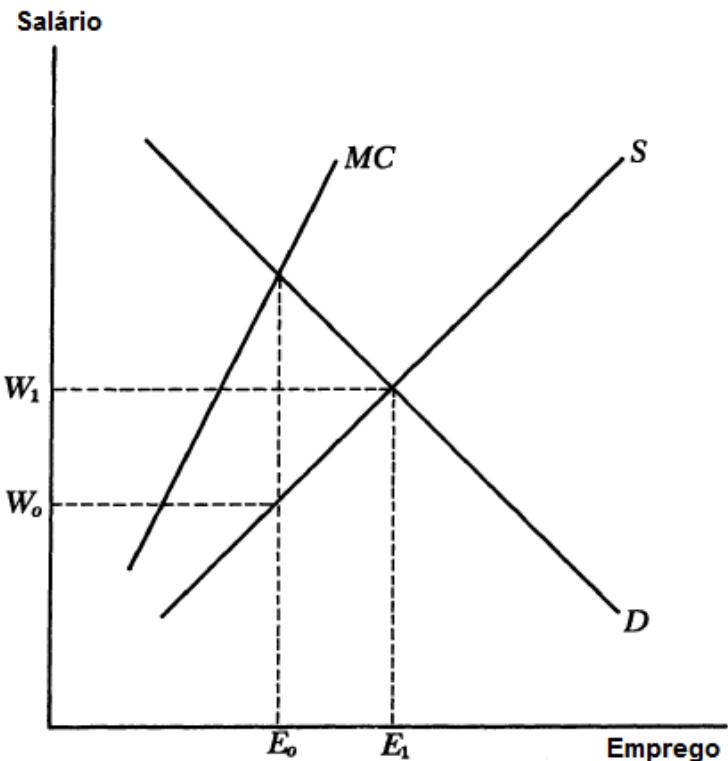
salário fossem alteradas de modo a aumentarem a demanda de trabalho por parte dos empregadores.

Welch (1974) salienta que o excesso de oferta dado por $[S_m - E_m]$ não corresponde, em sua totalidade, a uma medida oficial de desemprego. Essas pessoas mostram-se “dispostas” a trabalhar ao preço de W_m , mas algumas podem considerar que existem fracas perspectivas de que, de fato, encontrem trabalho e, portanto, não saem em busca de um, e aqueles que não estão efetivamente em busca de um emprego não são incluídos na contagem oficial de desemprego.

4.2 Efeitos do salário mínimo sob monopsônio

Uma opção à conclusão de que a determinação de um salário mínimo reduz o nível de emprego é o caso do monopsônio - Gráfico (2) -, onde o custo marginal do trabalho (*marginal cost (MC)*) para o empregador é sempre mais elevado do que a curva de oferta do setor (*supply (S)*). A minimização dos custos para o empregador, ou alternativamente, a maximização do lucro, ocorre onde o custo marginal do fator seja igual ao produto marginal (curva de demanda (D)). A diferença com relação ao modelo em perfeita concorrência é que a determinação do salário a ser pago pelo empregador (monopsonista) se dá sobre a curva de oferta – em W_0 no Gráfico (2) – que é menor do que aquele que seria pago sob concorrência perfeita (BROWN; GILROY; KOHEN, 1982).

Gráfico 2 – O mercado de trabalho monopsionista



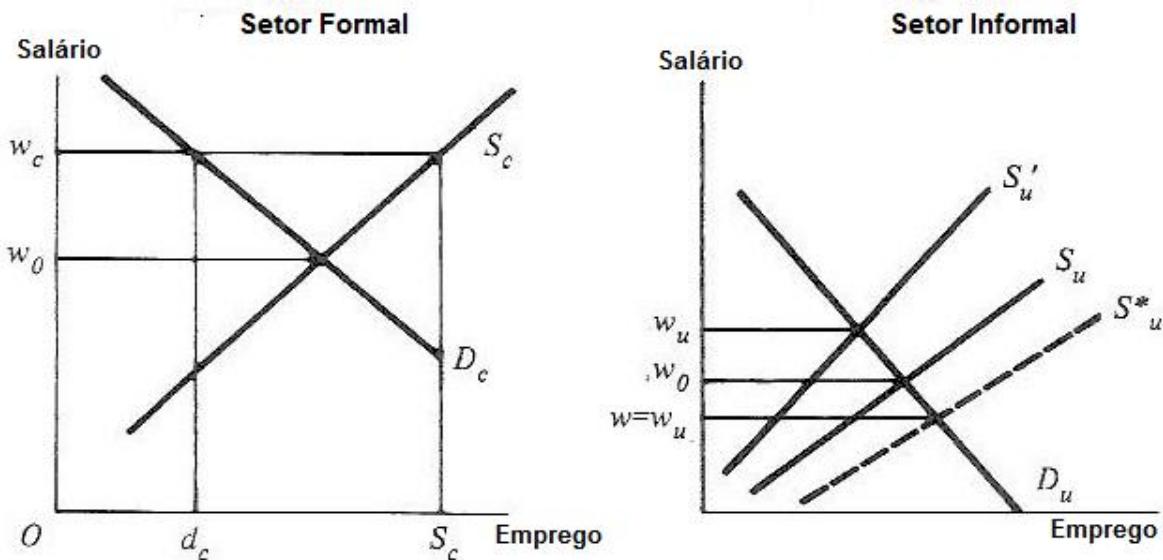
Fonte: Brown, Gilroy e Kohen (1982, p. 489).

Sob essa estrutura, o empregador tem algum poder de monopólio sobre a determinação dos salários, ou seja, a empresa não é mais uma tomadora de preços e qualquer valor legalizado entre o equilíbrio dado pelo monopsônio (W_0) e pelo equilíbrio no sistema competitivo (W_1) será capaz de elevar o nível de emprego dessa economia. Novamente, aumentos para além de W_1 causariam excesso de mão de obra e redução no nível de emprego, que só seria corrigido mediante deslocamentos para a direita da curva de demanda (produto marginal do trabalho).

4.3 O salário mínimo no modelo de cobertura parcial

Até aqui, ambos os modelos consideram que todos os trabalhadores são cobertos pela legislação e que não existe informalidade. Welch (1974) introduz o modelo de cobertura parcial – Gráfico (3) –, em que os trabalhadores deslocados pelo SM “migram” para o setor “descoberto” (informal), deslocando a curva de oferta de trabalho nele. Como resultado, a taxa salarial do setor informal cai e há aumentos em seu nível de emprego.

Gráfico 3 – Os efeitos de um salário mínimo nos setores formal e informal



Fonte: Rima (1981, p. 321).

Com o salário mínimo determinado em W_c o trabalho no setor formal torna-se mais atraente e um maior número de pessoas se dispõe a ofertar mão de obra, assim como, trabalhadores empregados no setor informal, *a priori*, migram para o setor coberto pela legislação, que tem, agora, um salário mais alto. Isso faz a curva de oferta do setor descoberto se deslocar para a esquerda de S_u para S'_u . No entanto, ao nível de salário W_c no setor formal, a quantidade demandada de trabalho é agora menor (d_c) e os participantes tendem a voltar a ofertar trabalho no setor informal, juntamente com aqueles que perderam seus postos de trabalho devido ao aumento salarial no setor coberto, deslocando a oferta de trabalho no setor descoberto para a direita (S''_u) com um nível salarial abaixo do inicial.

Os deslocados do setor formal não serão empregados automaticamente no setor informal, pois como a taxa salarial deste último cai, alguns podem considerar que ele se encontra abaixo de seus salários de reserva, e podem passar a figurar entre a população não economicamente ativa. Portanto, o efeito do salário mínimo no emprego total depende da elasticidade da oferta de trabalho e do salário de reserva daqueles que não conseguem trabalho no setor formal, bem como de fatores mais óbvios, tais como o tamanho da cobertura da legislação e da elasticidade da demanda de trabalho (BROWN; GILROY; KOHEN, 1982).

Brown, Gilroy e Kohen (1982) desenvolveram um conjunto de equações a fim de adequarem a teoria de dois setores de Welch (1974) a uma simplificação

algébrica. Para isso considere que S e D denotem as curvas de oferta e demanda, respectivamente, e que os subscritos c e u referem-se aos setores formal (coberto) e informal (descoberto), respectivamente. A proporção de empregados na indústria antes da instauração do salário mínimo (C) é dada por:

$$C = \frac{D_c(W_0)}{D_c(W_0) + D_u(W_0)} \quad (1)$$

Antes de o salário mínimo ser introduzido, os salários nos dois setores são iguais e a oferta de trabalho no setor informal, $(1 - C)S(W_0)$, é igual a sua demanda, $D_u(W_0)$ (BROWN; GILROY; KOHEN, 1982).

De acordo com Welch (1974), após o SM ser introduzido cada um dos $S(W_m)$ ²⁶ trabalhadores que estarão dispostos a trabalhar pelo salário mínimo têm a mesma probabilidade de obter um emprego $D_c(W_m)$ no setor coberto. Logo, essa equação de probabilidade é:

$$f = \frac{D_c(W_m)}{S(W_m)} \quad (2)$$

O salário W_u no setor descoberto deve agora se equiparar à nova curva de oferta do setor descoberto, $S'_u(W_u) = S(W_u)(1 - f)$, com a curva de demanda, $D_u(W_u)$.

De acordo com esse modelo de dois setores de Welch (1974), considerando η e ϵ sendo as elasticidades da demanda e da oferta por trabalho, respectivamente (e assumindo que elas sejam iguais em ambos os setores), o salário no setor descoberto W_u será uma função de η , ϵ , C e W_m :

$$W_u = f(\eta, \epsilon, C, W_m) \quad (3)$$

Dados W_m e W_u pode-se encontrar o emprego em cada um dos setores, bem como o emprego total (no setor coberto mais o observado no setor descoberto). Se o

²⁶ $S(W_m)$ corresponde à oferta de trabalhadores dispostos a participar do mercado de trabalho ao custo do novo salário mínimo.

emprego total é medido de modo que $E_0 = 1$, a elasticidade do emprego no salário mínimo é dado por:

$$\eta_m = \frac{\ln(E_m)}{\ln(W_m)} = \frac{C\eta\epsilon \ln(W_m)}{[1-C+\epsilon \ln(W_m)]} \quad (4)$$

Se $\epsilon = 0$, consequentemente $\eta_m = 0$ e dessa forma as perdas de emprego no setor coberto serão exatamente compensadas por ganhos de contratações no setor descoberto. A suposição conveniente é de que aqueles com menor salário de reserva encontram emprego no setor coberto. Nesse caso, $S'_u(W_u) = S(W_u) - D_c(W_m)$ e a elasticidade do emprego é igual a: $\eta_m = \frac{C\eta\epsilon}{[\epsilon-(1-C)\eta]}$. Assim, η_m já não varia proporcionalmente com os aumentos do salário no setor coberto $\ln(W_m)$.

4.4 Efeitos do salário mínimo e a situação de desemprego

Mincer (1976) incorpora aos efeitos do salário mínimo a condição de desemprego, que nem o modelo simples de oferta e demanda, nem o modelo de dois setores de Welch (1974) haviam considerado (BROWN; GILROY; KOHEN; 1982). De acordo com esse pesquisador, o salário de equilíbrio após a imposição de um mínimo (W_m) no setor coberto é dado por:

$$pW_m = W_n, \text{ ou } p = \frac{W_n}{W_m} \text{ e } \frac{1-p}{p} = w' \quad (5)$$

sendo que $w' = \frac{W_m - W_n}{W_n}$; W_n é o nível salarial resultante no setor informal e p é a probabilidade de emprego no setor coberto.

O emprego no setor coberto é E_m , o número de vagas por período é δE_m ²⁷ e considera-se que todas as vagas serão ocupadas tão logo sejam ofertadas. O universo de pessoas a procura de trabalho é dado por U , de modo que o número total de ofertantes de trabalho é a soma dos que efetivamente foram empregados

²⁷ O autor utiliza o parâmetro δ para captar uma sensibilidade em relação ao emprego total no setor coberto.

mais os que estão em busca de um ($U + \delta E_m$). Assim, a probabilidade de estar empregado é:

$$p = \frac{\delta E_m}{U + \delta E_m} \quad (6)$$

Diferentemente do modelo de dois setores de Welch (1974), Mincer (1976) postula que os salários no setor descoberto não iriam cair até o nível que iguala a demanda com a oferta. Ele permaneceria acima desse nível, pois, alguns participantes, não conseguindo emprego no setor coberto, optariam por permanecer inativos esperando contratações nesse setor, ao invés de ofertarem sua força de trabalho no setor informal.

Gramlich (1976) argumenta que em equilíbrio o livre fluxo de trabalho entre os dois setores deve operar de forma a igualar a utilidade de um emprego relativamente certo, mas de menor salário no setor descoberto, com a de um trabalho menos certo, mas de maior salário no setor formal. Se D_c é o emprego no setor coberto e U é a quantidade de desempregados, a probabilidade p de um participante conseguir um trabalho no setor coberto é dada por:

$$p = \frac{D_c}{D_c + U} \quad (7)$$

e o salário no setor descoberto é:

$$W_u = pW_c + (1 - p)rW_c \quad (8)$$

sendo r uma taxa semelhante a um programa de transferência de renda realizada pelo governo (seguro desemprego). Além disso, em princípio, esse autor inclui também o ganho de bem-estar que os trabalhadores desempregados recebem por terem mais tempo de lazer. As demandas por trabalho no setor coberto e descoberto são dadas respectivamente por:

$$\partial \ln D_c = \eta \partial \ln W_c + \partial \ln c [1 + \eta \left(\frac{W_c}{W_u} - 1 \right)] \quad (9)$$

$$\partial \ln D_u = \eta \partial \ln W_u - \frac{\partial c}{1-c} \quad (10)$$

em que η é a elasticidade da demanda dos empregos de baixos salários e $c = D_c/(D_c + D_u)$ é a taxa de cobertura. Se $\eta = 0$ mudanças na cobertura ∂c vão simplesmente aumentar proporcionalmente D_c e diminuir D_u na proporção de $\partial c/(1 - c)$. Se $\eta < 0$, o caso mais realístico, de acordo com Gramlich (1976), não há nenhum efeito adicional sobre o emprego no setor descoberto porque os trabalhadores recém-cobertos não pertencem mais ao primeiro setor, mas o aumento do emprego formal é menor por uma quantidade que dependerá do aumento dos salários dos trabalhadores recém cobertos e da resposta dos empregadores a esse aumento salarial.

Combinando as equações (9) e (10), tem-se a demanda para o emprego total ($D_c + D_u$):

$$\partial \ln(D_c + D_u) = \eta[c\partial \ln W_c + (1 - c)\partial \ln W_u + \partial c \left(\frac{w_c}{w_u} - 1\right)] \quad (11)$$

Adotando a possibilidade mais simples de que a força de trabalho se mantém inalterada em resposta a qualquer alteração no mínimo básico, tem-se:

$$\partial U + \partial D_c + \partial D_u = 0 \quad (12)$$

Combinando as equações (1), (2), (3), (4) e (12), chega-se a:

$$\partial \ln W_u = Z \left(\partial \ln W_c [p(1 - r) + r + p(1 - r)\eta] + \partial \ln c \left\{ p(1 - r) \left[1 - p + \eta \left(\frac{w_c}{w_u} - 1 \right) \right] \right\} \right), \quad (13)$$

$$\text{com } Z = \frac{1}{p(1-r)[1-p(\frac{1-c}{c})\eta]+r}.$$

Devido a $\eta \leq 0$, aumentos no nível básico do salário mínimo tendem a aumentar a utilidade dos trabalhadores de baixos salários se $[p(1 - r) + r + p(1 - r)\eta] > 0$, e a cobertura aumenta se $\left[1 - p + \eta \left(\frac{w_c}{w_u} - 1 \right) \right] > 0$. Se $r = 0$ ($w_u = pW_c$), a primeira equação dá o resultado tradicional que o bem-estar é aumentado

quando a demanda é inelástica: nesse caso p decresce menos que proporcional ao aumento de W_c sempre que o mínimo é aumentado e tanto os trabalhadores do setor coberto quanto os do descoberto ficam em melhor situação.

4.5 A taxa real de juros e seus efeitos no mercado de trabalho

Nos trabalhos que relacionam os efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho²⁸ a taxa de juros real não é adicionada como uma variável endógena. Nessa dissertação ela é incorporada, e se torna objetivo apurar como ela pode no curto prazo contribuir para os deslocamentos das curvas de demanda e oferta de mão de obra e, dessa forma, alterar as taxas de atividade e inatividade, o grau de informalidade a taxa de desemprego, juntamente com as variáveis PIB e salário mínimo real/rendimento médio real.

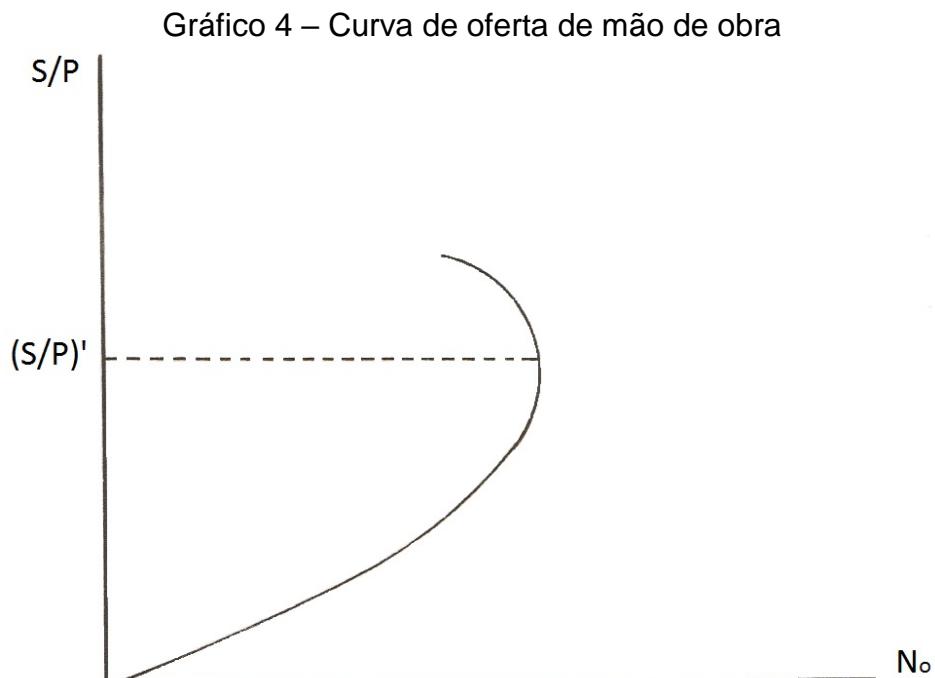
A Economia do Mercado de Trabalho trata o produtor (ou o empresário) como sendo o agente responsável por **demandar** trabalho e remunerar esse fator através dos salários. Na ponta oposta, encontram-se os detentores dos fatores de produção (ou as *famílias* da literatura econômica), que são os **ofertantes** da força de trabalho. Esse entendimento é importante para que se compreendam os desdobramentos que seguirão.

Primeiramente, tratar-se-á de demonstrar a decomposição da curva de oferta e como a taxa de juros é capaz de afetá-la. Depois, far-se-á o mesmo para a demanda por trabalho. Por fim, mostrar-se-ão como variações na taxa de juros são capazes de afetar o equilíbrio geral do mercado de trabalho. Vale lembrar, que a decomposição das curvas de oferta e demanda por mão de obra, tem fundamento tanto na macroeconomia neoclássica quanto keynesiana, o que motivou Simonsen e Cysne (1989 p. 193) a tratá-las como relações “clássico-keynesianas”.

Usualmente, admite-se que a oferta (N_o) seja uma função do salário nominal (S) deflacionado pelo *custo de vida* dos trabalhadores. Pois bem, um índice que capte os efeitos dos aumentos do nível geral de preços de uma economia, o INPC, por exemplo, poderia ser seguramente utilizado como um deflator do salário nominal

²⁸ Esses trabalhos podem ser consultados no Quadro (2) do capítulo 3.

desses trabalhadores de modo a obter o salário real (SIMONSEN; CYSNE, 1989). Ou seja, $N_0 = f(S/P)$, conforme mostra o Gráfico (4).



Fonte: Simonsen e Cysne (1989, p. 199).

Nota: adaptações do autor.

A curva de oferta parte do par ordenado [0,0]. Isso significa que não se considera o trabalho voluntário, situação em que a curva começaria em algum ponto maior que zero sobre a abscissa (N_0). Um salário real autônomo, ou seja, aquele que seria auferido mesmo que o agente ofertasse $N_0 = 0$ trabalho também não é considerado, isto é, aquelas pessoas que **não** ofertam trabalho e que, mesmo assim, recebem certo rendimento (mesadas, juros de aplicações financeiras, dividendos, dentre outros), até porque, a remuneração da curva acima é o salário, que *paga* o fator trabalho apenas.

Por fim, a curva é ascendente até o *salário real crítico* (S/P)'. Nesse intervalo, aumentos reais incentivam os trabalhadores a se empregarem nas empresas, ao invés de viverem na economia de subsistência. Para salários além de (S/P)' a curva entra em um intervalo conhecido como *trecho reverso* da oferta de trabalho, onde os agentes resolvem não apenas aumentar o consumo de bens, mas também o tempo dedicado ao lazer, o que o aumento dos salários reais possibilitou (SIMONSEN; CYSNE, 1989).

Entender a dinâmica das curvas de demanda e oferta de trabalho é fundamental para o que será desenvolvido a seguir e que justifica a inovação de se considerar a taxa real de juros nos modelos para o curto prazo. O desenvolvimento que se segue continua sob a ótica dos ofertantes de mão de obra, ou as *famílias*.

A partir do modelo de decisão intertemporal do indivíduo, utilizado por Modigliani (1963), pode-se deduzir teoricamente como variações na taxa de juros podem deslocar a curva de oferta de trabalho. Em sua forma original, esse autor considera um agente com um patrimônio inicial igual a A , com um horizonte de programação dado por $n + 1$ períodos, que recebe no período 0 uma renda do trabalho igual a R e que objetive receber, nos n períodos adiante, rendas (líquidas de impostos) iguais a R_1, R_2, \dots, R_n . Com a condição de que o valor atual das despesas de consumo não exceda o patrimônio inicial somado ao valor atual das suas rendas do trabalho, e sendo r a taxa de juros, tem-se:

$$C_0 + \sum_{k=1}^n (1+r)^{-k} C_k \leq A + R_0 + \sum_{k=1}^n (1+r)^{-k} R_k \quad (14)$$

Agora, considere $n = 1$ de modo que o espaço temporal é dado por dois períodos: o tempo 0 e o imediatamente posterior 1. Considere ainda que esse agente não possui nenhum patrimônio inicial (dado por A , na Equação (14)) e que ele faça parte da população não economicamente ativa (PNEA), ou seja, trata-se de um inativo, cuja renda R é proveniente de uma mesada, por exemplo, e não de um salário. Seu consumo C entre um mês e outro é o mesmo, dado que se trata de apenas dois períodos, e não é de se esperar que seus gastos variem em tão curto espaço de tempo. Por fim, considere que sua mesada, R , seja constante e que seus pais não sejam tão generosos, e condecoradores de economia, a ponto de corrigi-la por uma taxa de juros r , pelo menos não no curto prazo. Postas essas condições, pode-se reescrever (14) da seguinte forma:

$$C_0 + C_1(1+r) = R_0 + R_1 \quad (15)$$

Note que a desigualdade foi substituída por uma igualdade, pois se admite que não haja poupança (nem déficit) e que toda a renda seja consumida. O lado esquerdo de (15) é dado pelo consumo em 0, que não sofre correção de juros, mais

o gasto do próximo mês C_1 , que está atrelado a quaisquer variações em r . Importante observar que pode ser que esse agente pague certo valor em juros já em C_0 , mas mudanças em seu valor terão efeito apenas sobre o próximo período, daí o fato de apenas C_1 ser multiplicado por $(1 + r)$, assim como na Equação (14) de Modigliani (1963).

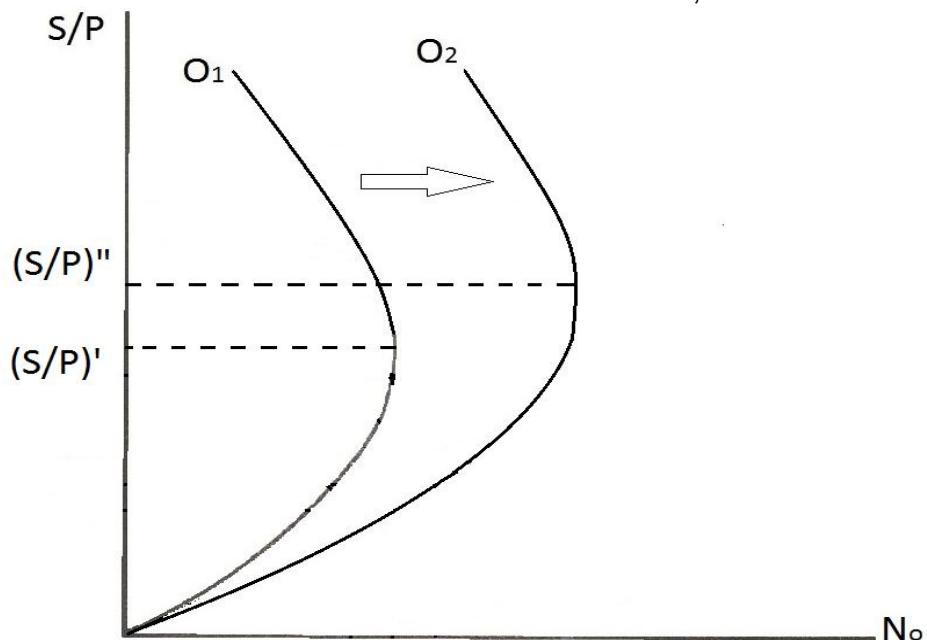
Como pressuposto, o consumo entre esses dois períodos é o mesmo, de modo que $C_0 = C_1 = C$. Assim, esse agente, embora gaste o mesmo valor em cada um dos meses, poderá perceber que suas contas no segundo período ficarão mais caras, não por um aumento em C_1 , que como dito é igual a C_0 , mas porque aumentos na taxa de juros tornam $C_1(1 + r) > C_0$, daí a conclusão de que a taxa de juros altera o custo de vida entre períodos.

A mesada entre o período 0 e 1 também é fixa e não sofre correção monetária. Logo, $R_0 = R_1 = R$. Reescrevendo a Equação (15), tem-se:

$$C/2 [(1 + r) + 1] = R, \quad (16)$$

em que, para um mesmo nível de consumo C , aumentos na taxa de juros, r , precisam ser acompanhados por aumentos do rendimento, R , para que não ocorra déficit. Ou seja, ou os pais desse agente aumentam sua mesada, de acordo com o aumento da taxa de juros, ou ele procura outra forma de se financiar e aumentar seus rendimentos: por exemplo, ofertando sua força de trabalho no mercado em troca de um salário. Como a primeira alternativa está sob um pressuposto de não alteração da mesada no curto prazo, ele optará pela última e deixará de figurar na PNEA, tornando-se agora um ofertante de mão de obra, e que, no agregado, deslocará a curva de oferta de trabalho para a direita como mostra a Gráfico (5).

Gráfico 5 – Deslocamento da curva de oferta de trabalho, dado um aumento em r



Fonte: elaborado pelo autor.

Esse deslocamento da curva de oferta de mão de obra para a direita aumenta também o *salário real crítico* de $(S/P)'$ para $(S/P)''$. Isso ocorre porque aumentos na taxa de juros causam aumentos do custo de vida e os agentes só poderão abrir mão de mais horas de trabalho, para usufruírem de mais horas de lazer, quando o salário real estiver a um nível maior do que aquele que era referente à curva de oferta antes de ser afetada pelo aumento de r .

Algumas questões poderiam ser levantadas quanto aos pressupostos estipulados para a Equação (16). Por exemplo: por que pressupor que o agente é inativo? A resposta parece evidente, caso pertencesse à população economicamente ativa, ele já seria uma mão de obra em potencial, e figuraria entre os ofertantes de trabalho – mesmo que não encontrasse, o que o tornaria um desempregado – de modo que os deslocamentos (dados no plano cartesiano formado por salário real (S/P) e número de ofertantes N_o) seriam **sobre a curva** O_1 . Para que haja **deslocamentos de curva** para O_n é necessário que exista inserção, ou saída, de agentes da Força de Trabalho (empregados ou não, mas que buscam trabalho).

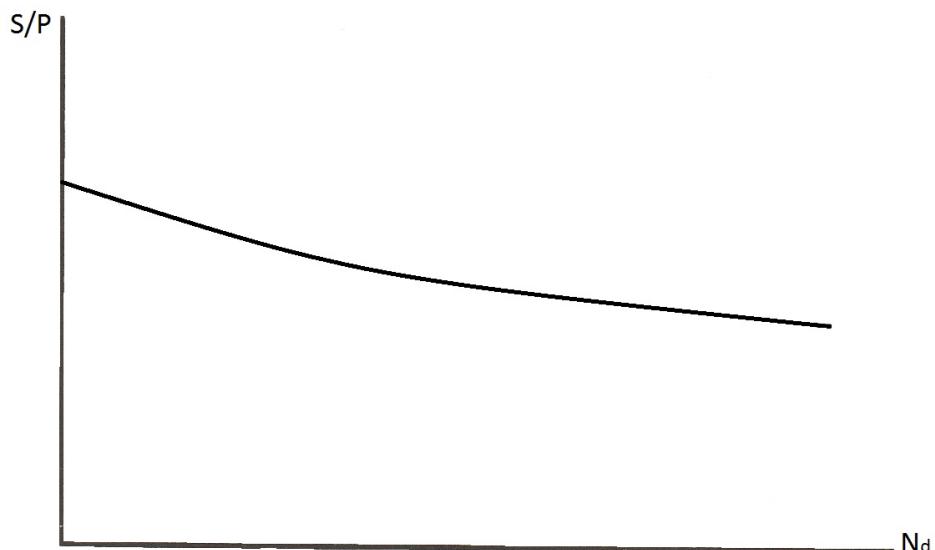
Além disso, dado que a oferta de trabalho é uma função de salário real, ou $N_o = f(S/P)$, quaisquer alterações em variáveis exógenas à essa função causariam um **deslocamento da curva** e não **sobre a curva**. Como na Equação (16), que é

uma adaptação do modelo intertemporal de Modigliani (1963), a alteração foi um aumento da taxa de juros entre dois períodos, logo, houve um **deslocamento à direita da curva** [$O_1 \rightarrow O_2$].

Até aqui, o ponto de vista foi sobre os ofertantes de mão de obra, ou as *famílias*. A partir de agora, a ótica é sobre os demandantes do fator trabalho, ou os *produtores*. O nível de produto, PIB, no curto prazo é uma função do volume de emprego (N), ou $Y = f(N)$. Essa relação, embora apresente ganhos marginais decrescentes, é positiva, de modo que, quanto maior o volume de emprego maior tende a ser o nível de produto.

A condição de maximização do lucro leva à fórmula $S/P = f'(N)$, onde P é o nível de preços: o INPC, por exemplo; S é o salário nominal e $f'(N)$ é a produtividade marginal do trabalho. Ou seja, sob concorrência perfeita, o produtor maximizará seu lucro no ponto onde o salário real (S/P) seja igual à produtividade marginal do trabalho, determinando assim a curva de demanda de mão de obra, expressa no Gráfico (6), onde $N_d = f(S/P)$ (SIMONSEN; CYSNE, 1989).

Gráfico 6 – Curva de demanda de mão de obra



Fonte: Simonsen e Cysne (1989 p. 194).

Nota: adaptações do autor.

Nesta dissertação, a correlação testada entre o volume de emprego (N) e nível de produto (Y) é inversa. Não é difícil absorver o entendimento de que se o volume de emprego causa o produto, pode também o produto causar o volume de emprego, uma vez que uma economia em expansão, *coeteris paribus*, tende a

demandar mais trabalhadores. Ademais, um modelo com apenas duas variáveis endógenas $[Y, N]$, como o descrito anteriormente, se plotado em um plano cartesiano, gerará uma relação diretamente proporcional ascendente (embora a taxas marginais decrescentes), onde, quanto maior N , maior Y , ou o contrário.

Pois bem, qual o efeito da taxa real de juros sobre a demanda por trabalho? De acordo com a hipótese clássica-keynesiana, que considera apenas o curto prazo e, portanto, trata o fator capital, K , como dado e invariante ao longo do tempo, a resposta seria: nenhum efeito (SIMONSEN, CYSNE, 1989).

No entanto, de acordo com Simonsen e Cysne (1989 p. 206), essa visão tem sido “contestada pelos estruturalistas e por muitos empresários, que se dizem obrigados a repassar os custos financeiros aos preços.” Esse também é um argumento que corrobora com a relação diretamente proporcional entre taxa de juros e custo de vida para as *famílias*.

A esses custos financeiros se incorporam os juros, que, de acordo com Vasconcellos e Garcia (2006), assim como o salário remunera o fator trabalho, os juros remuneram o fator capital. Assim, eles passam a representar um custo de produção, que mesmo no curto prazo, transforma-se em objeto de contestação de muitos empresários e de economistas de vertente estruturalista, como mencionado.

Simonsen e Cysne (1989, p. 206, minha ênfase) dão *crédito* a esse entrave ao considerarem que no “**curto prazo**, os fatores variáveis não se limitam à mão de obra, mas também abrangem o capital circulante.” E desenvolvem a seguinte função de produção:

$$Y = \min\{f(N); k^{-1}I\} \quad (0 < k < 1) \quad (17)$$

Ou seja, as empresas podem obter um produto $Y = f(N)$, com um emprego N , desde que mantenham um estoque de capital k fixo. Observe que na função de produção de curto prazo acima, o capital circulante I aparece multiplicado por $1/k$ estando k entre 0 e 1, o que o torna uma taxa, dessa forma, o capital circulante só aumentaria se k variasse, mas como os autores consideram o curto prazo, esse fator não varia e, consequentemente, o capital circulante I também permanece fixo.

Esse estoque k , em termos reais, custa $kPYr$, sendo r a taxa real de juros. Dessa forma, sob a estrutura competitiva, o lucro (L) será máximo quando $\frac{\partial f(L)}{\partial N} = 0$, como segue:

$L = PY - (kPYr + SN)$, se $Y = f(N)$, tem-se:

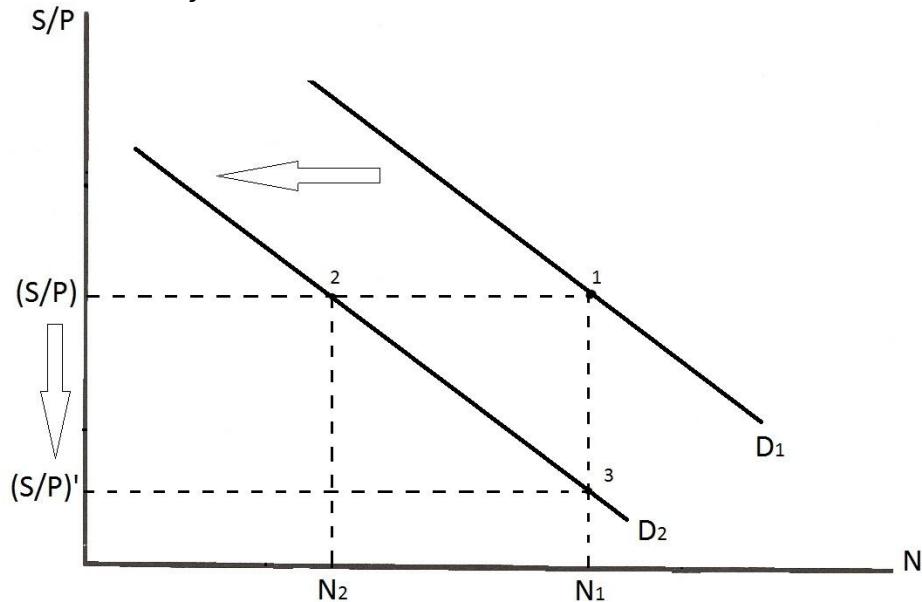
$$L = P(1 - kr)f(N) - SN.$$

$$\frac{\partial f(L)}{\partial N} = 0 \cdot f(N) + \frac{\partial f(N)}{\partial N} \cdot P(1 - Kr) - S = 0; \frac{\partial f(N)}{\partial N} = f'(N), \text{ então:}$$

$$\frac{S/P}{(1-kr)} = f'(N). \quad (18)$$

Mantendo a taxa real de juros fixa, aumentos no salário real, por exemplo, causam uma redução na demanda por mão de obra, ou um deslocamento **sobre a curva à esquerda** no Gráfico (7) abaixo, pois tanto S/P quanto $f'(N)$ (demanda de N) estão expressas diretamente na ordenada e abscissa do referido gráfico, respectivamente.

Gráfico 7 – Manutenção no número de trabalhadores, diante um aumento em r



Fonte: Elaborado pelo autor.

Agora, ao se fixar os salários reais e, por exemplo, ocorrer um aumento da taxa de juros, a resposta seria uma redução na demanda por trabalhadores, $f'(N)$, mas que dessa vez **deslocaria** para a esquerda a curva expressa no Gráfico (7), dado que r não está expressa diretamente naquele plano cartesiano.

O Gráfico (7) mostra que o empresário, ou produtor, ainda teria a opção de manter seu nível de mão de obra em N_1 , mesmo após o aumento da taxa de juros. Para isso, ele teria que diminuir os salários de (S/P) para $(S/P)'$, e o equilíbrio passaria de 2 para 3, ou seja, um deslocamento, agora, **sobre a curva** D_2 , pois, volume de emprego e salário são as únicas duas variáveis de que ele possui controle. De acordo com Simonsen e Cysne (1989, p.206), “quanto maiores os juros reais, menos sobra para a remuneração real do trabalho.”.

Além disso, a taxa de juros funciona como um custo de oportunidade do capital. Em uma economia como a brasileira, em que a taxa básica de juros é considerada alta, os investidores podem ser desestimulados a investir em capital produtivo – dado que a remuneração no mercado financeiro é alta e atrativa (rendimento em poupança, Certificado de Depósito Bancário, títulos do governo, previdência privada, dentre outros) – o que também reduziria a quantidade de mão de obra demandada. “Com efeito, as fases de recessão frequentemente coincidem com juros reais elevados, o que desloca para baixo a curva de procura de mão de obra. Inversamente, os juros reais baixos frequentemente deflagram os processos de recuperação.” (SIMONSEN, CYSNE, 1989, p.207).

A partir desse momento, podem-se integrar as curvas de oferta e de procura por mão de obra, e analisar teoricamente os efeitos conjunto de ambos os deslocamentos sobre o salário real e sobre o volume de emprego. Cabe ressaltar, que por questões de semelhança com o cenário macroeconômico brasileiro dos últimos anos, a consideração dessa dissertação tem sido sempre de que haja aumento na taxa de juros real, mas analogamente o inverso também poderia ser desenvolvido.

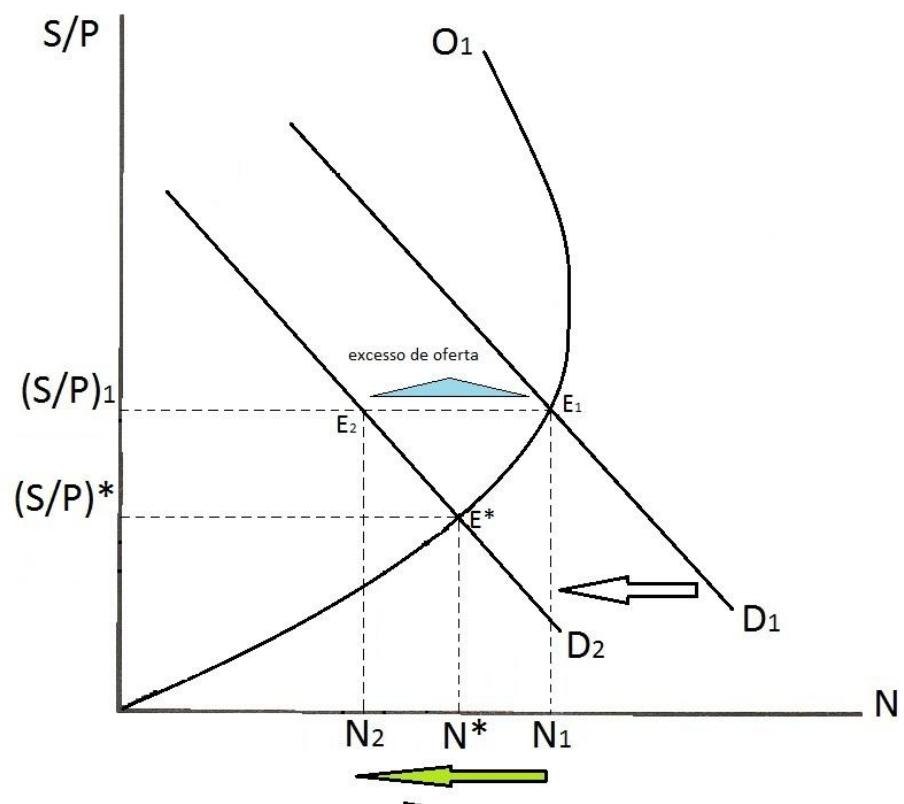
Partir-se-á do caso mais simples, que em muito se assemelha com o que já foi descrito no Gráfico (7), imediatamente anterior, com a diferença de que agora o plano cartesiano é dado pelas duas curvas. No Gráfico (8) abaixo, o mercado de trabalho está em equilíbrio no ponto E_1 , considere um aumento na taxa real de juros, r , que é seguida pelo deslocamento da curva de demanda por mão de obra para

baixo (ou para a esquerda) de D_1 para D_2 . Ao mesmo nível de salário inicial, $(S/P)_1$, tem-se agora uma oferta de trabalho dada por N_1 , com uma demanda dada por N_2 , o que cria um **excesso de oferta** que é a diferença entre E_1 e E_2 .

Esse excesso de agentes ofertando trabalho nesse mercado *induz* a uma queda dos salários até o ponto onde o novo equilíbrio seja dado, a saber: no ponto E^* . Essa queda de salários, diante desse desequilíbrio do mercado, é um movimento de ajuste consagrado na literatura econômica. Mas, além disso, Simonsen e Cysne (1989, p. 206) admitem que “quanto maiores os juros reais, menos sobra para a remuneração real do trabalho”. Ou seja, existe uma dupla força que leva esse salário para baixo, uma causada pelo excesso de oferta do fator e outra porque os empregadores, gastando mais com juros, tendem a compensar suas perdas reduzindo a remuneração do outro fator.

Com relação ao volume de emprego, um aumento na taxa de juros o diminui do seu primeiro equilíbrio até o nível N_2 , mas diante dessa redução do salário (ou do seu custo) essa queda é amortecida para o novo equilíbrio em N^* , ainda que esse último seja menor do que o inicial, N_1 . Importante destacar que tanto em N_1 , quanto em N^* o mercado encontra-se em equilíbrio, ou seja, a economia opera em pleno emprego. Um aumento na taxa de juros, considerando apenas um deslocamento para baixo da curva de demanda por trabalho, dado por um aumento na taxa de juros, causa uma queda na taxa de atividade de N_1 para N^* .

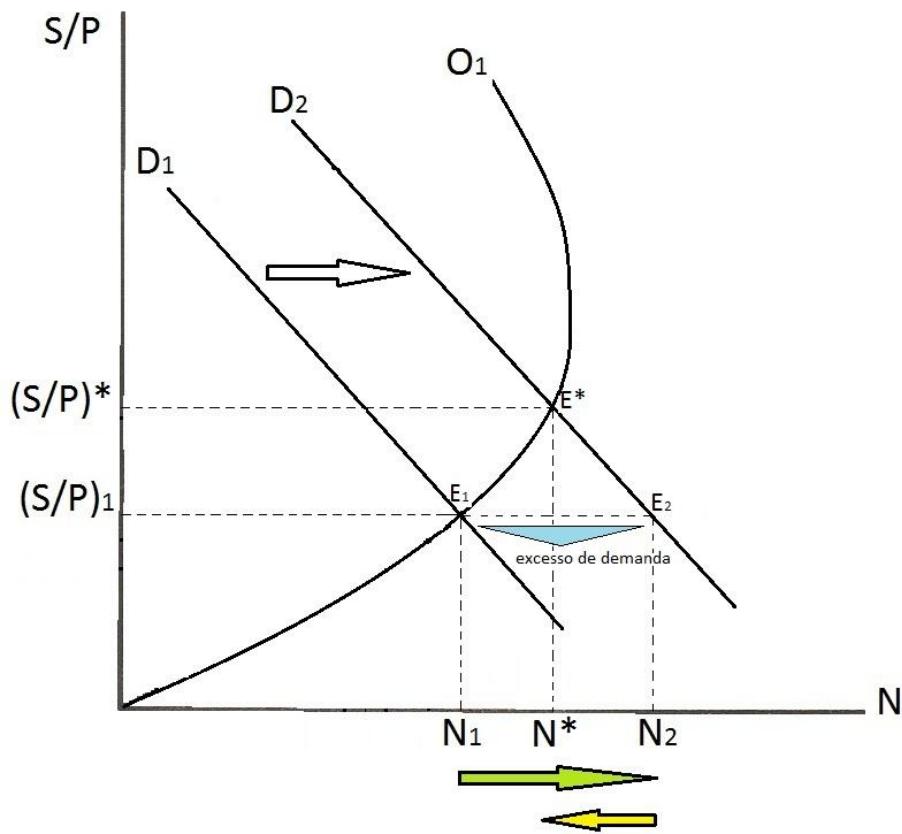
Gráfico 8 – Ajustes no mercado de trabalho, dado um aumento na taxa de juros



Fonte: elaborado pelo autor.

Caso houvesse uma redução em r , a descrição dos acontecimentos seria semelhante, com a inovação de que o excesso seria de demanda por mão de obra, e o resultado seria um nível salarial e um volume de emprego maiores, como pode ser visto no Gráfico (9):

Gráfico 9 – Ajustes no mercado de trabalho, dada uma redução na taxa de juros



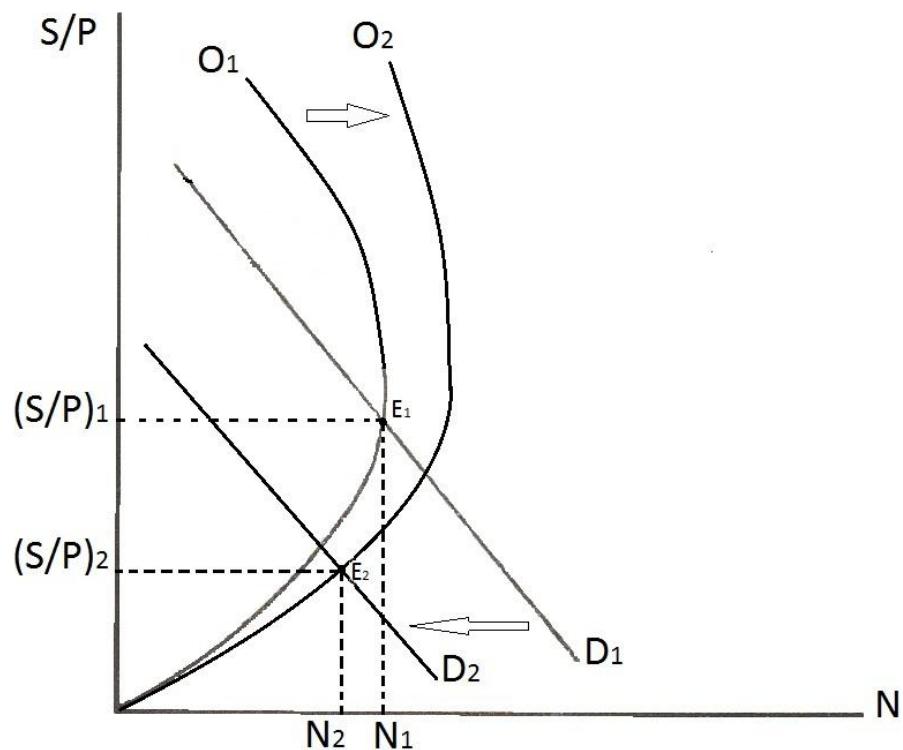
Fonte: elaborado pelo autor.

Para finalizar este capítulo, tome-se apenas o caso em que haja um aumento na taxa real de juros, onde os dois agentes, tanto os produtores (demandantes) quanto as *famílias* (ofertantes), irão reagir simultaneamente. Dessa forma haverá um duplo deslocamento de curvas e, igualmente, novos equilíbrios para salário e volume de emprego. Nunca é demais lembrar que esses deslocamentos de curvas só são possíveis porque a variável manipulada é exógena às do plano cartesiano das curvas de oferta e demanda, e cujos efeitos foram algebricamente demonstrados ao longo desse capítulo.

Observe o Gráfico (10), trata-se de um mercado de trabalho em equilíbrio inicial no ponto E_1 , com salário real em $(S/P)_1$ e volume de emprego em N_1 . Sob um aumento de taxa real de juros, r , a curva de demanda se desloca de D_1 para D_2 , que é a resposta dos empresários para essa mudança imposta. Da mesma forma as *famílias* também reagem e a curva de oferta de mão de obra se desloca para a direita, de O_1 para O_2 . Por todos os motivos já expostos nesse capítulo, existe agora um novo equilíbrio dado em E_2 , ao salário real $(S/P)_2$ e emprego em N_2 .

Independente de qual curva se desloque primeiro, ou seja, independe de qual agente do mercado de trabalho reagirá mais rápido à esse aumento na taxa de juros, o equilíbrio se dará no mesmo nível.

Gráfico 10 – Deslocamento da curva de demanda mais que proporcional ao deslocamento da oferta, face um aumento na taxa de juros



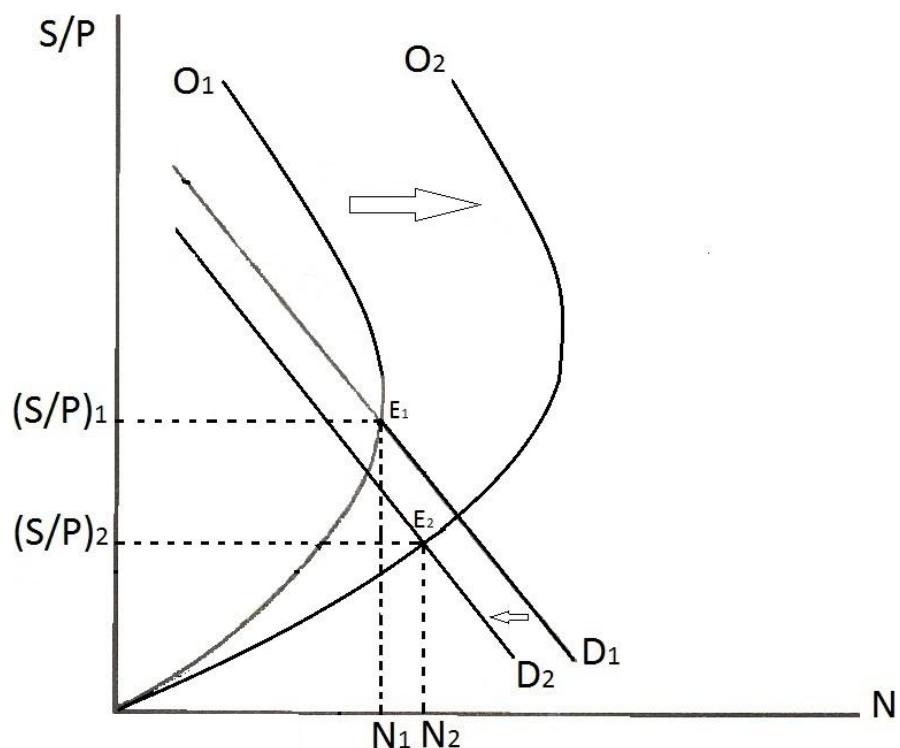
Fonte: elaborado pelo autor

Nesse caso, o deslocamento para a esquerda, da curva de demanda por trabalho, foi mais do que proporcional ao deslocamento para a direita, da curva de oferta. Dessa forma, o resultado final foi uma redução tanto do salário real quanto do volume de mão de obra, sendo esse o resultado, pode-se concluir que os empresários são mais sensíveis às variações da taxa de juros do que as *famílias*. No Gráfico (11) a seguir, a título de ilustração, considerou-se o contrário, ou seja, o deslocamento da curva de oferta foi maior do que o deslocamento contrário da curva de demanda, e o resultado é um aumento nas duas variáveis expressas no plano bidimensional.

Em resumo, se aumentos na taxa de juros vão causar aumentos ou reduções no volume de emprego, não depende de qual agente reagirá primeiro, mas se qual

será o agente mais sensível a essa mudança, ou da sensibilidade dele, o que determinará qual curva se deslocará em maior magnitude.

Gráfico 11 – Deslocamento da curva de oferta mais que proporcional ao deslocamento da demanda, face um aumento na taxa de juros



Fonte: elaborado pelo autor

Esse capítulo teve o objetivo principal de desenvolver, teoricamente, uma justificativa para que se considere a taxa real de juros como uma variável capaz de afetar o mercado de trabalho, dado que em trabalhos anteriores ela não é incorporada.

O próximo capítulo descreve as demais variáveis que foram utilizadas, assim como alguns ajustes metodológicos que foram necessários antes de aplicá-las e o desmembramento teórico dos modelos que foram usados.

5 METODOLOGIA

Este capítulo está dividido em duas seções. Na primeira, apresentam-se todas as séries que foram usadas nessa dissertação, bem como suas fontes e alguns ajustamentos que foram necessários antes de aplicá-las ao modelo estatístico. Na segunda seção, descreve-se o modelo econométrico. Dado a característica temporal e autorregressiva em defasagens das variáveis explicativas sobre as dependentes, parte-se da intuição de que o modelo a ser estimado poderia ser um Vetor Autorregressivo (VAR) de defasagem p .

No entanto, foram realizados alguns testes econôméticos de pré-estimação que identificaram um número considerável de séries não estacionárias, ou séries integradas de ordem um. Diante disso, levantou-se a intuição de que poderia haver cointegração nos quatro modelos dessa pesquisa, o que foi atestado pelo teste de cointegração de Engle-Granger. Essa intuição, de que se tratava de séries cointegradas, precisou ser confirmada com um segundo teste: o teste de cointegração de Johansen, que além de atestar a cointegração, ainda ditou o número de vetores cointegrantes.

Dessa forma, o modelo econômético que se consagrou como o ideal para as variáveis endógenas dessa dissertação é um Modelo Vetorial de Correção de Erros, MVCE, que foi apresentado de forma geral e de forma aplicada para todas as equações usadas nessa pesquisa. Os testes estatísticos pós-estimação são apresentados nos Apêndices (A) e (B).

5.1 Fonte e ajustamento dos dados

O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) manteve até o mês de março de 2016, com a divulgação dos resultados referentes ao mês de fevereiro do mesmo ano, uma pesquisa mensal voltada exclusivamente para o mercado de trabalho: a Pesquisa Mensal do Emprego (PME)²⁹. Foram 36 anos de existência da pesquisa, cujo banco de dados se consolidou como uma das principais fontes para o acompanhamento da situação conjuntural do mercado de trabalho. No entanto, sua

²⁹ A partir dessa data os indicadores da PME foram substituídos pela Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios, a PNAD contínua.

abrangência não é nacional e comprehende apenas seis importantes regiões metropolitanas: Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. Os dados mensais são divulgados para cada uma e o total delas.

Dessa forma, embora uma equação estimada com base em um painel de dados para as seis regiões metropolitanas pareça bem atraente, trabalhos que utilizam séries macroeconômicas, como o Produto Interno Bruto (PIB) e taxa de real de juros, esbarram na ausência desses dados mensais para cada uma dessas regiões, comprometendo, pois, a criação do painel de dados. Essa parece uma boa razão que explica o porquê de importantes trabalhos, desenvolvidos a partir da década de 1990 e no início dos anos 2000³⁰, virem utilizando a metodologia de análise de regressão com dados de séries temporais. Essa notável vantagem também foi explorada nessa pesquisa.

O modelo teórico dessa dissertação parte de um entendimento simples de que E^k (com $k = 1,2,3$ ou $4 / 1 = \text{taxa de atividade}, 2 = \text{grau de informalidade}, 3 = \text{taxa de desemprego} \text{ e } 4 = \text{taxa de inatividade}$)³¹ seja dado em função do salário mínimo (SM), do Produto Interno Bruto (Y) e da taxa de juros real (r) de uma economia:

$$E^k = f(SM, Y, r) \quad (19)$$

Pesquisadores como Machin e Manning (1994), Bell (1997) e Carneiro (2004), em seus respectivos trabalhos, partem da mesma intuição, ficando apenas a taxa de juros real como uma nova variável considerada nos modelos dessa pesquisa, cuja justificativa foi mostrada no capítulo anterior.

Antes de seguir, é importante que se descrevam alguns ajustamentos que foram aplicados sobre as variáveis da Função (19).

O Produto Interno Bruto brasileiro, divulgado pelo Banco Central e disponível no sítio do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA), é uma série mensal, porém nominal. Portanto, antes de operacionalizá-la, fez-se necessário deflacioná-la. Para isso, recorreu-se ao Índice Nacional de Preços ao Consumidor

³⁰ Tais como: Machin e Manning (1994), Bell (1997), Foguel, Ramos e Carneiro (2001) e Carneiro (2004)

³¹ Todas as variáveis serão melhores discutidas adiante.

(INPC), cuja série histórica está disponível no portal do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas. Cabe observar que essa série tem como mês-base dezembro de 1993, e, com fins de ajustamento, utilizou-se a metodologia da Equação (20) a seguir, para que o número índice base correspondesse ao primeiro mês da série dessa pesquisa, qual seja, março de 2002.

$$INPC_{03.2002} = \left(\frac{INPC_{12.1993}}{1867,01} \right) \cdot 100, \quad (20)$$

sendo $INPC_{03.2002}$ a nova série, cujo mês-base é março de 2002; $INPC_{12.1993}$ a série antiga, com a base em dez./1993, que foi dividida pelo número índice de mar./2002, o valor 1867,01 do denominador da equação.

A posterior dividiu-se cada valor da série nominal do produto agregado, PIB, pelo novo número índice do INPC referente a cada mês, e multiplicou-se por cem. Dessa forma, o PIB mensal agora está em valores reais e não mais eventualmente comprometido pela inflação de cada período.

Com relação ao Salário Mínimo (SM), o próprio IPEA calcula e divulga seu valor real para cada mês, e também utiliza o INPC para seu deflacionamento. Outro ajustamento para a variável SM que merece destaque é o fato de que ela aparece no numerador de uma razão, cujo denominador é o rendimento médio real habitual das pessoas ocupadas, que também é calculada e divulgada pelo instituto de Pesquisa Econômica Aplicada para cada mês. Assim, essa variável em cada tempo, t , é $(SM/RM)_t$.

Essa manipulação é importante porque, assim como o salário mínimo, o rendimento médio geral também aumentou nos últimos anos, especialmente no período abrangido por essa pesquisa – de mar./2002 até fev./2016. No entanto, o objeto dessa dissertação são os efeitos apenas do aumento do salário mínimo real sobre o mercado de trabalho e, embora em valores absolutos diferentes, o rendimento real médio desse período também aumentou, mas a uma taxa muito menor em relação à taxa de crescimento do SM.

Numericamente, o salário mínimo real no mês de março de 2002 era de R\$474,16 e em fevereiro de 2016 de R\$911,06, ou seja, um crescimento de 92,14%,

ao passo que o rendimento real médio no mesmo período passou de R\$2.041,36 para R\$2.227,50³², um crescimento de apenas 9,11%. É o efeito desse crescimento, consideravelmente discrepante, entre as duas rendas sobre o mercado de trabalho que se transforma em objeto de estudo e, por isso, a variável usada é a razão entre seus valores.

A taxa de juros utilizada nessa pesquisa é a do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC) de responsabilidade do Banco Central. No entanto, trata-se de uma série nominal, cujo efeito inflacionário de cada mês deve ser removido a fim de se obter uma taxa real, e que possa ser efetivamente utilizada no modelo empírico. Para resolver esse impasse, fez-se uso da Equação de Fischer³³ a seguir:

$$r = \left(\frac{1+i}{1+\pi} \right) - 1, \quad (21)$$

em que r é a taxa de juros real, i é a taxa SELIC nominal mensal e π é o INPC mensal.

Até aqui, mostrou-se quais são as variáveis independentes do modelo, bem como seus respectivos ajustamentos necessários. A partir de agora, passar-se-á a mostrar quais são as variáveis dependentes, ou explicadas, que compõem as equações que foram estimadas.

Quatro variáveis dependentes foram usadas, a saber: taxa de atividade, grau de informalidade, taxa de desemprego e taxa de inatividade. Para explicar o motivo de se optar por utilizar essas variáveis na forma de taxa, tome-se o exemplo da taxa de inatividade – que é a razão entre a População não Economicamente Ativa (PNEA) e a População em Idade Ativa (PIA) – que só aumentará se a primeira aumentar mais do que a segunda, e, considerando o crescimento populacional pode acontecer do número de pessoas em idade ativa aumentar mais do que o número dos não economicamente ativos em certos períodos e, nesse caso, a taxa de inatividade decresceria, mas esse decréscimo não seria fruto de uma redução da

³² Fonte: IPEAData, valores da série de salário mínimo real atualizados em 06 de outubro de 2016, e em 03 de maio do mesmo ano para o rendimento real médio.

³³ Em homenagem a Irving Fisher (1867-1947). Para mais detalhes ver Vasconcellos e Garcia (2006 p.150).

PNEA, que poderia até ter aumentado, porém em uma magnitude menor do que o aumento da PIA. Isso comprometeria a correta interpretação das variações.

Analogamente, a taxa de desemprego – dada pelo número de desempregados dividido pela PEA³⁴ – só aumenta se o número de desocupados crescer mais do que o crescimento do número de ativos economicamente, e é, no fim, esse o efeito de interesse. Depois, tem-se o grau de informalidade – número de empregados sem carteira assinada dividido pelo número de empregados totais. Todas essas séries foram extraídas da PME realizada e divulgada pelo IBGE até o mês de fevereiro de 2016. E a última variável explicada do modelo é a taxa de atividade, que é a PEA dividida pela PIA.

A relação das quatro variáveis dependentes com as variáveis independentes salário mínimo real dividido pela renda real média (SM/RM) e nível de Produto (Y), em cada um dos modelos, é do tipo log-log. Essa transformação permite que os resultados estimados para seus respectivos parâmetros tenham uma interpretação na forma de elasticidades.

O mesmo ajustamento não pôde ser realizado com relação a terceira variável independente, taxa real de juros (r), pois, embora a série nominal da SELIC contenha apenas valores positivos, com a operacionalização através da Equação de Fischer para se encontrar os valores mensais reais, passou-se a obter uma taxa negativa para alguns períodos. Ou seja, em determinados meses a inflação foi maior do que a taxa nominal. Dessa forma, não se pôde aplicar o logaritmo e, para essa variável, a relação é do tipo log-nível, ou log-linear.

Para algumas equações que se farão necessárias se utilizou as séries de emprego formal e informal. Uma nota técnica do IPEA classifica como formal, além daqueles empregados que possuem carteira assinada, outras duas séries: a de empregadores e a de empregados por conta própria. Essa última, de acordo com essa nota técnica, engloba aqueles profissionais liberais, tais como médicos, advogados, contadores, dentistas, etc. que entram no grupo de profissionais formais devido aos seus respectivos registros nos órgãos de classe.

³⁴ A População Economicamente Ativa é dada pela soma dos empregados formalmente, dos trabalhadores informais (sem carteira de trabalho assinada) e dos desempregados. Uma nota técnica, de novembro de 2007, do IPEA esclarece que é considerado emprego formal, além daqueles trabalhadores que possuem carteira de trabalho assinada, os que trabalham por conta própria (o profissional liberal autônomo, devidamente aliado à regulamentação do exercício) e os empregadores.

No entanto, para a estimação dos parâmetros que serão mostrados, considerou-se apenas aquela série de trabalhadores com carteira assinada, pois os empregadores, no geral, recebem *pró-labore* e esses profissionais autônomos da segunda série não são tão diretamente afetados por variações na razão *SM/RM*.

5.2 O modelo econométrico

Uma vez que se trata de dados em séries temporais com frequência mensal - de março de 2002 a fevereiro de 2016 - para todas as variáveis da Função (19), e que cada uma das variáveis explicativas pode afetar a variável explicada em diferentes graus de defasagens, parte-se da intuição de que a Função (19) possa ser expressa por uma equação na forma vetorial autorregressiva de defasagem p , ou VAR (p).

De modo geral, de acordo com Bueno (2011), pode-se expressar um modelo autorregressivo de ordem p por um vetor com n variáveis endógenas, X_t , ligadas entre si por meio de uma matriz A , como segue:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B\varepsilon_t, \quad (22)$$

em que A é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$, X_t ; B_0 é um vetor de constantes $n \times 1$; B_i são matrizes $n \times n$; B é uma matriz diagonal $n \times n$ de desvios-padrão; ε_t é um vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, isto é: $\varepsilon_t \sim i.i.d(0; I_n)$.

A Equação (22) tem uma forma estritamente estrutural, ao se inserir as variáveis explicadas e explicativas da Função (19) e decompondo a matriz X_t nas séries endógenas utilizadas, tem-se a Equação (23) a seguir:

$$\log E_t^k = \alpha_0^k + \sum_{i=1}^p \gamma_i \log E_{t-i}^k + \sum_{i=1}^p \delta_i \log \left(\frac{SM}{RM} \right)_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \log Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_i r_{t-i} + \mu_t^k,$$

sendo: t o tempo em meses, p a ordem de defasagem, μ_t^k o resíduo para cada equação k , e $k = 1, 2, 3$ ou 4 , onde 1 é a taxa de atividade; 2 é o grau de

informalidade e 3 a taxa de desemprego e 4 a taxa de inatividade, já descritas na seção anterior.

Observe que na Equação (23) acima, as quatro variáveis dependentes do modelo também aparecem do lado direito da igualdade, pois, é característica de processos autorregressivos que a própria série explicada possa ser estatisticamente significante em defasagens. Dessa forma, a taxa de inatividade em t pode também ser explicada pela taxa de inatividade em $t - 1$, por exemplo, mas essa relação não é objeto dessa pesquisa.

A principal característica de um Vetor Autorregressivo é permitir que as variáveis endógenas afetem a variável explicada com defasagens (JOHNSTON; DINARDO, 2001). É essa característica que justifica a presença dos operadores somatórios na Equação (23), pois, é esperado que o Salário Mínimo sobre o rendimento médio, o PIB e a taxa de juros afetem as variáveis do mercado de trabalho em termos dos seus valores passados, dado que os agentes demoram a racionalizar a informação e a agir. Dito de outro modo, um aumento do PIB registrado no período t tende a realizar efeito sobre o mercado de trabalho em períodos à frente ($t + n$, com $n = 1,2,3 \dots$). Como descrito, dado a característica temporal das séries envolvidas na Função (19) esse modelo é a primeira intuição, mas algumas importantes observações são necessárias para que ele se consolide, ou não.

De acordo com Bueno (2011), a principal ideia que se deve ter para estimar uma equação com dados em séries temporais é o conceito de estacionariedade. Para Gujarati e Porter (2011), os gráficos de cada série de dados temporal dão uma boa pista inicial sobre a natureza provável de sua estacionariedade ou não. Essa intuição é um ponto de partida. Já para Bueno (2011, p.116), “a inspeção visual de uma série raramente permite distingui-la como tendência estocástica ou tendência determinística – e, frequentemente, quando se age assim, incorre-se em equívocos”.

Diante desse impasse, foram desenvolvidos os testes para identificação de raízes unitárias. Nessa pesquisa, optou-se por utilizar três deles, a saber: teste Dickey-Fuller Aumentado (DFA), Phillips-Perron e o teste de Perron (1989) para

estacionariedade mediante quebra estrutural³⁵. Todos os resultados pré-estimação descritos aqui se encontram no capítulo seis dessa dissertação.

De acordo com os testes de Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron as quatro variáveis explicadas e duas das três séries que compõem as variáveis explicativas são integradas de ordem um. O teste Perron (1989) confirmou a não estacionariedade dessas séries, mesmo diante da quebra estrutural. Apenas a série de taxa real de juros é estacionária em nível, ou $I(0)$. De acordo com Johnston e DiNardo (2001 p.331)

Quando as variáveis no VAR são integradas de primeira ordem ou superior, o processo de estimativa sem restrições está sujeito aos riscos das regressões envolvendo variáveis não-estacionárias. Contudo, a presença de variáveis não-estacionárias envolve a possibilidade de relações cointegrantes.

Engle e Granger (1987) definem que há cointegração de ordem (d, b) nos elementos de um vetor $X_t, n \times 1$, denotados por $X_t \sim CI(d, b)$, se todos os elementos de X_t são integrados de ordem d , ou seja, são $I(d)$.

O problema de relações cointegrantes poder-se-ia descaracterizar no modelo aplicado nessa pesquisa, dado que uma variável endógena (taxa real de juros) tem uma ordem de integração diferente das demais, $I(0)$, violando pois a definição de cointegração de Engle e Granger (1987). No entanto, Bueno (2011 p. 241) ressalta que essa condição é “bastante restrita, pois há modelos em economia que relacionam variáveis estacionárias a variáveis integradas.”. Além disso,

[...] a ordem de integração da variável de maior ordem domina a da variável de menor ordem. Esse fato sugere a necessidade de as variáveis serem de mesma ordem para haver cointegração, o que é uma conclusão verdadeira. Contudo, em um modelo em que o número de variáveis endógenas é maior do que 2, nem todas as variáveis precisam ter a mesma ordem de integração para existir cointegração (BUENO, 2011 p. 244).

³⁵ Para mais detalhes sobre os testes de raízes unitárias, ver Bueno (2011 p. 116, p. 145), Morettin e Toloi (2006 p. 486) e Perron (1989)

Ademais, ainda de acordo com Engle e Granger (1987), é necessário que haja um vetor não nulo, β , tal que: $u_t = X'_t \beta \sim I(d - b)$, $b > 0$. Para Bueno (2011), dado que as variáveis contidas no vetor X_t não são estacionárias, elas guardam uma relação de equilíbrio de longo prazo e, portanto, têm uma tendência estocástica. “Entretanto, no curto prazo há desvios dessa tendência comum, de modo que o termo u_t é o erro de equilíbrio, porque expressa os desvios temporários do equilíbrio de longo prazo” (BUENO, 2011, p.242).

Wooldridge (2010) sugere aquilo que já é consagrado em pesquisas que envolvem séries de tempo não estacionárias: que variáveis integradas deveriam ser diferenciadas antes de serem usadas em modelos de regressão linear fossem elas estimadas por variáveis instrumentais ou por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Se $\{y_t\}$ for $I(1)$ e pelo menos algumas das variáveis explicativas forem $I(1)$, os resultados da regressão podem ser espúrios. A possibilidade de regressão espúria com variáveis $I(1)$ é bastante importante e tem levado os economistas a reexaminarem muitas regressões de séries temporais agregadas cujas estatísticas t eram muito significantes e cujos R -quadrados eram extremamente altos (WOOLDRIDGE, 2010, p.595).

Bueno (2011) concorda que quando se diferencia uma série para estacionarizá-la, muitas de suas características se perdem (por exemplo, a constante). Ademais, séries com defasagens degeneradas – uma série explicada apenas pela segunda e quarta defasagens, por exemplo – são economicamente difíceis de justificar. Pindick e Rubinfeld (2004) também alertam que, embora aceitável, essa diferenciação pode resultar em perda de informação sobre a relação de longo prazo entre duas variáveis.

A partir desse problema é que surgiu uma versão mais completa do VAR. A ideia básica é que o VAR com variáveis não estacionárias, mas diferenciadas, omite variáveis relevantes e o Modelo Vetor de Correção de Erros, ou MVCE, corrige esse problema (BUENO, 2011). Antes, porém de se explorar a metodologia envolvida em um processo vetorial de correção de erros, é preciso que se realize um teste de cointegração nos quatro modelos (para cada k) da Equação (23).

Dois métodos para detecção de cointegração foram usados nessa pesquisa: um é conhecido como Engle-Granger Aumentado e o outro é o Teste de

Cointegração de Johansen. Uma vez identificado que o modelo possui o *problema de cointegração*, ou seja, há uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio, entre as variáveis endógenas, aplicou-se um importante teorema que ficou conhecido como **teorema de representação de Granger**, que afirma que se duas ou mais variáveis são cointegradas, a relação entre elas pode ser expressa como um mecanismo de correção de erro: o Modelo Vetorial de Correção de Erros (MVCE) (GUJARATI; PORTER, 2011).

Bueno (2011, p. 248) também afirma que

(...) uma vez concluído o teste de raiz unitária sobre os resíduos e constatado que são estacionários, o modelo original pode ser escrito na forma de correção de erros. Esse modelo é um VAR convencional, porém se acrescenta o erro de equilíbrio e, por isso, chama-se VECM.

Economicamente, isso significa que há uma relação de longo prazo entre as coordenadas de [um] vetor, pois a ordem de integração da série diminui. Essa relação de longo prazo é perturbada por choques de curto prazo representados por u_t . Porém, sendo estacionário, trata-se de uma perturbação que tende a se dissipar ao longo do tempo, de modo que as variáveis originais voltam ao seu equilíbrio de longo prazo. [...] A teoria de cointegração preocupa-se, então, com dois pontos fundamentais. O primeiro é testar os resíduos u_t , para constatar tratar-se de uma variável estacionária. O segundo ponto é, dado que u_t é estacionário, usar essa informação para ajustar melhor o modelo VAR, denominado por causa desse ajuste de quase-VAR. Quando se utiliza a informação decorrente desse fato, tem-se o modelo VECM, em que se incorpora o erro de equilíbrio, daí a denominação de modelo vetor de correção de erros (BUENO 2011, p. 243).

O Modelo Vetorial de Correção de Erros (Equação (24))³⁶ tem essa denominação porque explica ΔX_t em dois componentes: os fatores de curto prazo, dados por $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i}$, e a relação de longo prazo dada pelo vetor de variáveis endógenas, ΦX_{t-1} , considerando, lógico, que haja cointegração (BUENO, 2011).

³⁶ Para formulação completa de um MVCE na sua forma geral, ver Bueno (2011, p. 249-252).

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t,$$

em que $\Lambda_i = -\sum_{j=1+i}^p \Phi_j$, $i = 1, 2, \dots, p-1$. (24)

Pode-se aplicar a forma geral de um MVCE, exposto anteriormente, às variáveis endógenas dos quatro modelos que são objetos de pesquisa dessa dissertação. Ou seja, quatro MVCE's em que cada um seja iniciado por uma das quatro variáveis dependentes: taxa de atividade (*tx_ativ*), grau de informalidade (*grau_inf*), taxa de desemprego (*tx_desemp*) e taxa de inatividade (*tx_inati*); regredidos com as variáveis independentes: salário mínimo real sobre rendimento médio real (SM/RM), produto real (*Y*) e taxa real de juros (*r*). Considerando dois vetores cointegrantes e seis períodos de defasagens³⁷ os modelos de correção de erros aplicados aos objetivos dessa pesquisa estão expressos nas Equações (25) a (28), a seguir.

³⁷ O número de vetores cointegrantes e as defasagens de cada equação são resultados de testes presentes no capítulo 6.

Equação 25 – **MVCE** [$\log tx_ativ_t$, $\log(SM/RM)_t$, $\log Y_t$, r_t]

$$\begin{aligned}
 & \begin{bmatrix} \Delta \log tx_ativ_t \\ \Delta \log(SM/RM)_t \\ \Delta \log Y_t \\ \Delta r_t \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} \alpha_{1,\log tx_ativ} \\ \alpha_{1,\log(SM/RM)} \\ \alpha_{1,\log Y} \\ \alpha_{1,r} \end{bmatrix} [(\log tx_ativ - \beta_1 \log Y - \beta_2 r - \beta_3)_{t-1}] + \begin{bmatrix} \alpha_{2,\log tx_ativ} \\ \alpha_{2,\log(SM/RM)} \\ \alpha_{2,\log Y} \\ \alpha_{2,r} \end{bmatrix} [(\log(SM/RM) - \beta_4 \log Y - \beta_5 r - \beta_6)_{t-1}] \\
 &+ \begin{bmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} & \varphi_{13} & \varphi_{14} \\ \varphi_{21} & \varphi_{22} & \varphi_{23} & \varphi_{24} \\ \varphi_{31} & \varphi_{32} & \varphi_{33} & \varphi_{34} \\ \varphi_{41} & \varphi_{42} & \varphi_{43} & \varphi_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \log tx_ativ_{t-1} \\ \Delta \log(SM/RM)_{t-1} \\ \Delta \log Y_{t-1} \\ \Delta r_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \gamma_{14} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \gamma_{24} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} & \gamma_{34} \\ \gamma_{41} & \gamma_{42} & \gamma_{43} & \gamma_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \log tx_ativ_{t-2} \\ \Delta \log(SM/RM)_{t-2} \\ \Delta \log Y_{t-2} \\ \Delta r_{t-2} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} \eta_{11} & \eta_{12} & \eta_{13} & \eta_{14} \\ \eta_{21} & \eta_{22} & \eta_{23} & \eta_{24} \\ \eta_{31} & \eta_{32} & \eta_{33} & \eta_{34} \\ \eta_{41} & \eta_{42} & \eta_{43} & \eta_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \log tx_ativ_{t-3} \\ \Delta \log(SM/RM)_{t-3} \\ \Delta \log Y_{t-3} \\ \Delta r_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} & \rho_{13} & \rho_{14} \\ \rho_{21} & \rho_{22} & \rho_{23} & \rho_{24} \\ \rho_{31} & \rho_{32} & \rho_{33} & \rho_{34} \\ \rho_{41} & \rho_{42} & \rho_{43} & \rho_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \log tx_ativ_{t-4} \\ \Delta \log(SM/RM)_{t-4} \\ \Delta \log Y_{t-4} \\ \Delta r_{t-4} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \lambda_{13} & \lambda_{14} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \lambda_{23} & \lambda_{24} \\ \lambda_{31} & \lambda_{32} & \lambda_{33} & \lambda_{34} \\ \lambda_{41} & \lambda_{42} & \lambda_{43} & \lambda_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \log tx_ativ_{t-5} \\ \Delta \log(SM/RM)_{t-5} \\ \Delta \log Y_{t-5} \\ \Delta r_{t-5} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \\ \varepsilon_{4,t} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

Equação 26 – **MVCE** [$\log grau_inf_t$, $\log(SM/RM)_t$, $\log Y_t$, r_t]

$$\begin{aligned}
 & \begin{bmatrix} \Delta log grau_inf_t \\ \Delta log(SM/RM)_t \\ \Delta log Y_t \\ \Delta r_t \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} \alpha_{1,log grau_inf} \\ \alpha_{1,log(SM/RM)} \\ \alpha_{1,log Y} \\ \alpha_{1,r} \end{bmatrix} [(log grau_inf - \beta_1 log Y - \beta_2 r - \beta_3)_{t-1}] + \begin{bmatrix} \alpha_{2,log grau_inf} \\ \alpha_{2,log(SM/RM)} \\ \alpha_{2,log Y} \\ \alpha_{2,r} \end{bmatrix} [(log(SM/RM) - \beta_4 log Y - \beta_5 r - \beta_6)_{t-1}] \\
 &+ \begin{bmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} & \varphi_{13} & \varphi_{14} \\ \varphi_{21} & \varphi_{22} & \varphi_{23} & \varphi_{24} \\ \varphi_{31} & \varphi_{32} & \varphi_{33} & \varphi_{34} \\ \varphi_{41} & \varphi_{42} & \varphi_{43} & \varphi_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta log grau_inf_{t-1} \\ \Delta log(SM/RM)_{t-1} \\ \Delta log Y_{t-1} \\ \Delta r_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \gamma_{14} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \gamma_{24} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} & \gamma_{34} \\ \gamma_{41} & \gamma_{42} & \gamma_{43} & \gamma_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta log grau_inf_{t-2} \\ \Delta log(SM/RM)_{t-2} \\ \Delta log Y_{t-2} \\ \Delta r_{t-2} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} \eta_{11} & \eta_{12} & \eta_{13} & \eta_{14} \\ \eta_{21} & \eta_{22} & \eta_{23} & \eta_{24} \\ \eta_{31} & \eta_{32} & \eta_{33} & \eta_{34} \\ \eta_{41} & \eta_{42} & \eta_{43} & \eta_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta log grau_inf_{t-3} \\ \Delta log(SM/RM)_{t-3} \\ \Delta log Y_{t-3} \\ \Delta r_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} & \rho_{13} & \rho_{14} \\ \rho_{21} & \rho_{22} & \rho_{23} & \rho_{24} \\ \rho_{31} & \rho_{32} & \rho_{33} & \rho_{34} \\ \rho_{41} & \rho_{42} & \rho_{43} & \rho_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta log grau_inf_{t-4} \\ \Delta log(SM/RM)_{t-4} \\ \Delta log Y_{t-4} \\ \Delta r_{t-4} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \lambda_{13} & \lambda_{14} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \lambda_{23} & \lambda_{24} \\ \lambda_{31} & \lambda_{32} & \lambda_{33} & \lambda_{34} \\ \lambda_{41} & \lambda_{42} & \lambda_{43} & \lambda_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta log grau_inf_{t-5} \\ \Delta log(SM/RM)_{t-5} \\ \Delta log Y_{t-5} \\ \Delta r_{t-5} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \\ \varepsilon_{4,t} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

Equação 27 – MVCE [$\log tx_desemp_t$, $\log(SM/RM)_t$, $\log Y_t$, r_t]

$$\begin{aligned}
 & \begin{bmatrix} \Delta \log tx_desemp_t \\ \Delta \log(SM/RM)_t \\ \Delta \log Y_t \\ \Delta r_t \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} \alpha_{1,\log tx_desemp} \\ \alpha_{1,\log(SM/RM)} \\ \alpha_{1,\log Y} \\ \alpha_{1,r} \end{bmatrix} [(\log tx_desemp - \beta_1 \log Y - \beta_2 r - \beta_3)_{t-1}] + \begin{bmatrix} \alpha_{2,\log tx_desemp} \\ \alpha_{2,\log(SM/RM)} \\ \alpha_{2,\log Y} \\ \alpha_{2,r} \end{bmatrix} [(\log(SM/RM) - \beta_4 \log Y - \beta_5 r - \beta_6)_{t-1}] \\
 &+ \begin{bmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} & \varphi_{13} & \varphi_{14} \\ \varphi_{21} & \varphi_{22} & \varphi_{23} & \varphi_{24} \\ \varphi_{31} & \varphi_{32} & \varphi_{33} & \varphi_{34} \\ \varphi_{41} & \varphi_{42} & \varphi_{43} & \varphi_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \log tx_desemp_{t-1} \\ \Delta \log(SM/RM)_{t-1} \\ \Delta \log Y_{t-1} \\ \Delta r_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \gamma_{14} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \gamma_{24} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} & \gamma_{34} \\ \gamma_{41} & \gamma_{42} & \gamma_{43} & \gamma_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \log tx_desemp_{t-2} \\ \Delta \log(SM/RM)_{t-2} \\ \Delta \log Y_{t-2} \\ \Delta r_{t-2} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} \eta_{11} & \eta_{12} & \eta_{13} & \eta_{14} \\ \eta_{21} & \eta_{22} & \eta_{23} & \eta_{24} \\ \eta_{31} & \eta_{32} & \eta_{33} & \eta_{34} \\ \eta_{41} & \eta_{42} & \eta_{43} & \eta_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \log tx_desemp_{t-3} \\ \Delta \log(SM/RM)_{t-3} \\ \Delta \log Y_{t-3} \\ \Delta r_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} & \rho_{13} & \rho_{14} \\ \rho_{21} & \rho_{22} & \rho_{23} & \rho_{24} \\ \rho_{31} & \rho_{32} & \rho_{33} & \rho_{34} \\ \rho_{41} & \rho_{42} & \rho_{43} & \rho_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \log tx_desemp_{t-4} \\ \Delta \log(SM/RM)_{t-4} \\ \Delta \log Y_{t-4} \\ \Delta r_{t-4} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \lambda_{13} & \lambda_{14} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \lambda_{23} & \lambda_{24} \\ \lambda_{31} & \lambda_{32} & \lambda_{33} & \lambda_{34} \\ \lambda_{41} & \lambda_{42} & \lambda_{43} & \lambda_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \log tx_desemp_{t-5} \\ \Delta \log(SM/RM)_{t-5} \\ \Delta \log Y_{t-5} \\ \Delta r_{t-5} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \\ \varepsilon_{4,t} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

Equação 28 – **MVCE** [$\log tx_inati_t$, $\log(SM/RM)_t$, $\log Y_t$, r_t]

$$\begin{aligned}
 & \begin{bmatrix} \Delta \log tx_inati_t \\ \Delta \log(SM/RM)_t \\ \Delta \log Y_t \\ \Delta r_t \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} \alpha_{1,\log tx_inati} \\ \alpha_{1,\log(SM/RM)} \\ \alpha_{1,\log Y} \\ \alpha_{1,r} \end{bmatrix} [(logtx_inati - \beta_1 \log Y - \beta_2 r - \beta_3)_{t-1}] + \begin{bmatrix} \alpha_{2,\log tx_inati} \\ \alpha_{2,\log(SM/RM)} \\ \alpha_{2,\log Y} \\ \alpha_{2,r} \end{bmatrix} [(log(SM/RM) - \beta_4 \log Y - \beta_5 r - \beta_6)_{t-1}] \\
 &+ \begin{bmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} & \varphi_{13} & \varphi_{14} \\ \varphi_{21} & \varphi_{22} & \varphi_{23} & \varphi_{24} \\ \varphi_{31} & \varphi_{32} & \varphi_{33} & \varphi_{34} \\ \varphi_{41} & \varphi_{42} & \varphi_{43} & \varphi_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \log tx_inati_{t-1} \\ \Delta \log(SM/RM)_{t-1} \\ \Delta \log Y_{t-1} \\ \Delta r_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \gamma_{14} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \gamma_{24} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} & \gamma_{34} \\ \gamma_{41} & \gamma_{42} & \gamma_{43} & \gamma_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \log tx_inati_{t-2} \\ \Delta \log(SM/RM)_{t-2} \\ \Delta \log Y_{t-2} \\ \Delta r_{t-2} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} \eta_{11} & \eta_{12} & \eta_{13} & \eta_{14} \\ \eta_{21} & \eta_{22} & \eta_{23} & \eta_{24} \\ \eta_{31} & \eta_{32} & \eta_{33} & \eta_{34} \\ \eta_{41} & \eta_{42} & \eta_{43} & \eta_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \log tx_inati_{t-3} \\ \Delta \log(SM/RM)_{t-3} \\ \Delta \log Y_{t-3} \\ \Delta r_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} & \rho_{13} & \rho_{14} \\ \rho_{21} & \rho_{22} & \rho_{23} & \rho_{24} \\ \rho_{31} & \rho_{32} & \rho_{33} & \rho_{34} \\ \rho_{41} & \rho_{42} & \rho_{43} & \rho_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \log tx_inati_{t-4} \\ \Delta \log(SM/RM)_{t-4} \\ \Delta \log Y_{t-4} \\ \Delta r_{t-4} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \lambda_{13} & \lambda_{14} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \lambda_{23} & \lambda_{24} \\ \lambda_{31} & \lambda_{32} & \lambda_{33} & \lambda_{34} \\ \lambda_{41} & \lambda_{42} & \lambda_{43} & \lambda_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \log tx_inati_{t-5} \\ \Delta \log(SM/RM)_{t-5} \\ \Delta \log Y_{t-5} \\ \Delta r_{t-5} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \\ \varepsilon_{4,t} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

As duas relações de cointegração (ou equações cointegradas) são as dinâmicas de longo prazo e expressas pelas equações nos dois vetores associados às matrizes que contêm os parâmetros $\alpha's_1$ e $\alpha's_2$. As demais matrizes [4X4] de parâmetros $\varphi's$, $\gamma's$, $\eta's$, $\rho's$ e $\lambda's$ correspondem às dinâmicas de curto prazo. Por fim, tem-se um vetor de constantes, $\delta's$, e um com os resíduos, $\varepsilon_t's$.

Note que apenas nas matrizes correspondentes ao curto prazo é que as variáveis endógenas estão sob uma diferença, ou $I(1)$, além de estarem defasadas até o quinto *lag*. Já as duas relações de longo prazo não sofrem diferenciação, pois isso extinguiria a captação dos efeitos das variáveis ao longo do tempo.

Embora cada MVCE tenha quatro variáveis endógenas, uma delas é sempre omitida nas **equações cointegradas** e cada modelo começa sempre com a variável que se pretende ser a dependente. Dessa forma, embora a metodologia de estimação dos parâmetros de cada matriz faça, nesse caso, as quatro regressões para um mesmo conjunto de variáveis endógenas, é sempre a primeira equação de cada MVCE, com a estimativa dos seus respectivos parâmetros, é que é objeto dessa pesquisa.

Além dessas quatro equações, que mostram os efeitos das alterações das variáveis explicativas sobre a taxa de atividade, grau de informalidade, taxa de desemprego e taxa de inatividade, respectivamente, algumas **estimações secundárias** foram necessárias, pois, por exemplo, a taxa de atividade é a razão entre a População Economicamente Ativa e a População em Idade Ativa, mas a PEA é a soma do número total de empregados (formal e informal) com o número de desempregados. Por isso, uma equação que contenha apenas a taxa de atividade como explicada e a razão salário mínimo real/rendimento real médio gera resultados incompletos, pois, não se pode atribuir a “verdadeira” responsabilidade por essa alteração.

Por exemplo, um aumento de 1% na razão salário mínimo real/rendimento médio real vai gerar um efeito sobre a taxa de atividade, mas é preciso que se identifique também qual o efeito dessa mesma variação sobre o número absoluto de emprego total e de desemprego para que se conclua qual efeito é o responsável pelos resultados na taxa de atividade. O mesmo acontece para as demais variáveis explicadas que foram apresentadas anteriormente.

Dessa forma, para a realização dessas regressões secundárias foram utilizadas como variáveis dependentes as séries, em número de pessoas, de emprego total (emp_t), emprego informal (emp_{inf}), emprego formal (emp_f), desemprego total ($desemp_t$), população economicamente ativa (PEA) e população não economicamente ativa ($inati$), todas calculadas e divulgadas na Pesquisa Mensal do Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e disponíveis também no sítio do IPEA.

Como variáveis independentes foram utilizadas as mesmas séries de taxa real de juros (r), Produto Interno Bruto real (Y) e a razão entre o salário mínimo real e o rendimento médio real (SM/RM). As equações secundárias estão expressas nas Equações (29) a (44).

$$\Delta \log \text{emp}_t = \alpha[\log \text{emp}_t - \beta_1 \log(SM/RM) - \beta_2]_{t-1} + \sum_{n=1}^{p-1} \beta_n \Delta \log \text{emp}_{t-n} + \sum_{n=1}^{p-1} \gamma_n \Delta \log(SM/RM)_{t-n} + \delta + \hat{\varepsilon}_{t,\text{emp}_t}^{SM/RM} \quad (29)$$

$$\Delta \log \text{emp}_t = \sum_{n=1}^p \beta_n \Delta \log \text{emp}_{t-n} + \sum_{n=1}^p \gamma_n r_{t-n} + \delta + \hat{\varepsilon}_{t,\text{emp}_t}^r \quad (30)$$

$$\Delta \log \text{emp}_t = \alpha[\log \text{emp}_t - \beta_1 \log Y - \beta_2]_{t-1} + \sum_{n=1}^{p-1} \beta_n \Delta \log \text{emp}_{t-n} + \sum_{n=1}^{p-1} \gamma_n \Delta \log Y_{t-n} + \delta + \hat{\varepsilon}_{t,\text{emp}_t}^Y \quad (31)$$

$$\Delta \log \text{emp}_{\text{inf}} = \sum_{n=1}^p \beta_n \Delta \log \text{emp}_{\text{inf}}_{t-n} + \sum_{n=1}^p \gamma_n \Delta \log(SM/RM)_{t-n} + \delta + \hat{\varepsilon}_{t,\text{emp}_{\text{inf}}}^{SM/RM} \quad (32)$$

$$\Delta \log \text{emp}_{\text{inf}} = \sum_{n=1}^p \beta_n \Delta \log \text{emp}_{\text{inf}}_{t-n} + \sum_{n=1}^p \gamma_n r_{t-n} + \delta + \hat{\varepsilon}_{t,\text{emp}_{\text{inf}}}^r \quad (33)$$

$$\Delta \log \text{emp}_{\text{inf}} = \sum_{n=1}^p \beta_n \Delta \log \text{emp}_{\text{inf}}_{t-n} + \sum_{n=1}^p \gamma_n \Delta \log Y_{t-n} + \delta + \hat{\varepsilon}_{t,\text{emp}_{\text{inf}}}^Y \quad (34)$$

$$\Delta \log \text{emp}_f = \sum_{n=1}^p \beta_n \Delta \log \text{emp}_f_{t-n} + \sum_{n=1}^p \gamma_n \Delta \log(SM/RM)_{t-n} + \delta + \hat{\varepsilon}_{t,\text{emp}_f}^{SM/RM} \quad (35)$$

$$\Delta \log \text{desemp}_t = \sum_{n=1}^p \beta_n \Delta \log \text{desemp}_t_{t-n} + \sum_{n=1}^p \gamma_n \Delta \log(SM/RM)_{t-n} + \delta + \hat{\varepsilon}_{t,\text{desemp}_t}^{SM/RM} \quad (36)$$

$$\Delta \log \text{desemp}_t = \sum_{n=1}^p \beta_n \Delta \log \text{desemp}_t_{t-n} + \sum_{n=1}^p \gamma_n r_{t-n} + \delta + \hat{\varepsilon}_{t,\text{desemp}_t}^r \quad (37)$$

$$\Delta \log \text{desemp}_t = \alpha[\log \text{desemp}_t - \beta_1 \log Y - \beta_2]_{t-1} + \sum_{n=1}^{p-1} \beta_n \Delta \log \text{desemp}_t_{t-n} + \sum_{n=1}^{p-1} \gamma_n \Delta \log Y_{t-n} + \delta + \hat{\varepsilon}_{t,\text{desemp}_t}^Y \quad (38)$$

$$\Delta \log PEA = \alpha [\log PEA - \beta_1 \log(SM/RM) - \beta_2]_{t-1} + \sum_{n=1}^{p-1} \beta_n \Delta \log PEA_{t-n} + \sum_{n=1}^{p-1} \gamma_n \Delta \log(SM/RM)_{t-n} + \delta + \hat{\varepsilon}_{t,PEA}^{SM/RM} \quad (39)$$

$$\Delta \log PEA = \sum_{n=1}^p \beta_n \Delta \log PEA_{t-n} + \sum_{n=1}^p \gamma_n r_{t-n} + \delta + \hat{\varepsilon}_{t,PEA}^r \quad (40)$$

$$\Delta \log PEA = \alpha [\log PEA - \beta_1 \log Y - \beta_2]_{t-1} + \sum_{n=1}^{p-1} \beta_n \Delta \log PEA_{t-n} + \sum_{n=1}^{p-1} \gamma_n \Delta \log Y_{t-n} + \delta + \hat{\varepsilon}_{t,PEA}^Y \quad (41)$$

$$\Delta \log inati = \sum_{n=1}^p \beta_n \Delta \log inati_{t-n} + \sum_{n=1}^p \gamma_n \Delta \log(SM/RM)_{t-n} + \delta + \hat{\varepsilon}_{t,inati}^{SM/RM} \quad (42)$$

$$\Delta \log inati = \sum_{n=1}^p \beta_n \Delta \log inati_{t-n} + \sum_{n=1}^p \gamma_n r_{t-n} + \delta + \hat{\varepsilon}_{t,inati}^r \quad (43)$$

$$\Delta \log inati = \sum_{n=1}^p \beta_n \Delta \log inati_{t-n} + \sum_{n=1}^p \gamma_n \Delta \log Y_{t-n} + \delta + \hat{\varepsilon}_{t,inati}^Y \quad (44)$$

6 RESULTADOS

Este capítulo traz, inicialmente, uma análise descritiva das variações do salário mínimo real, do rendimento médio real e da razão entre eles (que é uma das variáveis explicativas usada nas regressões) para as seis regiões metropolitanas cobertas pela PME. Depois, têm-se análises descritivas das séries de taxa de atividade, taxa de desemprego e grau de informalidade (variáveis dependentes).

A seguir são apresentados todos os resultados dos testes estatísticos que foram necessários para que se pudesse definir a metodologia econométrica apresentada no capítulo anterior; primeiramente para os quatro modelos principais na forma de MVCE (Equações (25) a (28)); e, depois, os testes pré-estimação para a determinação da melhor metodologia a ser aplicada nas equações secundárias (Equações (29) a (44)).

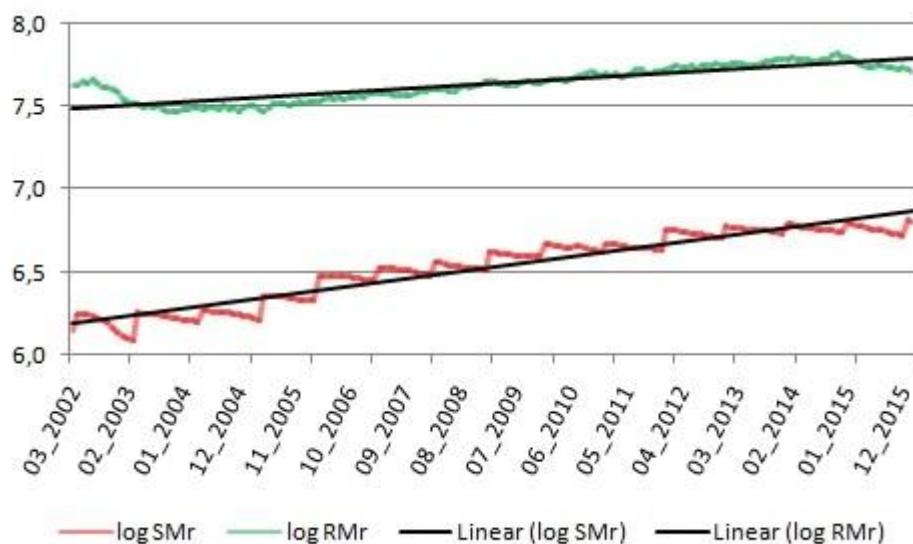
Por fim, são apresentados os resultados das estimativas das equações, principais e secundárias, apresentadas no capítulo anterior e as interpretações dos parâmetros e seus sinais.

6.1 Análise descritiva dos dados

O Gráfico (12) mostra a evolução do salário mínimo real e do rendimento médio real da população ocupada nas seis regiões metropolitanas cobertas pela PME. Em valores absolutos (em Reais), o rendimento médio tem um valor maior do que o mínimo real. Em março de 2002 (primeiro mês da série da pesquisa), por exemplo, o salário mínimo real era de R\$467,49, enquanto o rendimento médio era de R\$2.041,36. Por isso, o Gráfico (12) traz as duas séries transformadas em logaritmo, para que ambas possam figurar no mesmo plano cartesiano sem grandes perdas de detalhes sobre suas evoluções.

No entanto, as duas informações mais importantes do Gráfico (12) são as linhas de tendência linear que estão sobre as duas séries. Note que a inclinação da linha associada à série de rendimento real médio é menos acentuada do que aquela associada à evolução do salário mínimo real. Isso evidencia que, no período analisado (mar./2002 – fev./2016), a primeira cresceu menos do que a segunda.

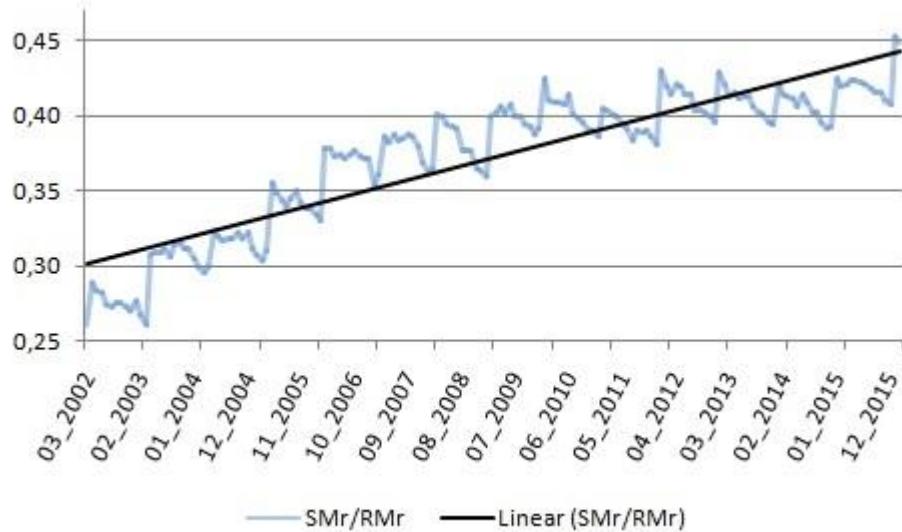
Gráfico 12 – Evolução do salário mínimo real e do rendimento real médio das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 – fev./2016



Notas: SMr é o salário mínimo real, RMr é o rendimento médio real, “log” evidencia a transformação logarítmica em cada série e “linear” é a linha de tendência. Fonte: dados da pesquisa.

Outra forma de verificar esse desprendimento entre as taxas de crescimento das duas séries está no Gráfico (13). Nele, a razão entre salário mínimo real e o rendimento médio real é claramente crescente. Isso evidencia que, no período, o numerador (*SM*), cresceu mais do que proporcional ao crescimento do denominador (*RM*).

Gráfico 13 – Evolução da razão salário mínimo real/rendimento real médio (SMr/RMr) das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 a fev./2016



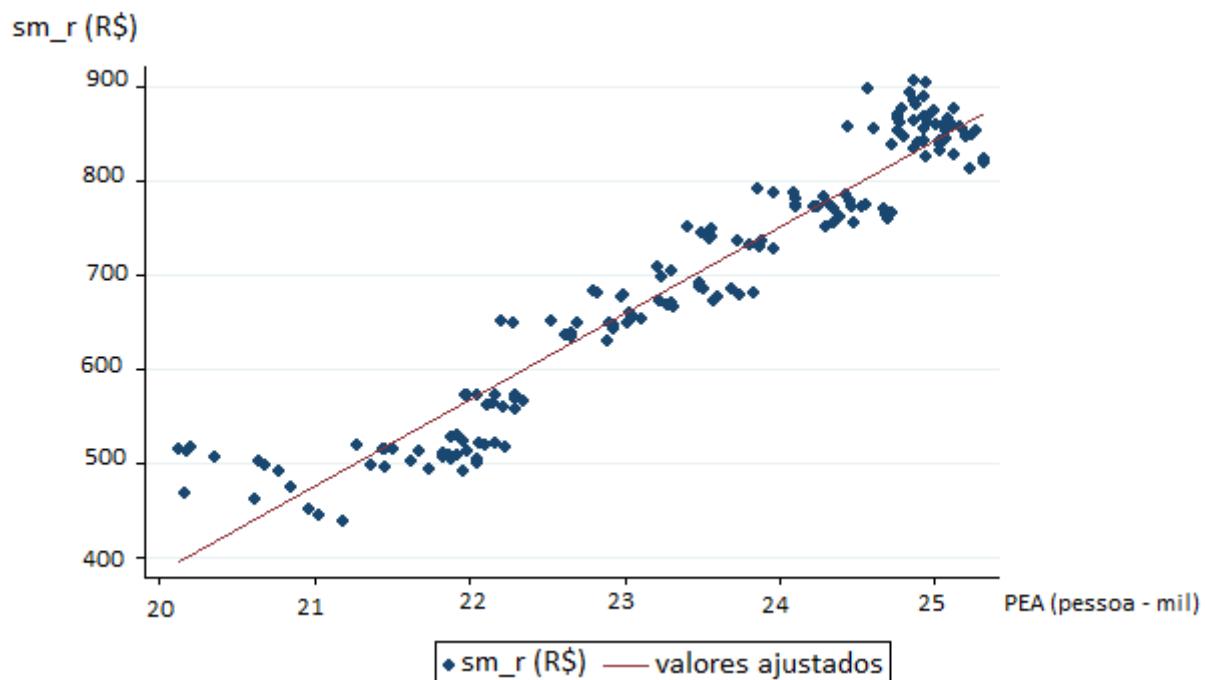
Fonte: dados da pesquisa

O rendimento médio das pessoas ocupadas nas regiões metropolitanas pode ser considerado uma remuneração dada via forças naturais do mercado de trabalho, ou a remuneração obtida sob o regime concorrencial. O salário mínimo é estabelecido via lei pelo governo federal, e tem sido corrigido a taxas maiores que as dos aumentos da média das remunerações das seis regiões metropolitanas cobertas pela PME.

Antes que se passe às análises descritivas das variáveis explicadas que são usadas no modelo apresentado no capítulo anterior, é importante ressaltar que são análises de longo prazo, ou seja, elas consideram todo o intervalo de tempo da pesquisa, que vai de mar./2002 até fev./2016. Já os resultados dos parâmetros e sinais dos efeitos das variáveis explicativas sobre elas, que serão apresentados a seguir, são todos de curto prazo.

É possível observar uma relação positiva entre a População Economicamente Ativa (PEA) e o valor do salário mínimo real em cada período, Gráfico (14). Isso ocorre porque os agentes se estimulam a ofertar trabalho à medida que a remuneração desse fator aumenta. Mas vale lembrar que a PEA é a soma do emprego total com o número de pessoas que procuram um trabalho e não encontra (os desempregados), dessa forma, uma análise mais profunda é necessária antes de se concluir que essa relação seja economicamente boa.

Gráfico 14 – PEA e salário mínimo real, fev./2002 - mar./2016

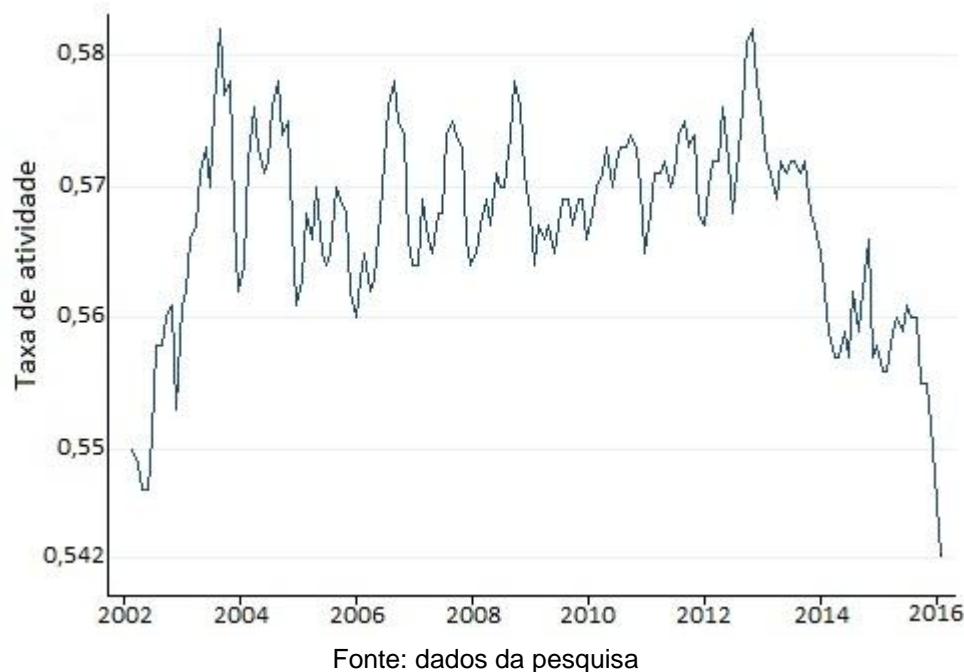


Nota: sm_r é o salário mínimo real.

Fonte: elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

O Gráfico (15) mostra a evolução da taxa de atividade (razão entre a População Economicamente Ativa e a População em Idade Ativa) no período da pesquisa. Embora ela tenha oscilado por um longo tempo perto de 57%, seu comportamento ao final do período chama a atenção por duas fortes quedas: a primeira, a partir do ano de 2013 até 2014 e a segunda, mais acentuada, ao final de 2014 e início de 2015, que a levou ao patamar de 54,2%, menor do que o observado no primeiro mês da série (55%). Essa última queda se deu face ao aumento do desemprego no mesmo período, como se verá adiante.

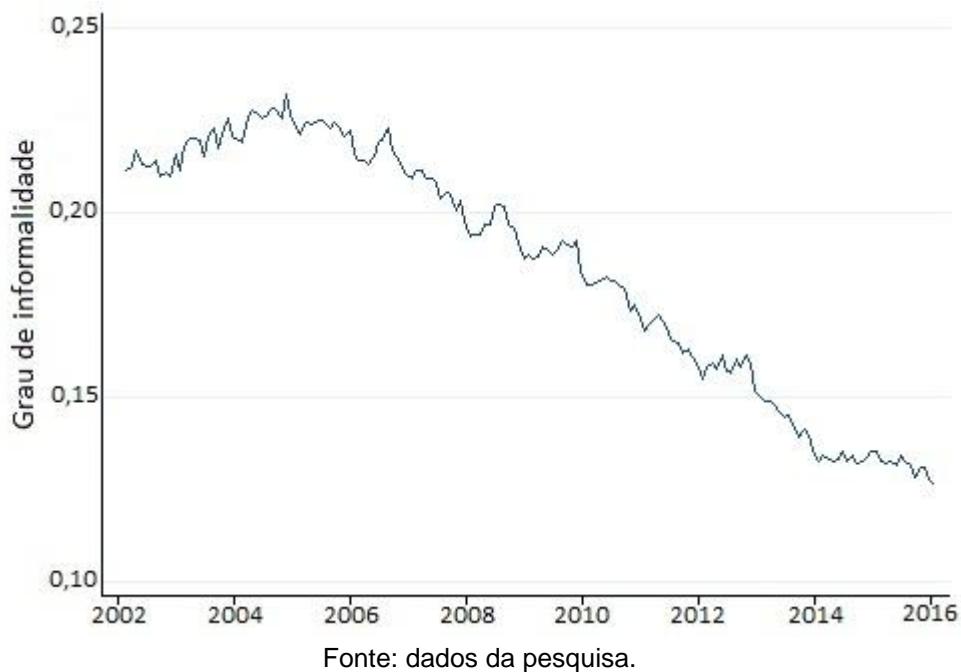
Gráfico 15 – Taxa de atividade das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 – fev./2016



O máximo valor alcançado pela taxa de atividade nesse período foi de 58,2% e ocorreu em dois meses: set./2003 e nov./2012. Do primeiro mês da série até esse último pico passou-se aproximadamente dez anos e meio e houve um aumento de 3,2 pontos percentuais. No entanto, desse mesmo pico até o último dado passou-se pouco mais de três anos para que o índice caísse quatro pontos percentuais.

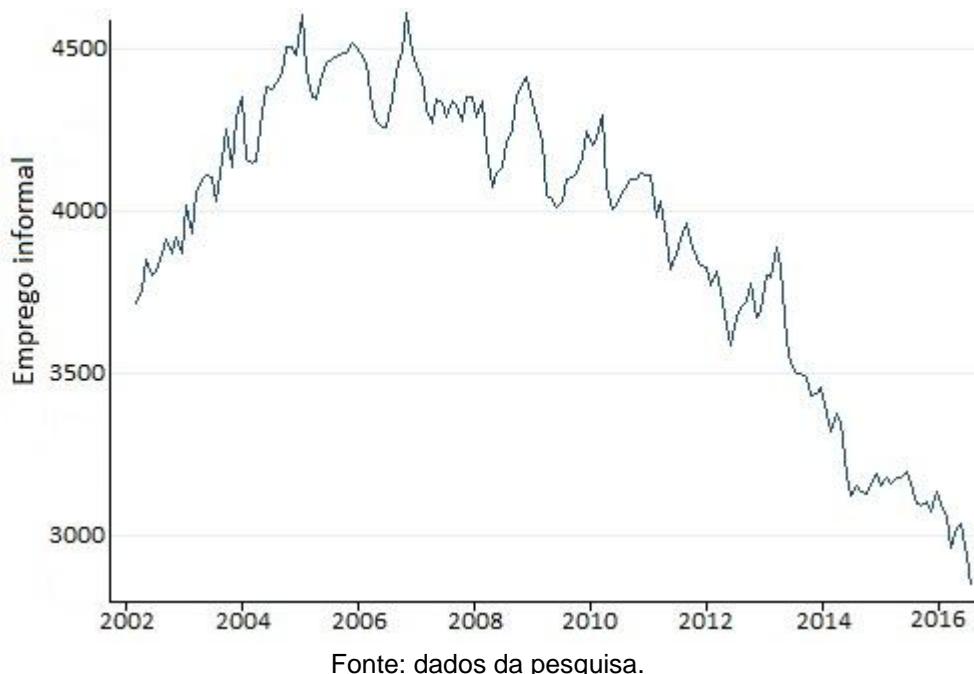
Com relação ao grau de informalidade (razão entre empregados sem carteira assinada e empregados totais), o Gráfico (16) mostra uma queda no período de 8,53 pontos percentuais, passando de 21,14% para 12,61% do primeiro ao último mês de análise. Essa queda vai ao encontro da queda do emprego informal – em mil pessoas – observada no mesmo período (Gráfico (17)), que passou de 3.713 para 2.846 (uma redução de 23,45%).

Gráfico 16 – Evolução do grau de informalidade médio das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 – fev./2016



Fonte: dados da pesquisa.

Gráfico 17 – Emprego informal (em mil pessoas) das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 – fev./2016

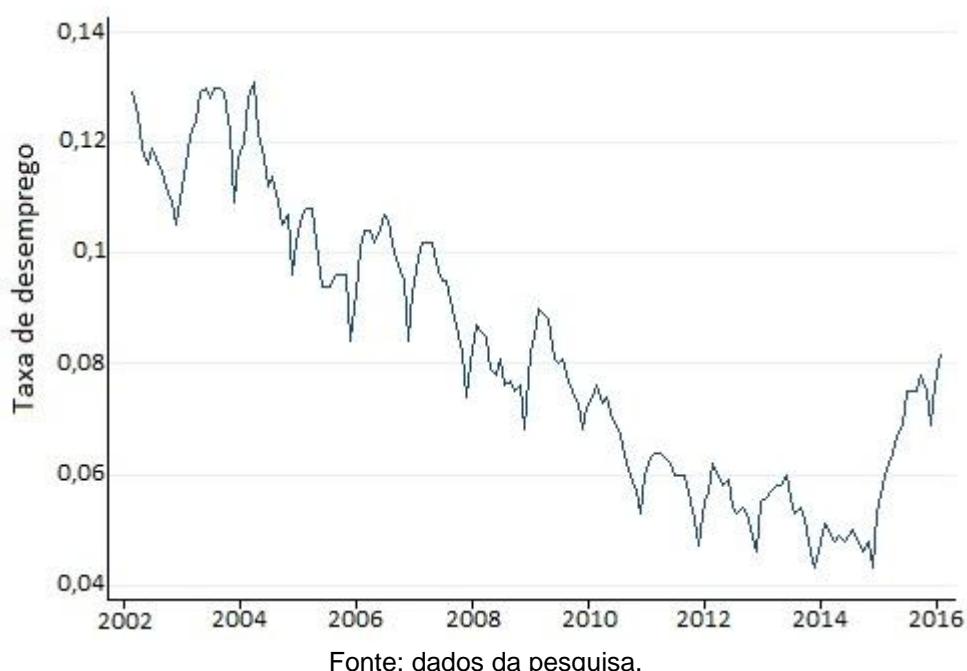


Fonte: dados da pesquisa.

A próxima série, apresentada no Gráfico (18), é a taxa de desemprego (razão entre desempregados e a População Economicamente Ativa) para o intervalo de

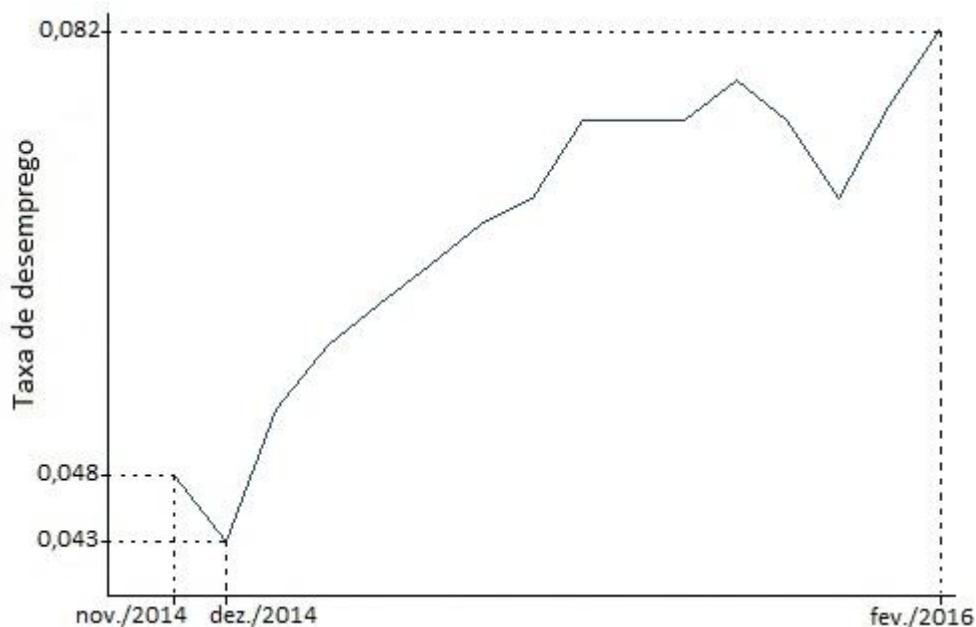
tempo considerado. Como pode ser observado, dizer que essa taxa caiu não é errado, pois ela passa de 12,9% para 8,2%. No entanto, apenas essa análise sobre a série não seria nem completa e muito menos justa com a atual situação econômica nacional. Para ser abrangente e clara, ela precisa ser desmembrada.

Gráfico 18 – Taxa de desemprego médio das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 – fev./2016



O Gráfico (19) considera apenas os últimos 15 meses da série, que corresponde ao período em que a taxa de desemprego cresce vertiginosamente. Esse curto espaço de tempo foi isolado a partir de nov./2014 para que se pudesse mostrar o vale mais recente que o Brasil obteve, em dez./2014, com uma taxa de desemprego de 4,3%. Dessa observação, até a última, que foi de 8,2%, foi preciso apenas de 14 meses para que a taxa recuperasse 3,9 pontos percentuais.

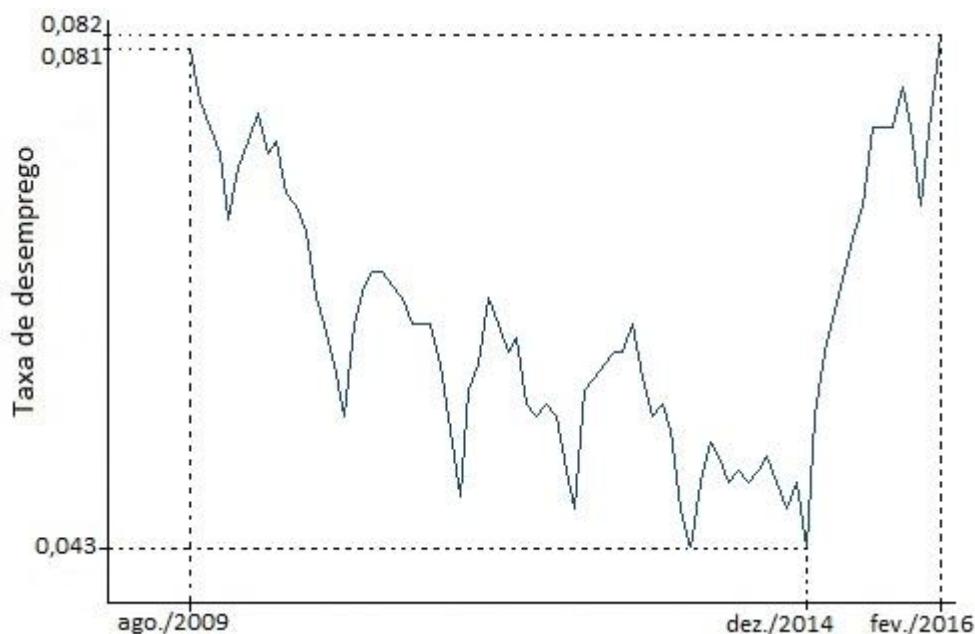
Gráfico 19 – Taxa de desemprego médio das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, nov./2014 – fev./2016



Fonte: dados da pesquisa.

A última vez que o Brasil apresentou uma taxa de desemprego próxima a esta de fev./2016 foi em ago./2009, como mostra o Gráfico (20). Ou seja, em 14 meses o país recuperou uma taxa de desocupaçāo que vigorava há cinco anos e que vinha decrescendo. Isso porque essa dissertaçāo considera apenas os dados da Pesquisa Mensal do Emprego, que foi descontinuada em fev./2016. Atualmente essa sērie é de responsabilidade da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio contínua, cuja última atualizaçāo traz uma estatística de 12% de desempregados, referente ao mês de dez./2016. O mais perto que o paÍs chegou desse último valor no período foi em junho de 2004 (11,7%), como mostra o Gráfico (18), o que representa uma recuperaçāo em apenas 24 meses de um Índice que vinha, em média, caindo há aproximadamente dez anos e meio até atingir seu menor valor em dez./2014.

Gráfico 20 – Taxa de desemprego médio das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, ago./2009 – fev./2016



Fonte: dados da pesquisa.

6.2 Testes pré-estimação das quatro equações principais

A Tabela (1) a seguir traz o resultado dos testes de raízes unitárias DFA e PP para cada variável presente no modelo.

Tabela 1 – Testes de raízes unitárias das variáveis (mar./2002-fev./2016).

Variáveis	DFA	Phillips-Perron
log tx. atividade	-2,572	-2,595
log grau de informalidade	1,061	1,387
log tx. de desemprego	-1,061	-1,739
log tx. de inatividade	-2,629	-2,666
log <i>SM/RM</i>	-2,407	-2,284
log <i>Y</i>	-1,569	-1,449
<i>r</i>	-4,723	-4,812

Notas: o valor crítico, ou p-valor, tanto do teste Dickey-Fuller Aumentado quanto do Phillips-Perron a 1% é de -3,488. A hipótese nula de ambos os testes é de que a série **não** é estacionária.

Fonte: resultados da pesquisa.

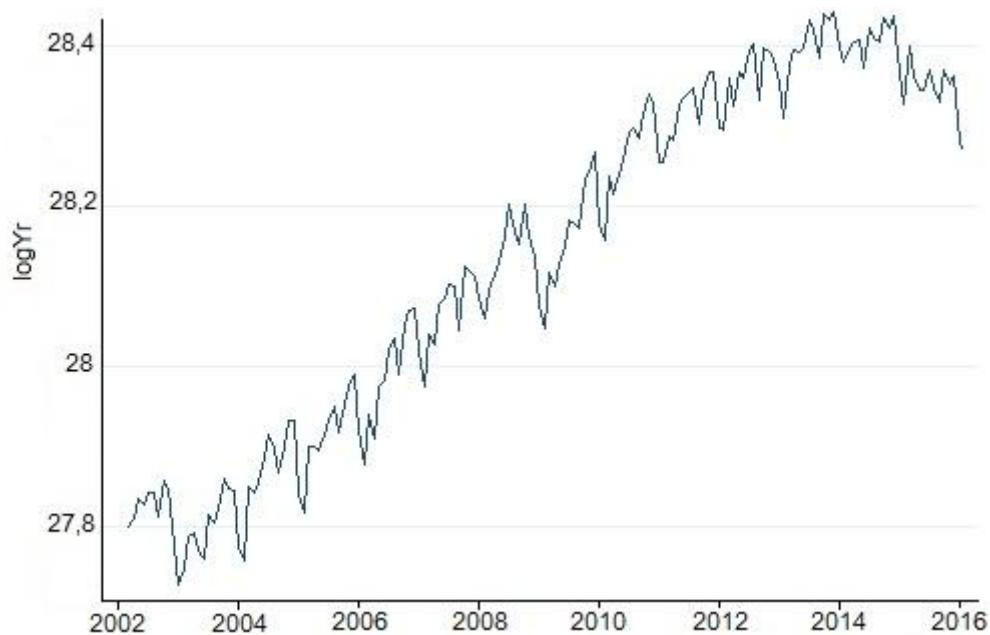
Ambos os testes são unicaudais à esquerda, de modo que a área de rejeição é iniciada para valores abaixo de -3,488. A hipótese nula (H_0) é de que a série possui raiz unitária, ou de que ela **não** seja estacionária.

Observando os valores encontrados em ambos os testes, presentes na Tabela (1), nota-se que a única série cuja estatística do teste é menor do que o valor crítico de -3,488 é a da taxa real de juros. Logo, somente para essa série rejeita-se a hipótese nula. Dito de outra forma, essa é a única série estacionária do modelo. Todas as demais estatísticas calculadas estão fora da área de rejeição nos dois testes, sendo, pois, não estacionárias.

Observando os gráficos das séries para taxa de atividade, grau de informalidade, taxa de desemprego (Gráficos (15), (16) e (18), respectivamente) e o da variável PIB real (Gráfico (21)), a seguir, pode-se observar que em todos eles é possível se identificar um tipo de quebra estrutural. As séries apresentam uma tendência temporal com uma determinada inclinação, positiva ou negativa, e a partir certa observação o sinal dessa inclinação se altera até o final da série.

Diante disso, os testes convencionais para identificação de raízes unitárias do tipo Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Phillips-Perron (PP), apresentados anteriormente, não são os mais recomendados para séries que apresentam qualquer tipo de quebra em sua estrutura e testes adicionais se tornam necessários.

Gráfico 21 – Produto Interno Bruto real, valores absolutos (em Reais) em logaritmo
 (Brasil, mar./2002 – fev./2016)



Fonte: IPEA

Perron (1989 e 1994) desenvolveu metodologias que são capazes de testar a estacionariedade de séries que apresentem apenas uma quebra em sua estrutura temporal. Dos três diferentes tipos apresentados por esse autor, foi utilizado nesta pesquisa o modelo *Additive Outlier* (AO), que é recomendado quando as mudanças são consideradas abruptas, diferentemente do modelo *Innovational Outlier* (IO) usado para séries que apresentem mudanças graduais. Nas variáveis que foram testadas, o sinal da inclinação se inverte a partir de um determinado ponto, configurando, pois, uma alteração significativa no comportamento de cada série.

O próximo passo consiste em identificar, dentro do modelo AO, qual o melhor submodelo adequado para testar as variáveis considerando o tipo de quebra que elas apresentam. De acordo com Perron (1994), para alterações na inclinação da função tendência a partir do ponto da quebra estrutural, sem mudanças abruptas no seu nível, primeiramente deve-se estimar para cada variável que se deseja testar o seguinte modelo:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t + \nu_t \quad (45)$$

em que: μ é a constante, βt é a tendência determinística, $DT_t = t - T_b$ se $t > T_b$ e zero caso contrário, T_b é o momento no tempo em ocorreu a quebra estrutural, e ν_t é o resíduo.

Dessa forma DT_t também é uma tendência determinística, que se consagra a partir de $T_b + 1$, quando já ocorreu o choque e capta a mudança na inclinação da função tendência. (BUENO, 2011). O próximo passo é usar os resíduos estimados pela Equação (45) e modelar uma autorregressão na forma da Equação (46), onde o grau de defasagem (k) foi determinado com base em testes de determinação de *lags* e que usam os critérios de informação de Akaike (CIA), Hannan-Quinn (CIHQ) e de Schwarz (CIBS).

$$\Delta \hat{\nu}_t = \alpha \hat{\nu}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta \hat{\nu}_{t-i} + e_t \quad (46)$$

Perron (1989) criou uma tabela com valores críticos para a estatística t . No entanto, essa tabela considera a posição temporal relativa ocupada pela quebra estrutural na série, dada por:

$$\lambda = \frac{T_b}{T} \quad (47)$$

sendo T o número total de observações.

A Tabela (2) traz os valores de λ e os valores críticos tabelados por Perron (1989) para cada série testada, todos para um nível de significância de 1%.

Tabela 2 – Valores assintóticos para o teste de raiz unitária com quebra estrutural

	λ	Valores tabelados
$\lambda_{tx_atividade}$	0,8	-4,38
$\lambda_{grau_informalidade}$	0,2	-4,41
$\lambda_{tx_desemprego}$	0,9	-4,26
λ_{PIB}	0,8	-4,38

Fonte: Perron (1989)

As estatísticas $t - Student$ de α da Equação (46) serão comparadas com esses valores críticos tabelados e se forem menores (ou maiores em módulo) deve-

se rejeitar a hipótese nula de que existe raiz unitária na série. A Tabela (3) mostra os resultados.

Tabela 3 – Resultados dos parâmetros do modelo de regressão com variável de intervenção e dos testes de raízes unitárias com quebras estruturais Perron (1989)

Variável	Parâmetro	Estimativa	Estatística <i>t</i>
<i>logtx_ativ</i>	Intercepto (μ)	-0,644827 (0,000)	-53,99
	Tendência (β)	0,000140 (0,000)	6,78
	DT_t	-0,001161 (0,000)	-11,58
Teste (ADF) sobre os resíduos	α	$t(\alpha) = -4,06$	
<i>loggrau_inf</i>	Intercepto (μ)	-3,58885 (0,000)	-21,77
	Tendência (β)	0,003980 (0,000)	12,82
	DT_t	-0,008562 (0,000)	-24,97
Teste (ADF) sobre os resíduos	α	$t(\alpha) = -3,35$	
<i>logtx_desemp</i>	Intercepto (μ)	1,421644 (0,000)	16,03
	Tendência (β)	-0,006783 (0,000)	-44,81
	DT_t	0,051883 (0,000)	16,80
Teste (ADF) sobre os resíduos	α	$t(\alpha) = -2,51$	
<i>logY</i>	Intercepto (μ)	25,23281 (0,000)	553,46
	Tendência (β)	0,004965 (0,000)	63,27
	DT_t	-0,009902 (0,000)	-14,84
Teste (ADF) sobre os resíduos	α	$t(\alpha) = -3,41$	

Nota: os valores entre parênteses sob cada parâmetro correspondem aos p-valores.

Fonte: resultados da pesquisa

As estatísticas *t*'s associadas a todos os parâmetros α 's são maiores que seus respectivos valores tabelados (Tabela (2)). Dessa forma, não se pode rejeitar a hipótese nula do teste de Perron (1989), de que existe raiz unitária, em nenhuma das séries testadas. Dito de outra forma, todas as quatro variáveis não são estacionárias em nível com um quebra estrutural. Elas são $I(1)$ e a aplicação de uma diferença foi necessária.

Diante desses resultados, Pindyck e Rubinfeld (2004 p. 567) alertam que “se as características do processo estocástico mudam com o tempo, isto é, se o processo é *não-estacionário*, muitas vezes será difícil representar a série temporal em intervalos de tempo passados e futuros através de um modelo algébrico simples.” No entanto, muitas dessas séries não estacionárias têm a desejável propriedade de que ao serem diferenciadas³⁸ uma ou mais vezes, o resultado são séries estacionárias (PINDYCK; RUBINFELD, 2004).

A Tabela (4) a seguir traz o resultado dos mesmos dois testes de raízes unitárias feitos anteriormente, a novidade é que agora as séries, anteriormente não estacionárias, foram diferenciadas uma vez. O *delta* maiúsculo (Δ) representa essa transformação. Note que agora todas as estatísticas calculadas são menores do que o valor crítico, ou p-valor, tanto para o teste de Dickey-Fuller Aumentado quanto para o teste Phillips-Perron, ou seja, rejeita-se a hipótese nula do teste e se conclui pela estacionariedade das séries sob uma diferença, o que as torna integradas de ordem um, $I(1)$.

Tabela 4 – Testes de raízes unitárias das variáveis em uma diferença (Δ).

Variáveis	DFA	Phillips-Perron
$\Delta \log tx.atividade$	-11,548	-11,462
$\Delta \log grau\ de\ informalidade$	-13,712	-13,805
$\Delta \log tx.\ de\ desemprego$	-12,077	-12,048
$\Delta \log tx.\ de\ inatividade$	-11,440	-11,342
$\Delta \log SM/RM$	-14,696	-15,384
$\Delta \log Y$	-14,683	-15,795

Nota: o valor crítico, ou p-valor, tanto do teste Dickey-Fuller Aumentado quanto do Phillips-Perron a 1% é de -3,488. A hipótese nula de ambos os testes é de que a série **não** é estacionária.

Fonte: resultados da pesquisa.

Para que se pudesse testar a cointegração utilizou-se nessa dissertação um método comparativamente simples chamado de teste de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado (DFA) sobre os resíduos estimados da regressão de cointegração.

³⁸ Para maiores detalhes sobre o processo de diferenciação de séries temporais, ver Morettin e Toloi (2006 p.5, p.59)

A diferença aqui, alerta Bueno (2011), é que como os resíduos são estimados, não é possível usar os valores tabulados convencionalmente. Por isso Engle e Granger (1987) calcularam esses valores; nesse contexto, o DFA é conhecido como teste **Engle-Granger aumentado** (GUJARATI; PORTER, 2011).

A metodologia é dividida em três passos e consiste em estimar a relação de longo prazo e armazenar os resíduos. Se as variáveis forem cointegradas, os resíduos serão estacionários. Especificamente, tome as quatro regressões com os dados em série temporal da Função (19):

$$\log tx_ativ_t = \beta_1 + \beta_2 \log(SM/RM)_t + \beta_3 \log Y_t + \beta_4 t + u_t^1 \quad (48)$$

$$\log grau_inf_t = \beta_1 + \beta_2 \log(SM/RM)_t + \beta_3 \log Y_t + \beta_4 t + u_t^2 \quad (49)$$

$$\log tx_desemp_t = \beta_1 + \beta_2 \log(SM/RM)_t + \beta_3 \log Y_t + \beta_4 t + u_t^3 \quad (50)$$

$$\log tx_inati_t = \beta_1 + \beta_2 \log(SM/RM)_t + \beta_3 \log Y_t + \beta_4 t + u_t^4 \quad (51)$$

Note, que diferentemente da Equação (23), aqui a relação é apenas de **longo prazo**, por isso não há a presença dos operadores somatórios com as defasagens e não existem vetores, ou seja, cada equação possui apenas quatro parâmetros $\beta's_i$, sendo um constante, um outro associado a uma tendência temporal e os outros dois atribuídos a cada uma das variáveis explicativas. A variável taxa de juros real, r_t , também foi suprimida, pois, o teste de cointegração de Engle-Granger (1987) só pode ser realizado sobre variáveis $I(1)$.

Pois bem, estimada cada uma das equações anteriores, ter-se-ão seus respectivos termos de erros \widehat{u}_t^1 , \widehat{u}_t^2 , \widehat{u}_t^3 e \widehat{u}_t^4 (em que o circunflexo representa parâmetros estimados). Então, aplica-se o teste Dickey-Fuller aumentado nesses resíduos e se compara suas respectivas estatísticas dos testes ao valor crítico assintótico calculado por MacKinnon (1991)³⁹, a saber: -4,6676, para um nível de significância de 1%, ou -4,1193, a 5%, considerando três variáveis endógenas e uma

³⁹ Embora o teste de cointegração tenha sido desenvolvido inicialmente por Engle e Granger (1987), Mackinnon (1991) foi inovador ao desenvolver uma tabela com estatísticas t que consideram o número de observações, de variáveis endógenas e a existência ou não de tendência linear e constante (BUENO, 2011).

tendência temporal. Se a estatística t estiver abaixo desse p-valor, tem-se evidência de que há cointegração entre as variáveis da Equação (8) (BUENO, 2011).

Outra forma de teste, igualmente válida, é regredir $\widehat{\Delta u_t^k}$ sobre $\widehat{u_{t-1}^k}$ (sendo $k = 1, 2, 3 \text{ ou } 4$, $1 = tx_ativ$, $2 = grau_inf$ e $3 = tx_desemp$ e $4 = tx_inati$). Ou seja, a regressão tem como variável dependente o resíduo estimado em primeira diferença, regredido sobre ele mesmo, só que apenas em uma defasagem (Equação (52)). Depois, compara-se a estatística t dos δ_k ao mesmo valor crítico tabulado por MacKinnon (1991) (WOOLDRIGDE, 2010).

$$\widehat{\Delta u_t^k} = \delta_k \widehat{u_{t-1}^k} \quad k = 1, 2, 3 \text{ ou } 4. \quad (52)$$

Assim como no método que usa o teste Dickey-Fuller aumentado, estatísticas t 's abaixo de $-4,6676$ para 1% de significância, ou $-4,1193$ a 5%, indicam a presença de cointegração entre as variáveis. Importante observar que as estatísticas do teste nas duas metodologias são as mesmas. Isso ocorre porque as duas séries dos resíduos estimados são iguais, estando uma em nível e a outra em uma defasagem. No teste de raiz unitária DFA a estatística t aparece com três casas decimais, e na regressão, apenas com duas. Os resultados estão na Tabela (5), a seguir.

Tabela 5 – Teste de cointegração Engle-Granger.

Resíduos estimados	Estatísticas t dos δ_k	
	DFA	Regressão
$\widehat{u_t^1}$	-4,267*	-4,27*
$\widehat{u_t^2}$	-5,004	-5,00
$\widehat{u_t^3}$	-5,825	-5,82
$\widehat{u_t^4}$	-4,292*	-4,29*

Notas: a hipótese nula (H_0) é a de que os resíduos estimados **não** são estacionários, logo, de que **não** há variáveis cointegradas. *Rejeita-se H_0 a 5%.

Fonte: elaborada pelo autor com base nas séries usadas na pesquisa.

Mas antes, embora o teste de Engle-Granger já tenha mostrado que há cointegração em cada uma das quatro equações estimadas, é fundamental que se

realize também o teste de Johansen⁴⁰, porque além de confirmar a existência de cointegração, ele é que irá determinar o número de vetores cointegrantes, ou o número de relações de cointegração (*rank*).

No entanto, para que se realize o teste de Johansen é preciso ainda que se defina o número de defasagens a ser incluído nele, e que também será utilizado para a estimação de cada equação do MVCE. Caso essa informação não seja incorporada à regressão, automaticamente será escolhido um *lag*, que pode não ser o melhor. Para isso, utiliza-se um dos seguintes critérios de informação⁴¹: o de Akaike (CIA), de Hannan-Quinn (CIHQ) ou o de Schwarz, denotado por Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (CIBS), cujas estatísticas são respectivamente:

$$CIA = \ln\hat{\sigma}^2 + n\frac{2}{T}; \quad (53)$$

$$CIHQ = \ln\hat{\sigma}^2 + n\frac{2}{T}\ln\ln T \quad (54)$$

$$CIBS = \ln\hat{\sigma}^2 + n\frac{\ln T}{T} \quad (55)$$

em que $n = p + q$, se o modelo não tem constante, e $n = p + q + 1$, se há constante no modelo.

Note que todos eles possuem o primeiro termo depois da igualdade em comum, que é a variância estimada dos resíduos, $\hat{\sigma}^2$, dada por: $\frac{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2}{T}$. Quanto maior for o número de defasagens incluídas, maior será o número de parâmetros (T) estimados e menor tende a ser a variância dos resíduos. No entanto, uma maior quantidade de parâmetros é penalizada pelo segundo termo de cada uma das estatísticas dos critérios apresentados acima, pois T figura no denominador de todas elas (MORETTIN; TOLOI, 2006).

Foi realizado um teste de determinação dessas defasagens para cada uma das quatro variáveis dependentes dessa dissertação, com suas respectivas variáveis independentes. Neles foram considerados os três critérios descritos, e uma defasagem máxima de seis meses. Assim, o *lag* indicado por pelo menos dois dos

⁴⁰ Para mais detalhes sobre a metodologia do teste de cointegração de Johansen, ver Bueno (2011, p. 253), ou Johansen (1988).

⁴¹ Para mais detalhes sobre esses critérios de informação, ver Bueno (2011, p. 50-52) e Morettin e Toloi (2006, p. 166-168).

critérios foi o escolhido, e incorporado no teste de cointegração de Johansen. O Quadro (3) traz esses resultados:

Quadro 3 – Resultados do teste para determinação do número de defasagens para cada equação

Defasagens	Taxa de atividade			Grau de informalidade			Taxa de desemprego			Taxa de inatividade		
	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS
Em nível	-17,1466	-17,1156	-17,0703	-13,1147	-13,0837	-13,0385	-12,9316	-12,9006	-12,8553	-16,614	-16,5831	-16,5378
1	-23,9939	-23,8392*	-23,6127*	-22,1257	-21,971*	-21,7446*	-19,6476	-19,4929	-19,2664*	-23,4615	-23,3068*	-23,0804*
2	-24,0045	-23,7259	-23,3183	-22,2108	-21,9322	-21,5247	-19,5817	-19,3031	-18,8955	-23,4724	-23,1938	-22,7863
3	-24,0367	-23,6343	-23,0456	-22,2868	-21,8844	-21,2957	-19,8976	-19,4952*	-18,9065	-23,489	-23,0866	-22,4979
4	-24,0307	-23,5045	-22,7346	-22,2586	-21,7324	-20,9625	-19,9209	-19,3947	-18,6249	-23,4866	-22,9604	-22,1906
5	-24,0664	-23,6163	-22,6654	-22,3401	-21,69	-20,7391	-20,0682	-19,4182	-18,4673	-23,7319	-23,0819	-22,1309
6	-24,3696*	-23,5958	-22,4637	-22,4477*	-21,6739	-20,5418	-20,1735*	-19,3997	-18,2676	-23,827*	-23,0531	-21,921

Notas: o asterisco mostra qual é o menor valor em cada um dos critérios, indicando pela utilização daquele *lag*.

Fonte: resultados da pesquisa.

Para as equações cujas variáveis dependentes são taxa de atividade, grau de informalidade e taxa de inatividade, tanto os critérios Hannan-Quinn quanto o de Schwarz indicaram a utilização de uma defasagem. Com relação à taxa de desemprego os três critérios indicaram defasagens diferentes. Nesse caso foi preciso utilizar uma quarta estatística para que se definisse o desempate. O critério adicional escolhido foi o *Final Prediction Error* ou *FPE*⁴², e sua estatística é dada por:

$$FPE = \hat{\sigma}_k^2 \left(1 + \frac{\alpha N}{N} \right), \quad (56)$$

em que, assim como nos outros três critérios usados, o $\hat{\sigma}_k^2$ é o componente que representa a variância estimada dos resíduos, cuja penalidade pela redução dela, em face de um aumento de parâmetros, N , na equação, é dada pelo resto da estatística, e assim, deseja-se o menor valor também para esse critério (MORETTIN; TOLOI, 2006).

O *FPE* para a equação que tem a taxa de desemprego como explicada, teve seu menor valor em $2,1^{-14}$ e ele está associado ao *lag* de número 6 (a defasagem escolhida para sua estimação).

Uma vez determinado o número de defasagens, pode-se aplicar o teste de cointegração de Johansen, trata-se de um teste unicaudal à direita que, segundo Bueno (2011), tem uma metodologia interessante, pois além de confirmar a existência de cointegração, também define o número de vetores cointegrantes, ou *rank*.

São fornecidas duas estatísticas para que se rejeite, ao nível de significância de 5%, a hipótese nula do teste de que há r vetores de cointegração: o traço e o máximo autovalor. O teste é ascendente e, dessa forma, primeiro testa-se a hipótese de que há 0 vetores, ou seja, não há cointegração. Rejeitando-se essa hipótese, parte-se para a segunda possibilidade (de que exista 1 vetor cointegrante), e assim sucessivamente, até que as duas estatísticas não sejam maiores que o valor crítico a 5% para cada *rank* (BUENO, 2011). O Quadro (4) mostra os resultados.

⁴² Para mais detalhes sobre o critério de informação *FPE*, ver Morettin e Toloi (2006 p. 168-169) e Liew (2004, p. 1-9).

Quadro 4 – Determinação dos vetores cointegrantes de Johansen

Máximo rank	Valor crítico do traço (5%)	Taxa de	Grau de	Taxa de	Taxa de
		atividade	informalidade	desemprego	inatividade
Estatística do traço					
0	47,21	76,6606	78,5394	84,1042	76,7947
1	29,68	36,0030	36,9516	23,9528*	36,1628
2	15,41	14,8363*	12,6122*	7,5973	14,9541*
3	3,76	3,0877	0,0062	1,4111	3,0575
Máximo rank do autovalor	Valor crítico do máximo autovalor (5%)	Estatística do máximo autovalor			
0	27,07	40,6576	41,5879	60,1515	40,6319
1	20,97	21,1667	24,3394	16,3554*	21,2087
2	14,07	11,7486*	12,6060*	6,1862	11,8965*
3	3,76	3,0870	0,0062	1,411	3,0575

Nota: o asterisco indica quando a estatística calculada é menor do que o valor crítico, ou o rank em que não se rejeita mais a hipótese nula.

Fonte: resultados da pesquisa.

Agora já estão definidos os números de vetores de cointegração para cada equação a ser estimada. Com relação ao número de defasagens, optou-se por utilizar a indicação de Akaike, pois, dos três critérios apresentados no Quadro (3), ele é o que indica sempre o maior número de *lags* e, dado que as séries possuem frequência mensal, é de se esperar que os agentes demorem a absorver as alterações nas variáveis explicativas e a agir. Ademais, Bueno (2011, p.257) ressalta que “para determinar a ordem de defasagem, é preciso combinar, simultaneamente, o melhor critério de informação à ausência de correlação dos resíduos”.

6.3 Testes pré-estimação das equações secundárias

Com relação às equações secundárias (Equações (29) a (44)), primeiramente, testou-se a estacionariedade das novas séries. Para isso, recorreu-se aos testes de raízes unitárias de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Phillips-Perron (PP). A transformação logarítmica também foi realizada em todas elas. Os resultados estão na Tabela (6).

Tabela 6 – Testes de raízes unitárias para as variáveis dependentes das equações secundárias (mar./2002-fev./2016).

Variáveis	DFA	Phillips-Perron
log emprego total	-3,113	-2,899
log emprego informal	0,796	0,864
log emprego formal	-1,761	-1,700
log desemprego total	-1,823	-1,777
log PEA	-2,762	-2,915
log inativos	0,400	0,609

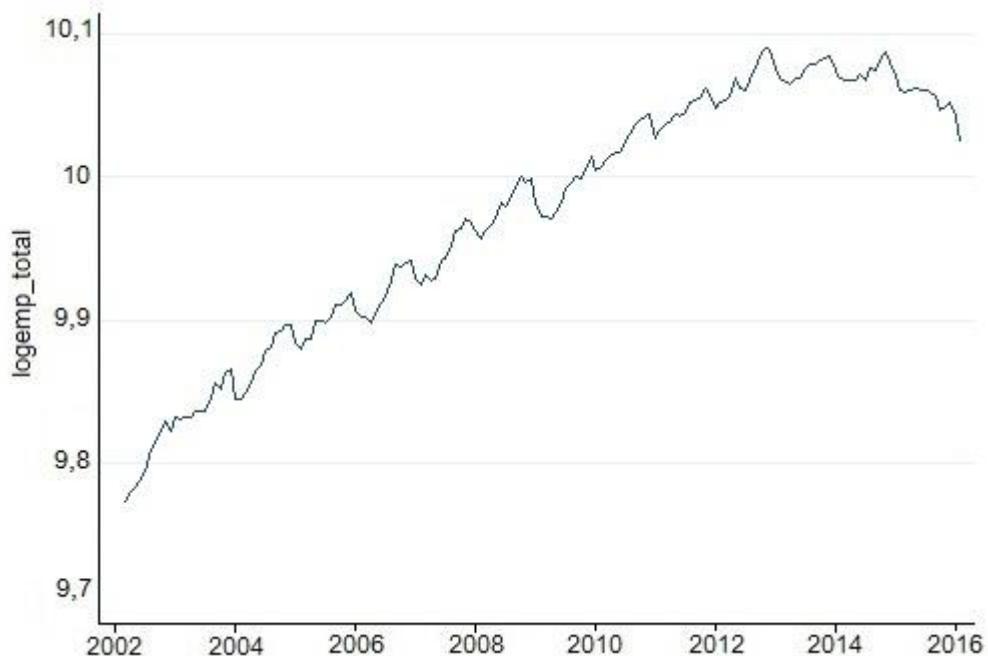
Notas: o valor crítico tanto do teste Dickey-Fuller Aumentado quanto do Phillips-Perron a 1% é de -3,488. A hipótese nula de ambos os testes é de que a série **não** é estacionária.

Fonte: resultados da pesquisa.

Pelos resultados, conclui-se que nenhuma das séries é estacionária em nível, pois as estatísticas calculadas em ambos os testes para cada série são maiores que o valor crítico de -3,488 que limita a área de rejeição da hipótese nula do teste, considerando um nível de significância de 1%.

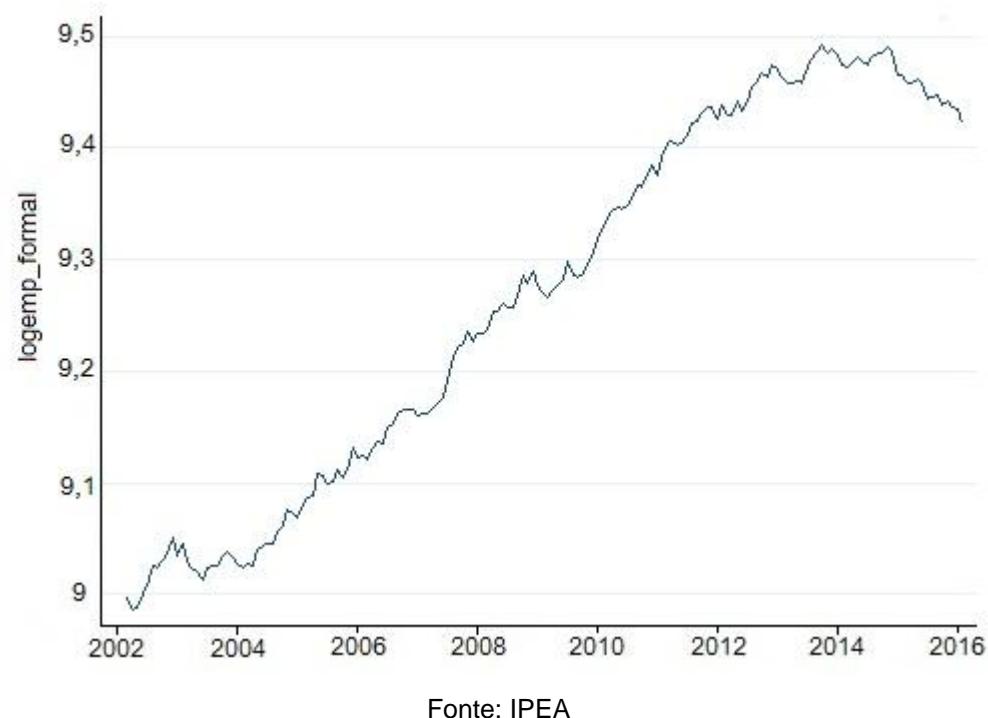
Fazendo a inspeção visual do comportamento das variáveis emprego total, informal, formal e inativos (PNEA) ao longo do período tempo considerado na pesquisa (Gráficos (22), (17), (23) e (24), respectivamente), observa-se que todas elas também apresentam mudanças nas inclinações das tendências a partir de uma observação específica em cada série.

Gráfico 22 – Emprego total das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 – fev./2016 (em mil pessoas).



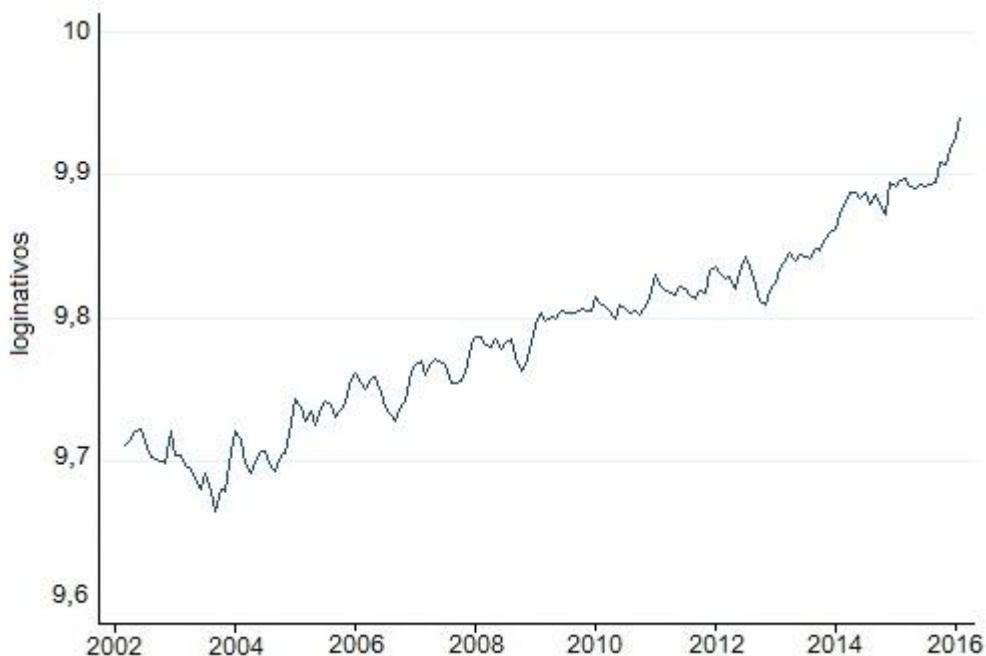
Fonte: IPEA.

Gráfico 23 – Emprego formal das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 – fev./2016 (em mil pessoas).



Fonte: IPEA

Gráfico 24 – Inativos das regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, mar./2002 – fev./2016 (em mil pessoas).



Fonte: IPEA.

Por isso, também foi necessário confirmar a não estacionariedade de todas elas indicada pelos testes DFA e PP considerando, agora, a quebra estrutural. Novamente foi utilizado o método de Perron (1989) no modelo do tipo *Additive Outlier* (AO) expresso nas Equações (45) e (46). Os valores tabelados a um nível de significância de 1%, considerando o momento da quebra de cada série, encontrados a partir da Equação (47) para as novas variáveis estão na Tabela (7) e os resultados são mostrados na Tabela (8), a seguir.

Tabela 7 – Valores assintóticos para o teste de raiz unitária com quebra estrutural, para as variáveis das equações secundárias.

	λ	Valores tabelados
$\lambda_{emprego_total}$	0,9	-4,26
$\lambda_{emprego_informal}$	0,3	-4,51
$\lambda_{emprego_formal}$	0,9	-4,26
$\lambda_{inativos}$	0,1	-4,27

Fonte: Perron (1989).

Tabela 8 – Resultados dos parâmetros do modelo de regressão com variável de intervenção e dos testes de raízes unitárias com quebras estruturais, Perron (1989), para as variáveis das equações secundárias.

Variável	Parâmetro	Estimativa	Estatística t
\logemp_total	Intercepto (μ)	8,840858 (0,000)	541,93
	Tendência (β)	0,001931 (0,000)	69,29
	DT_t	-0,0078404 (0,000)	-15,21
Teste (ADF) sobre os resíduos	α	$t(\alpha) = -2,94$	
\logemp_inf	Intercepto (μ)	6,619639 (0,000)	57,95
	Tendência (β)	0,0032493 (0,000)	15,43
	DT_t	-0,0069134 (0,000)	-25,60
Teste (ADF) sobre os resíduos	α	$t(\alpha) = -2,12$	
\logemp_formal	Intercepto (μ)	7,101031 (0,000)	311,61
	Tendência (β)	0,0036907 (0,000)	94,81
	DT_t	-0,01205 (0,000)	-16,73
Teste (ADF) sobre os resíduos	α	$t(\alpha) = -2,23$	
\loginativos	Intercepto (μ)	10,15225 (0,000)	59,28
	Tendência (β)	-0,0008669 (0,009)	-2,64
	DT_t	0,0022301 (0,000)	6,57
Teste (ADF) sobre os resíduos	α	$t(\alpha) = -1,92$	

Nota: os valores entre parênteses sob cada parâmetro correspondem aos p-valores.

Fonte: resultados da pesquisa

A estatística t de todos os parâmetros α 's são maiores que seus respectivos valores tabelados e, dessa forma, não se rejeita a hipótese nula do teste de Perron (1989) de que há raiz unitária. Portanto, todas as séries não são estacionárias sob uma quebra estrutural evidenciando a necessidade de uma diferenciação.

A seguir elas foram diferenciadas em uma ordem (Δ) e os testes ADF e PP foram replicados para que se comprovasse que todas elas são estacionárias de ordem um, ou I(1).

Tabela 9 – Testes de raízes unitárias para as variáveis dependentes das equações secundárias em primeira diferença (Δ).

Variáveis	DFA	Phillips-Perron
$\Delta \log$ emprego total	-10,054	-10,055
$\Delta \log$ emprego informal	-11,922	-11,884
$\Delta \log$ emprego formal	-12,675	-12,739
$\Delta \log$ desemprego total	-12,122	-12,108
$\Delta \log$ PEA	-11,451	-11,351
$\Delta \log$ inativos	-11,552	-11,481

Notas: o valor crítico, ou p-valor, tanto do teste Dickey-Fuller Aumentado quanto do Phillips-Perron a 1% é de -3,488. A hipótese nula de ambos os testes é de que a série **não** é estacionária. O operador Δ indica a primeira diferença aplicada em cada série.

Fonte: resultados da pesquisa.

Para as equações em que tanto a variável dependente quanto a independente são I(1) é necessário que se verifique a possibilidade de haver cointegração entre elas e, diante disso, usar um Modelo Vetorial de Correção de Erros (MVCE) para a estimativa dos parâmetros. Já para aquelas equações que terão a variável taxa real de juros como independente, esse procedimento não se justifica, porque para que haja cointegração todas as séries devem ser integradas de ordem um, e como visto na Tabela (1) os testes de raízes unitárias para a série taxa real de juros evidenciou seu aspecto estacionário em nível. Para essas equações, e para aquelas, onde mesmo ambas I(1), mas que os testes não indicaram cointegração, os parâmetros foram estimados através de um Vetor Autorregressivo (VAR).

O primeiro teste de cointegração realizado foi o de Engle-Granger, cujas equações seguem e possuem uma tendência temporal. Na tabela com os resultados também aparecem as estatísticas do DFA para as equações sem a tendência, isso porque o teste de cointegração de Engle-Granger pode indicar resultados diferentes em cada metodologia.

$$\log emp_{-t,t} = \beta_1 + \beta_2 \log(SM/RM)_t + \beta_3 t + u_{emp,t,t}^1 \quad (57)$$

$$\log emp_{-t,t} = \beta_1 + \beta_2 \log Y_t + \beta_3 t + u_{emp,t,t}^2 \quad (58)$$

$$\log emp_{-inf,t} = \beta_1 + \beta_2 \log(SM/RM)_t + \beta_3 t + u_{emp,inf,t}^1 \quad (59)$$

$$\log emp_{-inf,t} = \beta_1 + \beta_2 \log Y_t + \beta_3 t + u_{emp,inf,t}^2 \quad (60)$$

$$\log emp_f_t = \beta_1 + \beta_2 \log(SM/RM)_t + \beta_3 t + u_{emp_f,t}^1 \quad (61)$$

$$\log desemp_t_t = \beta_1 + \beta_2 \log(SM/RM)_t + \beta_3 t + u_{desemp_t,t}^1 \quad (62)$$

$$\log desemp_t_t = \beta_1 + \beta_2 \log Y_t + \beta_3 t + u_{desemp_t,t}^2 \quad (63)$$

$$\log PEA_t = \beta_1 + \beta_2 \log(SM/RM)_t + \beta_3 t + u_{PEA,t}^1 \quad (64)$$

$$\log PEA_t = \beta_1 + \beta_2 \log Y_t + \beta_3 t + u_{PEA,t}^2 \quad (65)$$

$$\log inati_t = \beta_1 + \beta_2 \log(SM/RM)_t + \beta_3 t + u_{inati,t}^1 \quad (66)$$

$$\log inati_t = \beta_1 + \beta_2 \log Y_t + \beta_3 t + u_{inati,t}^2 \quad (67)$$

Após estimar cada equação anterior e obter seus respectivos termos de erros, realiza-se um teste de estacionariedade de Dickey-Fuller Aumentado sobre esses resíduos e se compara suas estatísticas calculadas com a da tabela de MacKinnon (1991), considerando duas variáveis endógenas em cada equação e a presença ou não da tendência. Se a estatística calculada do teste for menor que a da tabela de MacKinnon (1991), o teste de Engle-Granger indica cointegração entre as duas variáveis. Os resultados estão na Tabela (10).

Tabela 10 – Teste de cointegração Engle-Granger das equações secundárias.

Resíduos estimados	DFA (com tendência temporal)	DFA (sem tendência temporal)
$\widehat{u_{emp_t,t}^1}$	-1,327*	-3,802
$\widehat{u_{emp_t,t}^2}$	-5,175	-6,368
$\widehat{u_{emp_inf,t}^1}$	-4,450	-1,124*
$\widehat{u_{emp_inf,t}^2}$	-3,511	-1,104*
$\widehat{u_{emp_f,t}^1}$	0,463*	-3,305
$\widehat{u_{desemp_t,t}^1}$	-1,878*	-2,750*
$\widehat{u_{desemp_t,t}^2}$	-4,622	-3,743
$\widehat{u_{PEA,t}^1}$	-3,114	-4,372
$\widehat{u_{PEA,t}^2}$	-4,292	-5,286
$\widehat{u_{inat,t}^1}$	-3,519	-2,952*
$\widehat{u_{inat,t}^2}$	-4,280	-2,169*

Notas: a hipótese nula (H_0) é a de que os resíduos estimados **não** são estacionários, logo, de que **não** há variáveis cointegradas. Os valores críticos de MacKinnon (1991) considerando a tendência temporal são -4,3266, -3,7809 e -3,4959 a 1%, 5% e 10%, respectivamente; e -3,9001, -3,3377 e -3,0462 a 1%, 5% e 10%, respectivamente, para as equações sem a tendência. O asterisco indica aqueles resultados para os quais o teste não indica cointegração a nenhum grau de significância.

Fonte: resultados da pesquisa.

Os resultados de cointegração de Engle-Granger mostram equações que cointegram a 1%, a 5% e a 10%, e tem também aquelas que não cointegram, considerando ou não a tendência temporal. No entanto, ele não identifica o número de vetores cointegrantes quando for o caso de se usar a metodologia de correção de erros na estimação dos seus parâmetros. Por isso, faz-se necessário confirmar esses resultados através do teste de cointegração de Johansen (Tabela (11)), assim como feito nas regressões principais apresentadas anteriormente.

Tabela 11 – Teste de cointegração de Johansen das equações secundárias

Variáveis dependentes	Variáveis independentes	Máximo rank	Estatística do traço
<i>logemp_t</i>	<i>log(SM/RM)</i>	0	24,9242
		1	6,5010*
	<i>logY</i>	0	43,4580
		1	5,0990*
<i>logemp_inf</i>	<i>log(SM/RM)</i>	0	8,8787*
		1	0,3340
	<i>logY</i>	0	13,7710*
		1	0,5148
<i>logdesemp_t</i>	<i>log(SM/RM)</i>	0	12,6406*
		1	2,8998
	<i>logY</i>	0	16,8963*
		1	2,1331**
<i>logemp_f</i>	<i>log(SM/RM)</i>	0	16,5989*
		1	3,7364**
<i>logPEA</i>	<i>log(SM/RM)</i>	0	26,7201
		1	6,2569*
	<i>logY</i>	0	28,1479
		1	5,2556*
<i>loginati</i>	<i>log(SM/RM)</i>	0	11,3597*
		1	0,0344
	<i>logY</i>	0	9,7141*
		1	0,1501

Notas: os valores críticos do rank zero são 20,04 e 15,41 para 1% e 5%, respectivamente. Para o rank um, são 6,65 e 3,76 para 1% e 5%, respectivamente. Um asterisco indica uma estatística do traço menor do que o valor crítico a 1%; dois asteriscos indicam o traço menor a 5%.

Fonte: resultados da pesquisa.

Analizando os resultados do teste de cointegração de Johansen, verifica-se que para as equações cujas variáveis dependentes são emprego total e PEA existe um vetor de cointegração, tanto quando se utiliza a variável de salário mínimo real sobre rendimento médio real ou quando se usa o Produto real.

Com relação à equação de desemprego total tendo como variável explicativa o Produto real, o teste indicou que não há cointegração considerando um nível de

significância de 1%, mas indicou um vetor cointegrante a 5%. Diante disso, o desempate foi feito a partir do teste de Engle-Granger, realizado anteriormente, que apontou, para essa equação, cointegração tanto para a regressão sem a tendência temporal quanto para aquela em que a tendência foi incorporada.

Em síntese, para as equações números 29, 31, 38, 39 e 41 a metodologia utilizada para estimação dos parâmetros foi o Vetor de Correção de Erros (VCE). O teste de Engle-Granger também serviu de critério de desempate para a equação cuja variável dependente é emprego formal (Equação (35)), o teste Johansen não indicou cointegração a 1% e um vetor cointegrante a 5%, como os testes de Engle-Granger indicaram cointegração apenas a 10%, a escolha foi pela metodologia de um Vetor Autorregressivo (VAR), assim como para os demais casos (Equações (30), (32), (33), (34), (36), (37), (40), (42), (43) e (44)).

Para essas últimas equações foi necessário aplicar uma diferença sobre aquelas séries que não são estacionárias em nível, porque o VCE o faz ao rodar os resultados, mas o VAR aplica apenas os *lags* de defasagens sobre as séries e não as diferencia.

O próximo passo é determinar o número de *lags*, ou defasagens temporais, em que cada equação será estimada. Para isso, utilizaram-se os mesmos três critérios de informação que foram considerados para as regressões principais apresentadas anteriormente, a saber: o Critério de Informação de Akaike (CIA), Critério de Informação de Hannan-Quinn (CIHQ) e o Critério Bayesiano de Schwarz (CIBS).

As Tabelas (B.1) a (B.6) do Apêndice (B) trazem esses resultados completos. O número máximo de *lags* para cada equação foi determinado por critérios de desempate, e por acréscimos adicionais. Por exemplo, em muitos casos, ao se escolher um número máximo de defasagens de 24 meses o Critério de Informação Bayesiano de Schwarz indicava para uma única defasagem, ao passo que os outros dois indicavam um número igual e maior, 12 ou 13, por exemplo. Dessa forma, o número máximo foi sendo aumentado marginalmente até que o CIBS deixasse de indicar apenas uma defasagem e que eles convergissem para um mesmo número.

Um número alto de defasagens não se configura em um problema aqui, pois ao final o que importa é a média dos parâmetros, e em alguns casos, dentro desse intervalo de *lags*, alguns parâmetros não foram significantes a 5%.

6.4 Os efeitos das variáveis explicativas sobre o mercado de trabalho

Esta seção apresenta os resultados das estimações realizadas. Nos Apêndices (A) e (B) desta dissertação se encontram os testes pós-estimações, que garantem a robustez dos resultados dos parâmetros. O teste numérico de Kolmogorov-Smirnov (Tabelas (A.2) e (A.3)) confirma que todas as variáveis explicadas e os respectivos resíduos das regressões estimadas se distribuem tal como uma curva Normal.

Nas regressões que têm como variáveis explicativas as séries de PIB real e taxa de juros, há a possibilidade de haver correlação entre elas e o teste do Fator de Inflacionamento da Variância (FIV) foi realizado (Tabela (A.1) do Apêndice (A)). Os resultados mostram que a multicolinearidade não é prejudicial para as estimativas dos parâmetros.

Como mencionado, variações na razão SM/RM causam, no curto prazo, efeitos positivos e negativos sobre as variáveis do mercado de trabalho. Por exemplo, um aumento do poder de compra fomenta o consumo e isso pode gerar algumas contratações tanto no setor formal, quanto no informal. No entanto, esse mesmo aumento também representa uma elevação do custo de mão de obra, o que pode gerar alguns desligamentos. O mesmo ocorre com relação às variações na taxa real de juros e no PIB real.

As Tabelas (B.7) a (B.12) do Apêndice (B) dessa dissertação trazem os resultados de todos os parâmetros estatisticamente significantes até o nível de 5% tanto dos efeitos positivos quanto dos negativos das variáveis explicativas sobre as seguintes séries: emprego formal, informal, total, desemprego total, PEA e PNEA. Todas elas são divulgadas pelo IPEA e em número absoluto de pessoas (por mil). Tratam-se dos resultados das equações 29 a 44 do capítulo anterior.

A Tabela (12) contém o efeito predominante de cada variável explicativa sobre as dependentes. Ou seja, dadas variações em SM/RM, Y e r, no curto prazo, entre uma eventual queda média e um aumento médio sobre as variáveis do mercado de trabalho, o efeito que se sobressai em cada caso é o apresentado a seguir.

Tabela 12 – Efeitos resultantes das alterações nas variáveis explicativas sobre o mercado de trabalho (equações secundárias)

Variáveis	Emprego formal (Δlog)	Emprego informal (Δlog)	Emprego total (Δlog)	Desemprego total (Δlog)	PEA (Δlog)	PNEA (Δlog)
Δlog (SM/RM)	-0,0238	0,0332	-0,0718	0,1822	0,0374	-0,0499
r	-	0,2726	-0,1198	1,5148	0,0071	-0,1050
ΔlogY	-	0,1373	0,0703	-0,6224	0,3132	-0,0652

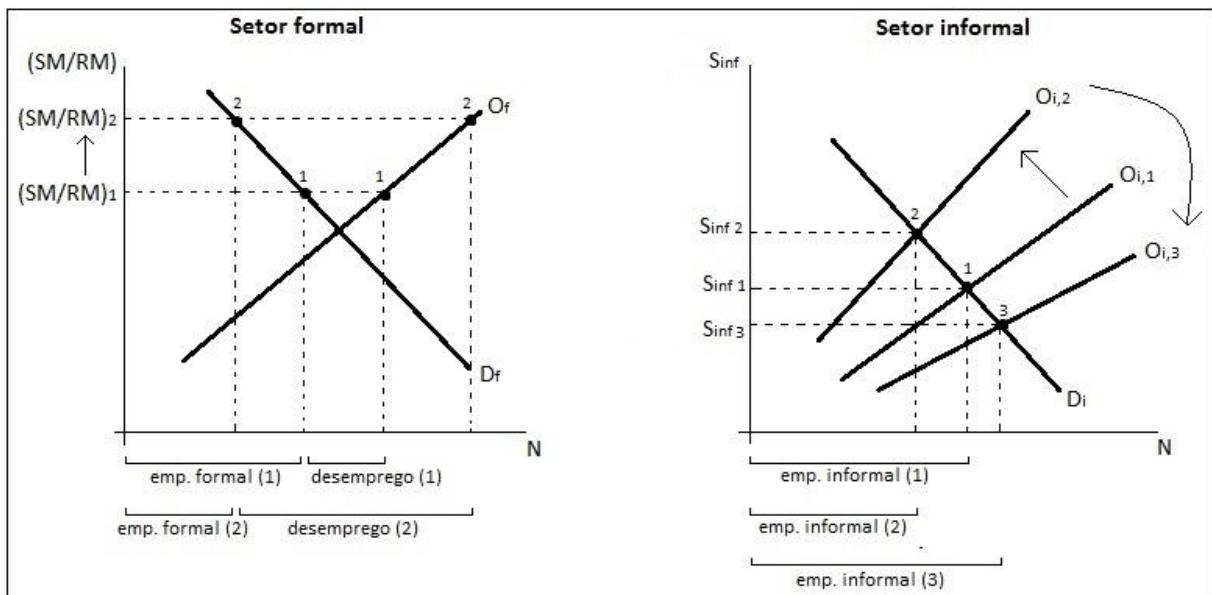
Notas: Δlog significa que a série está diferenciada em uma ordem e em logaritmo, respectivamente. SM/RM é a razão entre o salário mínimo real e o rendimento real médio, Y é o PIB real e r é a taxa real de juros. Dado o aspecto estacionário da taxa real de juros e sua natureza percentual, ela aparece na forma original da série. Os resultados completos de cada equação, seus parâmetros, p-valor das estatísticas t e testes pós-estimação estão no Apêndice (B), Tabelas (B.7) a (B.12).

Fonte: resultados da pesquisa.

A teoria apresentada por Welch (1974), e colocada no referencial teórico dessa dissertação, mostra que o aumento do salário mínimo real, ou nesse caso, da razão entre esse e o rendimento médio real do setor formal, causa deslocamentos das curvas de oferta no setor descoberto pela legislação com aumento do emprego informal e queda do formal.

A Figura (1) ilustra os resultados apresentados na Tabela (12) considerando um aumento de 1% na razão SM/RM sobre os empregos formal e informal. No setor formal ocorre um deslocamento sobre a curva de oferta do ponto 1 para o ponto 2. Diante dessa remuneração mais alta alguns agentes agora se motivam a abrir mão de horas de lazer para operar no mercado de trabalho. Da mesma forma, agentes que operam no mercado informal são atraídos a procurar uma vaga no setor coberto pela legislação, o que diminui a oferta desse setor e causa um deslocamento da curva de $O_{i,1}$ para $O_{i,2}$.

Figura 1 – Efeitos do aumento do SM/RM nos setores formal e informal



Fonte: elaborado pelo autor.

No entanto, esse mesmo aumento do custo da mão de obra no setor formal provoca um deslocamento sobre a curva de demanda por trabalho até o ponto 2. Isso corresponde a um aumento do desemprego de 0,1822%, e uma redução de 0,0238% do emprego nesse setor para cada 1% de aumento do SM/RM , conforme mostra a Tabela (12). Diante desse aumento do desemprego do setor formal, muitos agentes voltam a ofertar trabalho no seguimento informal e a curva de oferta nesse se desloca de $O_{i,2}$ para $O_{i,3}$. O resultado é um aumento do emprego informal de 0,0332%.

Não se têm estatísticas sobre os salários que vigoram no setor informal, mas dado o aumento da oferta e a inclinação negativa da curva de demanda, Welch (1974) assegura que esse aumento do emprego nesse setor é combinado com uma menor remuneração em relação ao seu ponto inicial, de um salário no setor informal no ponto um ($S_{inf,1}$) para o ponto três ($S_{inf,3}$).

Agora seguem os resultados das estimativas das **quatro** equações principais apresentadas no capítulo anterior (Equações (25) a (28)) e as interpretações dos seus sinais e parâmetros. Importante ressaltar que foram estimados todos os alfas (α 's), associados a cada variável dependente e às suas respectivas equações de longo prazo, que também tiveram todos os seus parâmetros betas (β 's) encontrados, para cada uma das quatro equações na forma vetorial de correção de

erros. Esses parâmetros, como mencionado no capítulo anterior, compõem a dinâmica de longo prazo e não são objetos de pesquisa desta dissertação, que tem seu foco, de acordo com o apresentado no referencial teórico, nos efeitos das variações da razão salário mínimo real/rendimento médio real, do produto real e da taxa real de juros sobre cada uma das quatro variáveis dependentes do mercado de trabalho no **curto prazo**.

Dessa forma, mesmo que em qualquer uma dessas estimativas as equações de longo prazo, dadas pelos vetores cointegrantes de parâmetros betas (β' s), tivessem sido, em algum caso, estatisticamente significantes, esses resultados não poderiam ser considerados robustos e respaldados pela teoria econômica, pois no longo prazo o capital (K) varia e este modelo teórico não serviria a esse fim.

Posto isso, os parâmetros que interessam a esta pesquisa são aqueles associados à dinâmica de curto prazo, dados pelas letras gregas minúsculas: fis (φ' s), gamas (γ' s), netas (η' s), rôs (ρ' s) e lambdas (λ' s). Todos eles foram estimados para cada uma de suas respectivas matrizes [4X4] apresentadas para cada equação do modelo, mas apenas aqueles associados às equações que possuem como variável dependente a taxa de atividade, o grau de informalidade, a taxa de desemprego e a taxa de inatividade são importantes para esta pesquisa (ou seja, a primeira equação de cada MVCE mostrado anteriormente). De todos esses parâmetros estimados, aqueles estatisticamente diferentes de zero até o limite de 5% de significância estão expressos no Quadro (5).

O termo entre parênteses sob cada resultado corresponde ao seu p-valor⁴³ e o termo em itálico mostra o grau de defasagem em que o parâmetro foi significante

⁴³ P-valor, ou valor crítico da estatística t de cada parâmetro estimado.

Quadro 5 – Dinâmicas de curto prazo sobre as variáveis do mercado de trabalho

Variáveis	Taxa de atividade ($\Delta \log$)	Grau de informalidade ($\Delta \log$)	Taxa de desemprego ($\Delta \log$)	Taxa de inatividade ($\Delta \log$)
$\Delta \log \left(\frac{\text{SM}}{\text{RM}} \right)$	0,0487 (0,001) <i>t-4</i> 0,0303 (0,041) <i>t-5</i>	0,0864 (0,011) <i>t-5</i>	0,2969 (0,049) <i>t-4</i>	- 0,0641 (0,001) <i>t-4</i> - 0,0387 (0,045) <i>t-5</i>
Δr	0,6183 (0,000) <i>t-1</i> 0,4243 (0,011) <i>t-2</i> 0,6273 (0,000) <i>t-3</i> 0,3220 (0,028) <i>t-5</i>	0,7561 (0,035) <i>t-3</i>	—	- 0,7725 (0,000) <i>t-1</i> - 0,5832 (0,007) <i>t-2</i> - 0,8097 (0,000) <i>t-3</i> - 0,3771 (0,049) <i>t-5</i>
$\Delta \log Y$			- 0,5903 (0,001) <i>t-1</i> 0,0325 (0,047) <i>t-3</i> 0,0323 (0,036) <i>t-4</i>	- 0,7539 (0,000) <i>t-2</i> - 0,4483 (0,010) <i>t-4</i> - 0,3982 (0,018) <i>t-5</i>

Notas: a letra grega Δ corresponde a uma diferença na série, e o \log indica a transformação logarítmica.

Fonte: resultados da pesquisa.

A explicação desses resultados foi dividida em três seções, uma para cada linha do Quadro (5): primeiro, com relação aos efeitos de variações na razão salário mínimo/rendimento médio real sobre as quatro variáveis do mercado de trabalho; depois, com relação aos efeitos das variações na taxa real de juros; e, por fim, com relação às variações no Produto Interno Bruto real.

6.4.1 Efeitos de variações na razão salário mínimo real/rendimento real médio sobre o mercado de trabalho

Todas as variáveis da primeira linha do Quadro (5) estão em logaritmo, de modo que a interpretação dos parâmetros encontrados pode ser expressa na forma de variação percentual direta. Assim, um aumento de 1% na razão salário mínimo real/rendimento médio real faz com que a **taxa de inatividade** caia em **0,0641%**, com uma defasagem de quatro meses, e em **0,0387%**, considerando cinco meses de atraso. Isso significa dizer que aumentos na razão salário mínimo real/rendimento médio real diminuem o percentual de pessoas **não** economicamente ativas. Diante de uma remuneração mais elevada pelo fator trabalho no mercado, algumas pessoas que antes não se motivavam a abrir mão de suas horas de lazer para trabalhar ao salário anterior agora se sentem atraídas em deixar a inatividade, ou a PNEA, e passam a figurar na parcela da população economicamente ativa, a PEA.

No entanto, aumentos na razão salário mínimo real/rendimento médio real no curto prazo podem gerar também aumentos no percentual de pessoas não economicamente ativas. O aumento da remuneração do fator trabalho gera alguns desligamentos e algumas dessas pessoas podem aproveitar para fazer cursos de aperfeiçoamento; outras podem simplesmente optar por não procurar um novo emprego, aproveitando-se dos rendimentos de suas rescisões e do seguro desemprego, por exemplo.

Dessa forma, estimar, no curto prazo, qual desses efeitos se sobressai diante desse aumento na razão salário mínimo real/rendimento médio real é fundamental para que se possa confirmar essas quedas da taxa de inatividade.

Para resolver essa questão, e as demais que virão, é que se recorreu àquelas equações secundárias, cujos resultados completos se encontram no Apêndice (B). Para cada alteração em qualquer variável explicativa do modelo têm-se efeitos positivos e negativos no curto prazo sobre as variáveis do mercado de trabalho.

Dessa forma, até um determinado número de defasagens, pode-se determinar uma média positiva, uma negativa e um efeito dominante sobre essas variações, como colocado nas tabelas do referido apêndice.

Por exemplo, os resultados mostram que, no curto prazo, com um aumento de 1% na razão salário mínimo real/rendimento médio real, o número de inativos aumenta em média em 0,1414%, mas o diminui em média em 0,1913%, de modo que o efeito resultante é uma queda de 0,0499% (Tabela (B.12)). É daí que advêm as quedas na taxa de inatividade do Quadro (5) para variações no *SM/RM*, pois, nesse caso, o efeito médio negativo foi superior em magnitude ao seu efeito positivo. Toda a Tabela (12) foi construída com base nas informações das últimas linhas de todas as tabelas de resultados do Apêndice (B).

Essa queda na taxa de inativos não significa automaticamente um aumento no número de empregos. Esses ingressantes na PEA podem ser empregados no setor formal, informal, ou simplesmente contribuírem para o aumento da taxa de desemprego, pois agora, esses agentes **ofertam** mão de obra, mas não se pode antecipar que eles encontraram qualquer uma das duas formas de trabalho.

Esses agentes que deixam a PNEA, motivados por esse aumento da razão salário mínimo real/rendimento médio real, causam um aumento na **taxa de atividade** em **0,0487%** para cada 1% a mais no salário real com defasagem de quatro meses, e de **0,0303%**, em cinco meses (Quadro (5)). Esses aumentos na taxa de atividade se justificam pelo aumento da população economicamente ativa, que agora é maior.

No entanto, a PEA é dada pela soma do emprego total com o desemprego total. Dizer que o aumento de 1% na razão salário mínimo real/rendimento médio real causa um aumento na taxa de atividade gera, novamente, uma questão secundária, mas sumariamente importante: esse aumento é causado por um aumento do emprego total e do desemprego, por um aumento do emprego total maior do que uma eventual queda do desemprego ou por um aumento do desemprego maior do que uma queda do emprego total?

Novamente, no curto prazo, os agentes reagem de duas formas com relação aos aumentos da razão salário mínimo real/rendimento médio real: esses aumentos fomentam o consumo e melhoram o ambiente de negócios de modo que o nível de emprego total aumenta, e por outro lado, ele torna a remuneração do fator trabalho

mais cara, o que gera uma menor demanda por mão de obra, alguns desligamentos e, consequentemente, um aumento no desemprego.

Para resolver essa questão novamente se recorre aos resultados das regressões secundárias que estão no Apêndice (B). Agora, as variáveis dependentes são o emprego total e o desemprego total (ambos em pessoas). Os resultados mostram que no curto prazo o aumento de 1% na razão salário mínimo real/rendimento médio real aumenta o emprego total em média 0,2552%, mas o diminui em média 0,3270%, de modo que o efeito resultante é uma queda de 0,0718% (últimas linhas da Tabela (B.7) no Apêndice (B)).

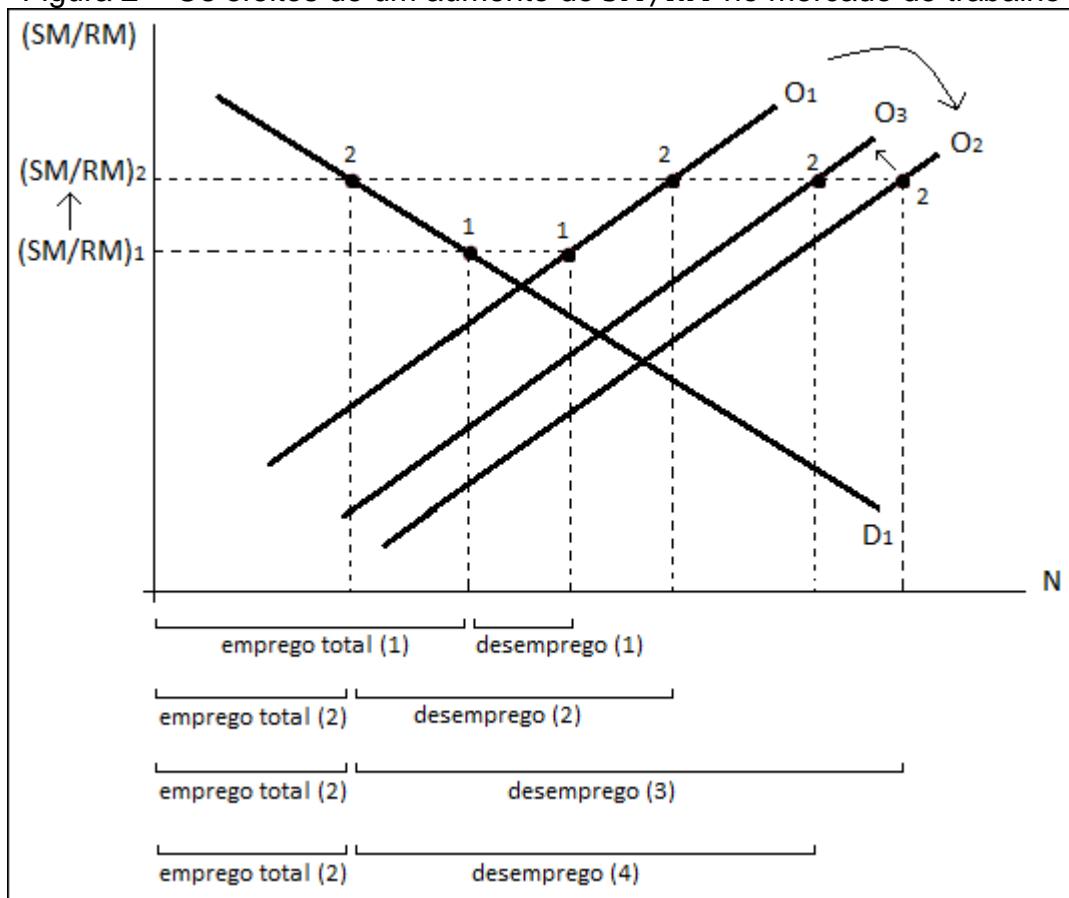
Com relação ao desemprego total, esse mesmo aumento na razão salário mínimo real/rendimento médio real gera reduções de curto prazo na média de 1,0430%, ao passo que o aumenta em 1,2252%, criando um resultado geral de aumento em 0,1822% (Tabela (B.10)).

Essa redução do emprego total (-0,0718%) em uma magnitude menor do que o aumento que esse salário mais elevado causa no desemprego (0,1822%) faz com que a PEA aumente, mas por responsabilidade do aumento do número de desempregados, e não por um aumento do emprego total. Disso vem o aumento na taxa de atividade.

O aumento da população economicamente ativa face esse aumento da razão salário mínimo real/rendimento médio real é de 0,0374%, com uma defasagem de quatro meses. Dado que o desemprego aumenta mais do que isso (0,1822%), daí advém o aumento na **taxa de desemprego** de **0,2969%** do Quadro (5). Conclui-se que, no curto prazo, aumentos da razão salário mínimo real/rendimento médio real têm gerado mais desemprego do que emprego. Conclusão semelhante justifica o aumento de **0,0864%** no **grau de informalidade** (Quadro (5)), pois o emprego informal aumenta (0,0332%) concomitantemente à queda do emprego total, dado que grau de informalidade é a razão entre empregados sem carteira e o emprego total.

A Figura (2) a seguir sintetiza e ilustra esses efeitos do aumento do salário mínimo real, mantidas constantes as variáveis taxa real de juros e PIB, que serão analisadas nas próximas seções.

Figura 2 – Os efeitos de um aumento do SM/RM no mercado de trabalho



Fonte: elaborado pelo autor.

Nessa figura, N é a força de trabalho, que é dada pelos agentes que exercem uma atividade remunerada, cujo valor absoluto é dado pelo intervalo que vai da origem $[0,0]$ do gráfico até o ponto 1 sob a curva de demanda por trabalho D_1 , considerando o nível salarial inicial dado em $(SM/RM)_1$. Na figura esse intervalo é o **emprego total (1)**. O **desemprego (1)** é dado pela distância entre a quantidade de mão de obra ofertada e a quantidade demandada ao nível salarial inicial, ou, dito de outra forma, ele é dado pelo excesso de oferta de mão de obra, que esse salário causa no mercado. A soma do emprego total com o desemprego é a População Economicamente Ativa, ou força de trabalho.

A análise descritiva do começo desse capítulo mostrou que a razão entre o salário mínimo real e o rendimento médio real (SM/RM) aumentou no intervalo de tempo considerado na pesquisa. Por isso, tome-se um aumento nessa variável de $(SM/RM)_1$ para $(SM/RM)_2$ na Figura (2).

Considerando as mesmas curvas de oferta e demanda por mão de obra, O_1 e D_1 , respectivamente, tem-se agora um emprego total e um desemprego dados pelos

intervalos de número 2. Ambos os deslocamentos ocorrem **sobre** as duas curvas, o desemprego aumenta (e consequentemente o emprego total diminui) por dois fatores: primeiro porque os produtores, dado um custo salarial mais elevado, se dispõe a demandar menos mão de obra; segundo, porque as *famílias* se dispõem a ofertar mais dessa mão de obra, na intenção de receber esse salário maior e mais atraente.

No entanto, como visto, esse aumento do salário mínimo real ainda motiva alguns agentes a deixarem a parcela **não** economicamente ativa dessa economia e eles passam a ofertar a sua mão de obra no mercado. Isso provoca um deslocamento **da** curva de oferta para a direita, de O_1 para O_2 . Esse deslocamento, agora não mais **sobre** a curva, e sim um deslocamento **da** curva, aumenta ainda mais o vale entre os demandantes e os ofertantes de mão de obra, e o desemprego passa a ser representado pelo intervalo número 3.

No curto prazo, uma parcela desses novos ofertantes de mão de obra, diante da dificuldade de conseguir encontrar um trabalho, simplesmente desiste de ofertá-lo (desistem de procurar e voltam a figurar na PNEA), ou seja, alguns agentes são menos “persistentes” que outros, enquanto uma parte continua a procurar trabalho e permanece na PEA. Esse “ajuste” é dado pelo retrocesso da curva de oferta de trabalho para a esquerda, de O_2 para O_3 , e o desemprego se estabiliza no intervalo 3.

Comparando esse último momento com o inicial, tem-se uma redução do emprego total, porém um aumento do desemprego mais do que proporcional àquela queda. Isso legitima o aumento da PEA, cuja responsabilidade maior é do aumento do desemprego.

Ao comparar esses resultados com os de estudos anteriores, antes é importante observar que aqueles consideraram apenas as variações no salário mínimo real, e não na razão entre ele e o rendimento real médio. De qualquer forma, para pesquisas que consideram os efeitos no mercado de trabalho diante do aumento do custo da mão de obra, os resultados são convergentes.

Ao se observar as magnitudes dos parâmetros associados ao emprego informal e formal, nota-se que a razão SM/RM tem um impacto maior sobre o primeiro segmento do que sobre aquele coberto pela legislação. Neri (1997) e Foguel, Ramos e Carneiro (2001) também utilizaram os dados da PME, o primeiro

pesquisador avaliou o período entre maio de 1980 a maio de 1995, já o segundo trabalho usou dados de janeiro de 1982 a novembro de 1999 e em ambas as pesquisas os resultados também mostraram maior efeito do SM sobre o setor informal do que sobre o formal.

Foguel (1997), Lemos (2001) e Carneiro (2004) concluíram que aumentos do salário mínimo causam aumentos no número de desempregados. Neri, Gonzaga e Camargo (2001); Foguel, Ramos e Carneiro (2001) e Carneiro (2004) constatam que esses mesmos aumentos provocam aumento do emprego informal e, por fim, Souza Júnior e Targino (2005) concluem que eles provocam ingresso de mão de obra no mercado de trabalho, ou seja, aumentam a População Economicamente Ativa.

A pesquisa de Camargo (2004) com dados de 1982 a 2002 também encontrou uma relação negativa entre o salário mínimo e o emprego no setor formal e positiva com relação ao setor informal no curto prazo. Dessa forma esse autor concluiu que *“that minimum wages in Brazil might be too high above the market equilibrium”* (CAMARGO, 2004, p. 303).

6.4.2 Os resultados das variações na taxa real de juros sobre o mercado de trabalho

Diferentemente da seção anterior, a variável taxa real de juros não pôde sofrer a transformação logarítmica, porque para alguns meses a inflação foi maior que o valor da taxa nominal, o que a fez negativa nesses períodos. Dessa forma, as equações estão na forma log-nível, ou log-linear, mas isso não se configura em uma alteração na interpretação dos resultados, porque a variável independente em questão é a taxa real de juros, que, naturalmente, já se apresenta em valores percentuais.

Atentando-se agora para os resultados dos parâmetros da segunda linha do Quadro (5), um aumento de 1% na taxa real de juros causa reduções da **taxa de inatividade** em quatro diferentes defasagens de meses, que na média representa uma redução de **0,6356%**.

Novamente, aumentos na taxa real de juros causam, no curto prazo, reações positivas e negativas sobre número de pessoas **não** economicamente ativas, as pertencentes à PNEA. Como narrado no referencial teórico dessa dissertação, um aumento na taxa de juros aumenta o custo de vida dos agentes e isso motiva alguns

deles a se dispor a ofertar sua força de trabalho no mercado como forma de aumentar seus rendimentos que, agora, precisam ser maiores para cobrir esses aumentos do custo de vida. Essas pessoas podem ser empregadas no setor formal ou informal, aumentando o emprego total, ou podem não conseguir emprego nenhum e aumentarem o número de desempregados.

Contudo, esses aumentos nos juros são apreendidos pelos agentes que demandam mão de obra como um aumento nos seus custos financeiros e também aumentam o custo de oportunidade de se investir em capital produtivo, o que desloca a curva de demanda por mão de obra para a esquerda e gera alguns desligamentos. Essas pessoas desligadas podem optar por não procurar novo trabalho no curto prazo e aumentam o grupo dos **não** economicamente ativos, mesmo que por um prazo de tempo curto.

Assim como na subseção 6.4.1, regressões secundárias foram necessárias para que se verificasse qual é o efeito que predomina na média, no curto prazo, o positivo ou o negativo. Especificamente com relação à variável de inativos (em pessoas), um aumento na taxa real em 1% resulta em uma redução de 0,1050% (Tabela (12)), de modo que o efeito que se sobressai é aquele em que os agentes se motivam a ofertar mão de obra com o propósito de aumentar suas rendas e, consequentemente, deslocam a curva de oferta de mão de obra para a direita.

Uma parcela desses novos ofertantes de mão de obra são recepcionados pelo setor informal, mas alguns daqueles que já operavam nele sentem os efeitos dos custos de produção e encerram suas atividades. De novo, uma regressão entre emprego informal (em pessoas) e taxa de juros revela que o efeito predominante é o aumento médio de 0,2726% diante do aumento de 1% nos juros (Tabela (12)). O mesmo não acontece quando se analisa o emprego total (formal mais o informal), que na média diminui em 0,1198% (Tabela (12)). Isso significa que o emprego formal diminui, em relação aos aumentos da taxa de juros, em uma proporção maior do que o aumento do emprego no setor descoberto pela legislação.

Esse aumento do emprego informal e a redução do emprego total reflete-se no aumento de **0,7561%** do **grau de informalidade** para cada 1% a mais na taxa real de juros (Quadro (5)), que mostra ainda um aumento em quatro períodos da **taxa de atividade**, com média de **0,4979%**. Já se sabe que o emprego total diminui diante do aumento dos juros. Se a taxa de atividade está respondendo

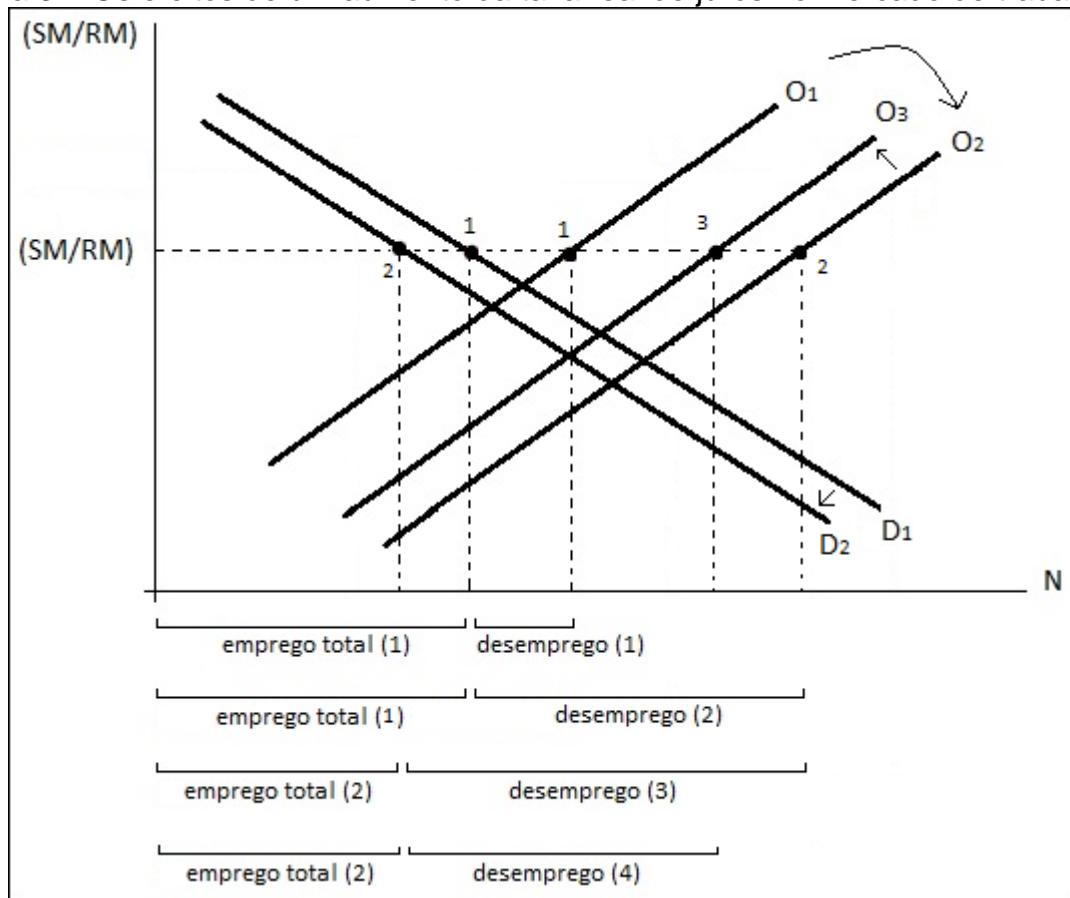
positivamente a essas variações é porque o desemprego aumenta mais do que essa queda do emprego total, pois a PEA, que compõe a taxa de atividade, é dada pela soma dessas duas séries.

Entre os efeitos positivos e negativos do desemprego face aos aumentos na taxa de juros, o resultado é um aumento médio de 1,5148%, maior do que a queda do emprego total, o que legitima e justifica o aumento da PEA (em média 0,0071%) e da taxa de atividade na magnitude média informada acima (Tabela (12)).

Embora os resultados mostrem que o aumento dos juros eleva o desemprego, essa variável é dada por desemprego sobre a PEA e os efeitos sobre o desemprego são significantes e expressivos para um período muito além de um semestre, que foi o período máximo utilizado nos resultados do Quadro (5), e baseados nos critérios de informação explicados no capítulo anterior, essa pode ser uma justificativa para que não se tenham encontrados parâmetros significantes para taxa de desemprego em relação à variações na taxa de juros.

A Figura (3) também sintetiza e ilustra esses resultados, considerando um aumento na taxa real de juros e mantidos fixos a razão salário mínimo real/rendimento médio real e o PIB.

Figura 3 – Os efeitos de um aumento da taxa real de juros no mercado de trabalho



Fonte: elaborado pelo autor.

As dinâmicas dos efeitos de um aumento na taxa real de juros sobre o mercado de trabalho são semelhantes àquelas descritas anteriormente na Figura (2). Duas diferenças são cruciais: a primeira é que aqui as variações na força de trabalho são causadas apenas pelos **deslocamentos das curvas**, e não por mudanças de posições sobre elas, isso ocorre porque se considera fixo o salário mínimo real; a segunda diferença é que aumentos na taxa real de juros deslocam ambas as curvas, a de oferta para a direita, de O_1 para O_2 (e depois um ajuste à esquerda, de O_2 para O_3), e a de demanda por mão de obra para baixo, ou para a esquerda, de D_1 para D_2 .

Os resultados também são análogos, embora em proporções diferentes: ocorre uma redução do emprego total que, somado a um aumento do desemprego mais do que proporcional a essa redução, causam um aumento da PEA.

6.4.3 Os resultados das variações do PIB real sobre o mercado de trabalho

Com relação ao Produto Interno Bruto real, as conclusões de como o aumento de 1% nessa variável afetam o mercado de trabalho são diferentes em relação aos resultados das variações na razão salário mínimo real/rendimento médio real e da taxa real de juros, apresentadas anteriormente. Os resultados desses parâmetros aparecem na terceira linha do Quadro (5).

Um aumento do PIB real corresponde a um aumento geral da renda e isso motiva as pessoas a deixarem o grupo de **não** economicamente ativas e a ofertarem sua força de trabalho no mercado, que agora se mostra mais propício aos negócios e às possibilidades de se conseguir um emprego que esteja adequado às aspirações desses novos agentes da PEA.

No curto prazo, o aumento de 1% do PIB reduz o número de inativos em 0,0652% em média. Esses efeitos são apreendidos pelos agentes nos *lags* onze e doze, de acordo com os resultados das regressões secundárias, que estão no Apêndice (B) Tabela (B.12). Esse resultado afeta a **taxa de inatividade** em dois diferentes períodos: uma queda de **0,0448%** depois de três meses do aumento do Produto e de **0,0425%** no quarto mês.

Essa migração de pessoas da PNEA desloca a curva de oferta de mão de obra para a direita e aumenta a PEA em média 0,3132% no curto prazo, o que legitima os aumentos de **0,0325%** e de **0,0323%**, depois de três e quatro meses, respectivamente, na **taxa de atividade** do Quadro (5). No entanto, dentro de um ano após esse aumento do PIB, o desemprego total agora cai em média 0,6224%, e os empregos total e informal aumentam em média 0,0703% e 0,1373%, respectivamente, o que faz o **grau de informalidade** aumentar em **0,1729%** depois de um mês do aumento do Produto, e em **0,1195%** depois de dois meses (Quadro (5)).

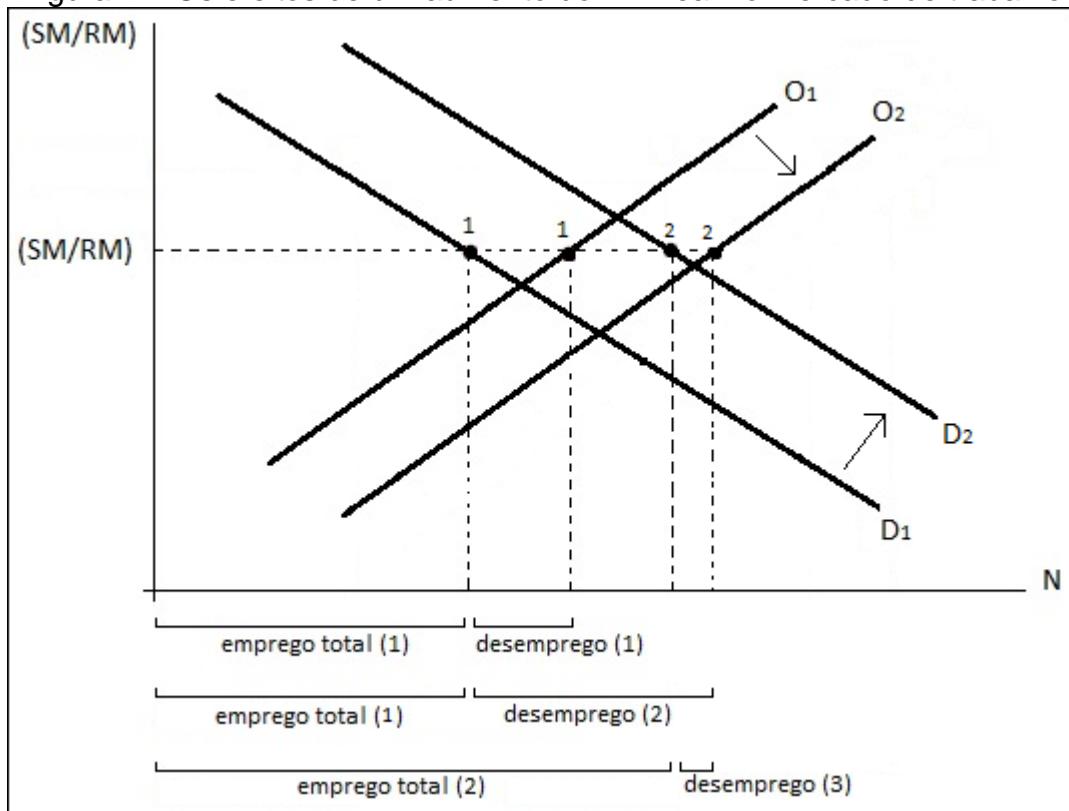
Diferentemente dos efeitos de variações na razão salário mínimo real/rendimento médio real e na taxa real de juros apresentados nas seções anteriores, em que o desemprego, em número absoluto de pessoas, aumentava para ambas as variações, agora, o aumento da População Economicamente Ativa é explicado pela combinação de um aumento do emprego total e por uma queda do

desemprego total, o que é um resultado economicamente melhor em relação aos outros dois.

Com relação à taxa de desemprego, que é a razão entre o número de desempregados e o número de empregados totais mais os desempregados, o primeiro, ou o numerador, cai menos que proporcional à queda desse denominador, que é amortecida pelo aumento do emprego total. Logo, a **taxa de desemprego** cai em quatro diferentes *lags*, como consta no Quadro (5), a uma média de **0,5476%**.

Economicamente, esses agentes vindos da PNEA, agora, são recepcionados por um mercado mais atraente aos negócios e com uma renda interna bruta mais elevada. Isso desloca a curva de demanda por trabalho para a direita, eles conseguem se inserir no mercado de trabalho, não mais colaboram com o aumento do desemprego e contribuem para o aumento dos empregos formais e informais, aumentando a PEA via emprego total, e não mais via desemprego total, como nas seções anteriores. A Figura (4) ilustra e sintetiza os resultados narrados nessa seção.

Figura 4 – Os efeitos de um aumento do PIB real no mercado de trabalho



Fonte: elaborado pelo autor.

Assim como na subseção anterior, aqui também o salário mínimo real é mantido fixo, e isso faz com que as variações na força de trabalho sejam causadas por deslocamentos das duas curvas. Tanto aumentos no salário mínimo real, quanto da taxa real de juros e do Produto interno Bruto causam deslocamentos à direita da curva de oferta de mão de obra. Como visto, nos três casos ocorre redução da parte **não** economicamente ativa da população e uma consequente migração para a PEA. A diferença nesse último caso é que a curva de demanda por mão de obra se desloca também para a direita, e não mais para a esquerda, como nas duas seções anteriores. O resultado disso é uma redução no número de desempregados e aumento no emprego total.

O aumento da PEA, que nos dois resultados anteriores, era causado por um aumento do desemprego mais do que proporcional à redução do emprego total, agora, ocorre por um aumento do emprego total com redução do desemprego em relação ao ponto inicial. Esse resultado é economicamente melhor do que os encontrados via variações no salário mínimo real ou na taxa real de juros.

7 CONCLUSÃO

Este estudo teve como objetivo avaliar como variações na razão salário mínimo real/rendimento real médio mensal afetaram o mercado de trabalho brasileiro, especialmente as taxas de atividade, de desemprego, de inatividade e o grau de informalidade. O período de tempo considerado na pesquisa teve frequência mensal e foi de fevereiro de 2002 até março de 2016. A principal variável usada nas equações foi a razão entre o valor real do salário mínimo e o rendimento médio real das seis regiões metropolitanas⁴⁴ cobertas pela Pesquisa Mensal do Emprego do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

Para que se pudesse chegar aos resultados encontrados, o primeiro passo foi realizar uma revisão das principais teorias que tratam sobre os efeitos de um salário mínimo sobre a economia, especialmente sobre o mercado de trabalho. Embora haja o debate, percebe-se a ausência de estudos recentes, que considerem principalmente os salários corrigidos anualmente a partir da Lei 12.382, de 25 de fevereiro de 2011, que ainda norteia os reajustes atuais e que introduziu no mecanismo de correção do salário mínimo a variação do Produto Interno Bruto de dois anos antes ao ano do reajuste.

Além disso, existe um limitado número de trabalhos que utilizam a razão entre o mínimo e uma taxa salarial média nacional. Essa transformação na variável, como visto, foi importante, pois, os impactos da valorização real do salário mínimo sobre o mercado só passam a ser objeto de estudo se ela for maior do que o aumento real das remunerações médias pagas, aqui representadas pelo rendimento real médio das seis regiões metropolitanas da pesquisa do IBGE. Por fim, no capítulo quatro mostrou-se teoricamente como a taxa real de juros também poderia causar efeitos sobre o mercado de trabalho e, dessa forma, nos quatro Modelos Vetoriais de Correção de Erros (MVCE) estimados ela também foi incorporada, juntamente com o Produto real mensal, como uma das variáveis explicativas.

Uma importante discussão acadêmica do final dos anos 1970 tinha como foco avaliar se o salário mínimo brasileiro afetava ou não as demais remunerações do mercado. Ainda que alguns estudos anteriores afirmaram que o mínimo era importante na determinação dos demais salários (servia como um “farol” para essas

⁴⁴ Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

remunerações), em tempos atuais essa correlação não se verifica. Dentro do período desta pesquisa o valor real do SM aumentou 92,14% ao passo que o rendimento real médio das seis regiões metropolitanas cresceu apenas 9,11%.

Basicamente foram estimados dois grupos de equações para atender aos objetivos dessa pesquisa. No primeiro, as variáveis explicadas, ou seja, aquelas referentes ao mercado de trabalho estão em valores absolutos, por mil pessoas. Já no segundo, os impactos das variáveis independentes são sobre a taxa de atividade, o grau de informalidade a taxa de desemprego e a taxa de inatividade.

A metodologia econométrica para cada equação se revezou entre modelos autorregressivos de ordem p (VAR (p)) e modelos vetoriais de correção de erros (MVCE) de até seis *lags* de defasagem, ou seja, um semestre. A decisão sobre o modelo usado em cada caso foi feita com base em testes de cointegração de Engle-Granger e Johansen, e a determinação de defasagens foi obtida a partir dos resultados de três critérios de informação: Akaike (CIA), Hanna-Quin (CIHQ) e Schwarz (CIBS); em alguns casos foi preciso usar um quarto critério para desempate, o *Final Prediction Error* (FPE).

Com relação aos efeitos do aumento em 1% da variável *SM/RM* sobre o número de pessoas empregadas no setor formal, informal e no emprego total, os resultados mostraram que ocorre um aumento no número de agentes que atuam de maneira informal acompanhado de uma redução do número de empregos formal e total. Ou seja, esses resultados convergem para o entendimento neoclássico de que o salário mínimo prevalece como um custo aos empregadores, e seus aumentos, determinados pelo governo, a taxas que superem os aumentos da produtividade do trabalho (refletidos na média salarial nacional), contribuem para desligamentos e perda de postos de trabalho no setor coberto pela legislação no curto prazo.

Essas pessoas recorrem ao mercado informal para manterem seu nível de renda e o número de empregados nele aumenta. No entanto, essa absorção pelo setor informal não é suficiente para impedir uma redução do emprego total e, consequentemente, um aumento do desemprego total no curto prazo.

Os resultados mostraram também que a valorização real do salário mínimo para além dos aumentos reais do rendimento médio, ou seja, os constantes aumentos da variável *SM/RM* vêm contribuindo para a retirada das pessoas do grupo de inativos (reduz a taxa de atividade). No entanto, esses novos ingressantes

na parcela economicamente ativa (PEA) da economia não são recepcionados pelo setor coberto pela legislação. Eles se dividem entre o emprego informal, aumentando o grau de informalidade, e a parcela de pessoas que embora buscando uma vaga, motivadas por esse salário real mais alto, não encontram uma ocupação. Isso infla o número de desempregados e consequentemente aumenta a taxa de desemprego.

Esses resultados também são válidos quando o aumento se dá na taxa real de juros. A diferença é na motivação sobre os agentes em deixarem o grupo de inativos, que dessa vez se dá devido ao aumento do custo de vida que uma elevação dos juros provoca na economia.

Uma observação é importante com relação aos efeitos sobre a taxa de atividade. Os resultados mostraram que os agentes que saem da PNEA e passam a compor a PEA fazem com que a taxa de atividade aumente, mas é preciso ressaltar que essa taxa é dada pela razão PEA/PIA , e que esse numerador é a soma do emprego total com o desemprego total. Dessa forma, fez-se necessário averiguar qual a fator foi responsável por esse aumento da taxa de atividade e se concluiu que esse aumento de 1% em SM/RM reduz o emprego total e aumenta o desemprego, de modo que esse aumento na taxa de atividade não corresponde a um resultado economicamente satisfatório.

Já quando o aumento unitário percentual se dá no Produto Interno Bruto, as pessoas são igualmente motivadas a deixar a inatividade, no entanto, dessa vez o impacto sobre o emprego total é positivo, e negativo sobre o desemprego. Logo, a taxa de atividade também aumenta, mas nesse caso esse aumento é econômica e socialmente bom.

Dessa forma, a principal conclusão dessa pesquisa é os aumentos na razão salário mínimo real/rendimento real médio, no período entre março de 2002 e fevereiro de 2016, contribuíram para o aumento do emprego informal, redução do formal, para um aumento de uma taxa de atividade, mas que só cresceu porque o desemprego total aumentou, o que também provocou o aumento da taxa de desemprego no período.

Observando as magnitudes dos parâmetros associados ao emprego informal e formal, conclui-se que a razão SM/RM tem um impacto maior sobre o primeiro segmento do que sobre aquele coberto pela legislação, o que também foi

encontrado por outros estudos. A economia neoclássica considera o salário a remuneração do fator trabalho e, dessa forma, ele representa um custo para o empregador. Esses resultados, associados ao fato de que o reajuste do SM brasileiro é superestimado, pois incorpora todos os anos a variação total do PIB e não apenas os ganhos de produtividade do fator trabalho, fazem com que se possa concluir que a atual política de valorização salarial nacional tem sido prejudicial já no curto prazo.

Diante disso é importante destacar que essa dissertação não conclui que o valor real do salário mínimo brasileiro seja alto. Isso porque a variável usada foi a razão dele com o rendimento real médio (SM/RM), de modo que, o crescimento dela ao longo do tempo só foi possível porque o mínimo aumentou mais do que a remuneração de mercado (RM). Dessa forma, independente do valor real de cada série, é a discrepância nas suas taxas de crescimento que se tornaram objeto desse estudo e geraram os resultados encontrados ao longo desta dissertação.

Por fim, algumas limitações precisam ser expostas. Primeiramente, os valores do salário mínimo são válidos para todo o território nacional, ao passo que o rendimento real é obtido a partir de uma média mensal das seis regiões metropolitanas cobertas pela Pesquisa Mensal do Emprego. Depois, o último mês considerado na pesquisa foi fevereiro de 2016. Isso porque a PME foi descontinuada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e dados mais recentes sobre o mercado de trabalho podem ser obtidos, no entanto, depois desse mês eles são de responsabilidade da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio, cuja metodologia é diferente da PME, e a junção das duas séries não seria metodologicamente correta. Pesquisas futuras poderão fazer uso de dados apenas da PNAD, mas por ora ela ainda não apresenta um número satisfatório de observações.

REFERÊNCIAS

ARBACHE, J. S. Transformação demográfica e competitividade internacional da economia brasileira. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, n. 36, p. 365-391, 2011.

ASAKO, Kazumi; TAKIZAWA, Miho. **Marginal Productivity Principle and Measurement Biases in TFP**: evidence from international productivity database. **Public Policy Review**, v. 6, n. 2, p. 261-286, march 2010.

BACHA, E. L.; MATA, M. da; MODENESI, R. L. **Encargos trabalhistas e absorção de mão-de-obra: uma interpretação do problema e seu debate**. IPEA/INPES, 1972.

BARROS, R. P. de; CORSEUIL, C. H.; CURY, S. Salário mínimo e pobreza no Brasil: estimativas que consideram efeitos de equilíbrio geral. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 30, n. 2, 2000.

BARROS, R. P. de; CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M., LEITE, P. Uma avaliação dos impactos do salário mínimo sobre o nível de pobreza metropolitana no Brasil. **Economia**, v. 2, n. 1, p. 47-72, 2001.

BARROS, Ricardo; FRANCO, Samuel; MENDONÇA, Rosane. **A recente queda na desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional brasileiro da última década**. Texto para Discussão, 220, UFF, jul. 2007.

BARROS, A. R., LEMOS, S. O salário mínimo e o salário médio na economia brasileira. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMIA, 26., 1998, Vitória. **Anais...** Vitória: Anpec, 1998.

BASTOS, E. K. X. **Guia de análise da economia brasileira**. 1. ed. São Paulo. Editora Fundamento, 2015.

BELFIORE, Patrícia; TAKAMATSU, R. T.; SUZART, Janilson. Métodos quantitativos com Stata. In: FÁVERO, L. P. (Org). **Métodos quantitativos com Stata**. 1. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.

BELL, L. A. **The impact of minimum wages in México and Colombia**. Journal of Labor Economics, v. 15, n. S3. 1997.

BIEWEN, Martin; WEISER, Constantin. **A new approach to testing marginal productivity theory**. Discussion Paper, 6113, IZA, november 2011.

BOERI, Tito. **Setting the minimum wage**. Labour Economics, v. 19, p. 281-290, 2012.

BONDEZAN, K. L.; SCORZAFAVEL, L. G. O impacto do salário mínimo sobre o desemprego: revisão de literatura e evidências empíricas. **A Economia em Revista**. v. 18, n. 1, p. 53-66, jul. 2010.

BONELLI, Regis; FONSECA, Renato. **Evolução da competitividade da produção manufatureira no Brasil**. Texto para discussão, 574. IPEA, 1998.

BUENO, R. De L. S. **Econometria de séries temporais**. 2.ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

BRASIL. Constituição (1988). **Constituição da República Federativa do Brasil**. Brasília, DF: Senado, 1988.

BRASIL. Lei nº 185, de 14 de janeiro de 1936. Disponível em:<http://legis.senado.gov.br/legislacao/ListaNormas.action?numero=185&tipo_nor ma=LEI&data=19360114&link=s>. Acesso em: 14 mai. 2015.

BRASIL. Decreto-lei nº 399, de 30 de abril de 1938. **Coleção das Leis da República dos Estados Unidos do Brasil de 1938**, parte 3, v. 2. p. 76. Disponível em: <http://bd.camara.gov.br/bd/handle/bdcamara/18879>. Acesso em: 14 mai. 2015.

BRASIL. Decreto-lei nº 2.162, de 1º de maio de 1940. Disponível em:<<http://legis.senado.gov.br/legislacao/ListaPublicacoes.action?id=37717>>. Acesso em: 14 mai. 2015.

BRASIL. Decreto-lei nº 5.670, de 15 de julho de 1943. Disponível em: <<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/declei/1940-1949/decreto-lei-5670-15-julho-1943-415670-publicacaooriginal-1-pe.html>> Acesso em: 14 mai. 2015.

BRASIL. Decreto-lei nº 5.977, de 10 de novembro de 1943. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Rio de Janeiro, RJ, 22 nov. 1943. Seção 1, p. 1. Disponível em: <<http://www.jusbrasil.com.br/diarios/2543293/pg-1-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-22-11-1943/pdfView>>. Acesso em: 29 fev. 2016.

BRASIL. Decreto nº 30.342, de 24 de dezembro de 1951. **Diário Oficial [da]**
República Federativa do Brasil, Poder Executivo, Rio de Janeiro, RJ, 26 dez.
1951. Seção 1, p. 7. Disponível em: <http://www.jusbrasil.com.br/diarios/2868300/pg-9-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-26-12-1951/pdfView>. Acesso em: 29 fev. 2016.

BRASIL. Decreto nº 35.450, de 1º de maio de 1954. Disponível em:
<<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1950-1959/decreto-35450-1-maio-1954-326813-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 29 fev. 2016.

BRASIL. Decreto nº 39.604-A, de 14 de julho de 1956. Disponível em:
<<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1950-1959/decreto-39604-a-14-julho-1956-519762-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 29 fev. 2016.

BRASIL. Decreto nº 45.106-A, de 24 de dezembro de 1958. Disponível em:
<<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1950-1959/decreto-45106-a-24-dezembro-1958-384179-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 29 fev. 2016.

BRASIL. Decreto nº 49.119-A, de 15 de outubro de 1960. **Diário Oficial [da]**
República Federativa do Brasil, Poder Executivo, Brasília, DF, 18 out. 1960. Seção 1, p. 2. Disponível em: <http://www.jusbrasil.com.br/diarios/2895062/pg-6-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-18-10-1960/pdfView>. Acesso em: 29 fev. 2016.

BRASIL. Decreto nº 51.336, de 13 de outubro de 1961. **Diário Oficial [da]**
República Federativa do Brasil, Poder Executivo, Brasília, DF, 13 out. 1961. Seção 1, p. 1. Disponível em: <http://www.jusbrasil.com.br/diarios/2832724/pg-1-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-13-10-1961/pdfView>. Acesso em: 29 fev. 2016.

BRASIL. Decreto nº 51.613, de 03 de dezembro de 1962. Disponível em:
<<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1960-1969/decreto-51613-3-dezembro-1962-391233-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 29 fev. 2016.

BRASIL. Decreto nº 53.578, de 21 de fevereiro de 1964. **Diário Oficial [da]**
República Federativa do Brasil, Poder Executivo, Brasília, DF, 24 fev. 1964. Seção 1, p. 3. Disponível em: <http://www.jusbrasil.com.br/diarios/2720951/pg-2-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-24-02-1964/pdfView>. Acesso em: 29 fev. 2016.

BRASIL. Decreto nº 55.803, de 26 de fevereiro de 1965. Disponível em:
<<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1960-1969/decreto-55578-18-janeiro-1965-396242-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 29 fev. 2016.

BRASIL. Decreto nº 57.900, de 02 de março de 1966. Disponível em: <<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1960-1969/decreto-57900-2-marco-1966-398597-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 29 fev. 2016.

BRASIL. Decreto nº 60.231, de 16 de fevereiro de 1967. Disponível em: <<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1960-1969/decreto-60231-16-fevereiro-1967-400952-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 29 fev. 2016.

BRASIL. Decreto nº 62.461, de 25 de março de 1968. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 26 mar. 1968. Seção 1, p. 8. Disponível em: <http://www.jusbrasil.com.br/diarios/2876262/pg-8-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-26-03-1968/pdfView>. Acesso em: 29 fev. 2016.

BRASIL. Decreto nº 64.442, de 01 de maio de 1969. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 02 mai. 1969. Seção 1, p. 5. Disponível em: <http://www.jusbrasil.com.br/diarios/2952721/pg-6-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-02-05-1969/pdfView>. Acesso em: 29 fev. 2016.

BRASIL. Decreto nº 66.523, de 30 de abril de 1970. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 30 abr. 1970. Seção 1, p. 9. Disponível em: <http://www.jusbrasil.com.br/diarios/2940823/pg-9-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-30-04-1970/pdfView>. Acesso em: 29 fev. 2016.

BRASIL. Decreto nº 68.576, de 01 de maio de 1971. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 03 mai. 1971. Seção 1, p. 3. Disponível em: <http://www.jusbrasil.com.br/diarios/3004880/pg-3-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-03-05-1971/pdfView>. Acesso em: 29 fev. 2016.

BRASIL. Decreto nº 70.465, de 27 de abril de 1972, Disponível em: <<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1970-1979/decreto-70465-27-abril-1972-418822-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 29 fev. 2016.

BRASIL. Decreto nº 72.148, de 30 de abril de 1973. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 30 abr. 1973. Seção 1, p. 9. Disponível em: <http://www.jusbrasil.com.br/diarios/3030204/pg-9-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-30-04-1973/pdfView>. Acesso em: 03 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 73.995, de 29 de abril de 1974. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 30 abr. 1974. Seção 1, p. 3. Disponível em: <http://www.jusbrasil.com.br/diarios/3061078/pg-3-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-30-04-1974/pdfView>. Acesso em: 03 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 6.147, de 29 de novembro de 1974. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/1970-1979/L6147impressao.htm>. Acesso em: 03 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 75.045, de 05 de dezembro de 1974. Disponível em: <<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1970-1979/decreto-75045-5-dezembro-1974-423588-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 03 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 75.679, de 29 de abril de 1975. Disponível em: <<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1970-1979/decreto-75679-29-abril-1975-424182-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 03 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 77.510, de 29 de abril de 1976. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 29 abr. 1976. Seção 1, p. 6. Disponível em: <http://www.jusbrasil.com.br/diarios/3221393/pg-6-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-29-04-1976/pdfView>. Acesso em: 03 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 79.610, de 28 de abril de 1977. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 29 abr. 1977. Seção 1, p. 4. Disponível em: <http://www.jusbrasil.com.br/diarios/3150088/pg-4-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-29-04-1977/pdfView>. Acesso em: 03 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 81.615, de 28 de abril de 1978. Disponível em: <<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1970-1979/decreto-81615-28-abril-1978-430637-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 03 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 83.375, de 30 de abril de 1979. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 30 abr. 1979. Seção 1, p. 2. Disponível em: <http://www.jusbrasil.com.br/diarios/3178897/pg-2-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-30-04-1979/pdfView>. Acesso em: 03 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 6.708, de 30 de outubro de 1979. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/1970-1979/L6708.htm>. Acesso em: 03 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 84.135, de 31 de outubro de 1979. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 31 out. 1979. Seção 1, p. 12. Disponível em: <http://www.jusbrasil.com.br/diarios/3379747/pg-12-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-31-10-1979/pdfView>. Acesso em: 03 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 84.674, de 30 de abril de 1980. Disponível em: <<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1980-1987/decreto-84674-30-abril-1980-434038-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 03 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 85.310, de 31 de outubro de 1980. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 31 out. 1980. Seção 1, p. 9. Disponível em: <<http://www.jusbrasil.com.br/diarios/3476475/pg-9-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-31-10-1980/pdfView>>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 85.950, de 29 de abril de 1981. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 30 abr. 1981. Seção 1, p. 5. Disponível em: <<http://www.jusbrasil.com.br/diarios/3320281/pg-5-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-30-04-1981/pdfView>>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 86.514, de 29 de outubro de 1981. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 30 out. 1981. Seção 1, p. 6. Disponível em: <<http://www.jusbrasil.com.br/diarios/3528751/pg-6-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-30-10-1981/pdfView>>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 87.139, de 29 de abril de 1982. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 30 abr. 1982. Seção 1, p. 3. Disponível em: <<http://www.jusbrasil.com.br/diarios/3331506/pg-3-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-30-04-1982/pdfView>>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 87.743, de 29 de outubro de 1982. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 01 nov. 1982. Seção 1, p. 1. Disponível em: <<http://www.jusbrasil.com.br/diarios/3517216/pg-1-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-01-11-1982/pdfView>>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 88.267, de 30 de abril de 1983. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 02 mai. 1983. Seção 1, p. 4. Disponível em: <<http://www.jusbrasil.com.br/diarios/3326887/pg-4-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-02-05-1983/pdfView>>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 88.930, de 31 de outubro de 1983. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 01 nov. 1983. Seção 1, p. 8. Disponível em: <<http://www.jusbrasil.com.br/diarios/3493724/pg-8-secao-1-diario-oficial-da-uniao-dou-de-01-11-1983/pdfView>>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 89.589, de 26 de abril de 1984. Disponível em:
<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1980-1987/decreto-89589-26-abril-1984-440055-publicacaooriginal-1-pe.html>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 90.381, de 29 de outubro de 1984. Disponível em:
<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1980-1987/decreto-90381-29-outubro-1984-440657-publicacaooriginal-1-pe.html>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 91.213, de 30 de abril de 1985. Disponível em:
<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1980-1987/decreto-91213-30-abril-1985-441352-publicacaooriginal-1-pe.html>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 91.861, de 1º de novembro de 1985. Disponível em:
<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1980-1987/decreto-91861-1-novembro-1985-442031-publicacaooriginal-1-pe.html>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto-lei nº 2.284, de 10 de março de 1986. Disponível em:
http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto-lei/Del2284.htm. Acesso em: 04 mar. 2016

BRASIL. Portaria nº 3.019, de 03 de fevereiro de 1987. **Ministério de Estado do Trabalho.** Poder Executivo, Brasília, DF. Disponível em:
<http://www.fiscosoft.com.br/g/6lc2/portaria-ministro-de-estado-do-trabalho-mtb-n-3019-de-03021987>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 94.062, de 27 de fevereiro de 1987. Disponível em:
<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1980-1987/decreto-94062-27-fevereiro-1987-444337-publicacaooriginal-1-pe.html>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Portaria nº 3.149, de 18 de maio de 1987. **Ministério de Estado do Trabalho.** Poder Executivo, Brasília, DF. Disponível em:
<http://www.fiscosoft.com.br/g/6lc4/portaria-ministro-de-estado-do-trabalho-mtb-n-3149-de-18051987>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto-lei nº 2.351, de 07 de agosto de 1987. Disponível em:
http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto-lei/Del2351.htm. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto-lei nº 2.352, de 07 de agosto de 1987. Disponível em:
https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto-lei/1965-1988/Del2352.htm. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 94.815, de 1º de setembro de 1987. Disponível em:
<<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1980-1987/decreto-94815-1-setembro-1987-445717-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 94.989, de 30 de setembro de 1987. Disponível em:
<https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/1980-1989/1985-1987/D94989.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 95.092, de 29 de outubro de 1987. Disponível em:
<<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1980-1987/decreto-95092-29-outubro-1987-445470-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 95.307, de 30 de novembro de 1987. Disponível em:
<<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1980-1987/decreto-95307-30-novembro-1987-446067-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 95.579, de 29 de dezembro de 1987. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/1980-1989/1985-1987/D95579.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016

BRASIL. Decreto nº 95.686, de 29 de janeiro de 1988. Disponível em:
<<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1988/decreto-95686-29-janeiro-1988-446364-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 95.758, de 29 de fevereiro de 1988. Disponível em:
<<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1988/decreto-95758-29-fevereiro-1988-445815-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 95.884, de 29 de março de 1988. Disponível em:
<<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1988/decreto-95884-29-marco-1988-446291-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 95.987, de 28 de abril de 1988. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/1980-1989/D95987.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 96.107, de 31 de maio de 1988. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/1980-1989/D96107.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 96.235, de 29 de junho de 1988. Disponível em:
<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1988/decreto-96235-29-junho-1988-446839-publicacaooriginal-1-pe.html>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 96.442, de 29 de julho de 1988. Disponível em:
http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/1980-1989/D96442.htm. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 96.625, de 31 de agosto de 1988. Disponível em:
<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1988/decreto-96625-31-agosto-1988-447356-publicacaooriginal-1-pe.html>. Acesso em: 04 mar. 2016

BRASIL. Decreto nº 96.857, de 29 de setembro de 1988. Disponível em:
https://www.planalto.gov.br/cCivil_03/decreto/1980-1989/D96857.htm. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 97.024, de 31 de outubro de 1988. Disponível em:
https://www.planalto.gov.br/cCivil_03/decreto/1980-1989/D97024.htm. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 97.151, de 30 de novembro de 1988. Disponível em:
<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1988/decreto-97151-30-novembro-1988-447613-publicacaooriginal-1-pe.html>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 97.385, de 22 de dezembro de 1988. Disponível em:
http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/1980-1989/D97385.htm. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 97.453, de 15 de janeiro de 1989. Disponível em:
<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1989/decreto-97453-15-janeiro-1989-447958-publicacaooriginal-1-pe.html>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 97.696, de 27 de abril de 1989. Disponível em:
<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1989/decreto-97696-27-abril-1989-448101-publicacaooriginal-1-pe.html>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 7.789, de 03 de julho de 1989. Disponível em:
<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1970-1979/decreto-75045-5-dezembro-1974-423588-publicacaooriginal-1-pe.html>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 97.915, de 06 de julho de 1989. Disponível em:
<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1989/decreto-97915-6-julho-1989-448368-publicacaooriginal-1-pe.html>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 98.003, de 31 de julho de 1989. Disponível em:
<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1989/decreto-98003-31-julho-1989-448721-publicacaooriginal-1-pe.html>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 98.108, de 31 de agosto de 1989. Disponível em:
<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1989/decreto-98108-31-agosto-1989-439389-publicacaooriginal-1-pe.html>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 98.211, de 29 de setembro de 1989. Disponível em:
<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1989/decreto-98211-29-setembro-1989-439429-norma-pe.html>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 98.346, de 30 de outubro de 1989. Disponível em:
https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/1980-1989/D98346.htm. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 98.456 de 1º de dezembro de 1989. Disponível em:
http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/1980-1989/D98456.htm. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 98.783, de 28 de dezembro de 1989. Disponível em:
http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/1980-1989/D98783.htm. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 98.900, de 31 de janeiro de 1990. Disponível em:
http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/1990-1994/D98900.htm. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Decreto nº 98.985, de 28 de fevereiro de 1990. Disponível em:
<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1990/decreto-98985-28-fevereiro-1990-328493-publicacaooriginal-1-pe.html>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 292, de 03 de janeiro de 1991. Disponível em:
<http://presrepublica.jusbrasil.com.br/legislacao/108783/medida-provisoria-292-91>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 295, de 31 de janeiro de 1991. Disponível em: <<http://www2.camara.leg.br/legin/fed/medpro/1991/mediaprovisoria-295-31-janeiro-1991-371522-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 8.178, de 1º de março de 1991. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L8178.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 8.222, de 05 de novembro de 1991. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L8222.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 8.276, de 19 de dezembro de 1991. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/1989_1994/L8276.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 8.419, de 07 de maio de 1992. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/1989_1994/L8419.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 8.542, de 23 de dezembro de 1992. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L8542.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 8.800, de 27 de maio de 1994. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L8880.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 598, de 31 de agosto de 1994. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/mpv/1990-1995/598.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 9.032, de 28 de abril de 1995. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L9032.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 9.063, de 14 de junho de 1995. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L9063.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 1.415, de 29 de abril de 1996. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/mpv/Antigas/1415.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 1.572, de 29 de abril de 1997. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/mpv/Antigas/1572.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 1.656, de 29 de abril de 1998. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/mpv/Antigas/1656.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 1.824, de 30 de abril de 1999. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/mpv/Antigas/1824.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 2.019, de 23 de março de 2000. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/mpv/Antigas/2019.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 9.971, de 18 de maio de 2000. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L9971.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 2.142, de 29 de março de 2001. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/mpv/Antigas_2001/2142.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 2.194-6, de 23 de agosto de 2001. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/mpv/2194-6.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 35, de 27 de março de 2002. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/mpv/Antigas_2002/35.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 10.525, de 06 de agosto de 2002. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/2002/L10525.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 116, de 02 de abril de 2003. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/mpv/Antigas_2003/116.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 10.699, de 09 de julho de 2003. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/2003/L10.699.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 182, de 29 de abril de 2004. Diponível em:
<https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2004-2006/2004/Mpv/182.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 10.888, de 24 de junho de 2004. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2004/lei/l10.888.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 248, de 20 de abril de 2005. Disponível em:
<http://www.trtsp.jus.br/geral/tribunal2/LEGIS/MPV/248_05.html>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 11.164, de 18 de agosto de 2005. Disponível em:
<<http://presrepublica.jusbrasil.com.br/legislacao/96471/lei-11164-05>>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 288, de 30 de março de 2006. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2006/Mpv/288.htm> Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 11.321, de 07 de julho de 2006. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2006/Lei/L11321.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 362, de 29 de março de 2007. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2007-2010/2007/Mpv/362.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 11.498, de 28 de junho de 2007. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2007-2010/2007/Lei/L11498.htm>. Acesso em: 05 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 421, de 29 de fevereiro de 2008. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2007-2010/2008/Mpv/421.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 11.709, de 19 de junho de 2008. Disponível em:
<https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2008/lei/l11709.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 456, de 30 de janeiro de 2009. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2007-2010/2009/Mpv/456.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 11.944, de 28 de maio de 2009. Disponível em:
<https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2009/lei/l11944.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 474, de 23 de dezembro de 2009. Disponível em:
<https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2009/Mpv/474.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 12.255, de 15 de junho de 2010. Disponível em:
<https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2010/Lei/L12255.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Medida Provisória nº 516, de 30 de dezembro de 2010. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2007-2010/2010/Mpv/516.htm>. Acesso em: 04 mar. 2016.

BRASIL. Lei nº 12.382, de 25 de fevereiro de 2011. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2011-2014/2011/Lei/L12382.htm>. Acesso em: 14 mai. 2015.

BRASIL. Decreto nº 7.655, de 23 de dezembro de 2011. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2011-2014/2011/Decreto/D7655.htm>. Acesso em: 14 mai. 2015.

BRASIL. Decreto nº 7.872, de 26 de dezembro de 2012. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2011-2014/2012/Decreto/D7872.htm>. Acesso em: 14 mai. 2015

BRASIL. Decreto nº 8.166, de 23 de dezembro de 2013. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2011-2014/2013/Decreto/D8166.htm>. Acesso em: 14 mai. 2015.

BRASIL. Decreto nº 8.381, de 29 de dezembro de 2014. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2014/decreto/d8381.htm>. Acesso em: 14 mai. 2015.

BRASIL. Medida provisória nº 672, de 24 de março de 2015. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 25 mar. 2015. Seção 1, p. 3. Disponível em: <https://www.jusbrasil.com.br/diarios/88566724/dou-secao-1-25-03-2015-pg-3>. Acesso em: 15 mai. 2015.

BRASIL. Lei nº 13.152, de 29 de julho de 2015. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2015-2018/2015/Lei/L13152.htm>. Acesso em: 15 mai. 2016.

BRASIL. Decreto nº 8.618, de 29 de dezembro de 2015. Diponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2015-2018/2015/decreto/D8618.htm>. Acesso em: 15 mai. 2016

BRASIL. Decreto nº 8.948, de 29 de dezembro de 2016. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2015-2018/2016/decreto/D8948.htm>. Acesso em: 05 jan. 2017.

BROWN, Charles. Minimum wages, employment, and the distribution of income.In: ASHENFELTER, Orley; CARD, David. (Org.).**Handbook of Labor Economics**. v. 3. Princeton. Elsevier Science, 1999. p. 2101-2163.

BROWN, Charles; GILROY, Curtis; KOHEN, Andrew. **The effect of the minimum wage on employment and unemployment**. Journal of Economic Literature, v. 20, n. 2, p. 487-528, June 1982.

CACCIAMALI, M. C., PORTELA, A., FREITAS, E. O papel do salário mínimo nos anos 80: novas observações para o caso brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 48, n. 1, jan./mar. 1994.

CAMARGO, J. M.; SERRANO, F. **Os dois mercados:** homens e mulheres na indústria brasileira. Texto para Discussão, 46, PUC, 1983

CAMARGO, J. M. **Minimum wage in Brazil: theory, policy and empirical evidence**. Texto para Discussão, 67, PUC-Rio, 1984.

CAMARGO, J. M.; NERI, M.; REIS, M. C. **Emprego e produtividade no Brasil na década de noventa.** Texto para Discussão, 405, PUC-Rio, 1999.

CAMOLA, Margherita; MELLO, Luiz de. **How does decentralized minimum wage setting affect employment and informality? The case of Indonesia.** Review of Income and Wealth, v. 57, p. s79-s99, 2011

CAMPOS, S. H. O salário mínimo e a determinação da taxa de salários na economia brasileira: uma revisão da literatura existente. **Ensaios FEE.** Porto Alegre, v. 1, n. 13, p. 341-369, 1992.

CANELAS, Carla. **Minimum wage and informality in Ecuador.** Word Institute for Development Economics Research, working paper, n. 6, January 2014.

CARD, David; KRUEGER, Alan. **Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania.** The American Economic Review, v. 84, n. 4, September 1994.

CARDOSO, E. Cyclical variations of earnings inequality in Brazil. **Revista de Economia Política**, v. 13, n. 4, (52), p. 112-123, 1993.

CARNEIRO, G. C. **Are minimum wages to blame for informality in the labour market?** Empirica, 2004, v. 31, p. 295-306.

CARNEIRO, PEREIRA. As grandiosas comemorações do dia do trabalho. **Jornal do Brasil**, Ano L, N. 102. Rio de Janeiro, p. 9, 3 mai. 1940. Disponível em: <<https://news.google.com/newspapers?nid=0qX8s2k1IRwC&dat=19400503&printsec=frontpage&hl=pt-BR>>. Acesso em: 22 de fev. 2016.

Governo Unifica Salário Mínimo. **Jornal do Brasil.** Ano XCIV, n. 19. Rio de Janeiro, p. 15, 27 abr. 1984. Disponível em: <<https://news.google.com/newspapers?nid=0qX8s2k1IRwC&dat=19840427&printsec=frontpage&hl=pt-BR>>. Acesso em: 22 de fev. 2016.

CORSEUIL, C. H.; SERVO, L. M. S. **Salário mínimo e bem-estar social no Brasil: uma resenha da literatura.** Texto para Discussão, 880, IPEA, 2002.

DINKELMAN, Taryn; RANCHHOD, Vimal. **Evidence on the impact of minimum wage laws in an informal sector: domestic workers in South Africa.** Journal of Development Economics, v. 99, p. 27-45, September 2012.

DROBNY, A., WELLS, J. Salário mínimo e distribuição de renda no Brasil: uma análise do setor de construção civil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 13, n. 2, p. 415-464, 1983.

EHRENBERG, R. G.; SMITH, R.S. **Modern labor economics: theory and public policy**. Glenview, Illinois. Scott, Foresman and Company, 1982.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W.J. **Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing**. Econometrica: Journal of the Econometric Society, p. 251-276, 1987.

ESTEVAO, Marcello; CARVALHO, Irineu de. **Institutions, informality, and wage flexibility: evidence from Brazil**. International Monetary Fund, working paper, n. 12/84, March 2012.

FÁVERO, L. P. L.; BELFIORE, P.; SILVA, F. L.; CHAN, B. L. **Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

FAJNZYLBER, Pablo. **Minimum wage effects throughout the wage distribution: Evidence from Brazil's formal and informal sectors**. Departamento de Economia e CEDEPLAR, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, MG. 2001.

FIGUEIRA, D. G. **História**. Editora Ática, São Paulo, 2003.

FOGUEL, M. N. **Uma análise dos efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho no Brasil**. 1997. 185f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, PUC-Rio, Rio de Janeiro, 1997.

_____. **Uma avaliação dos efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho no Brasil**. Texto para Discussão, 564, IPEA, 1998.

FOGUEL, M. N., RAMOS, L., CARNEIRO, F. **The impact of minimum wage on the labor market, poverty and fiscal budget in Brazil**. Texto para Discussão, 839, IPEA, 2001.

FONSECA, P. C. D. **O capitalismo em construção 1906 – 1954**. 1. ed. São Paulo: Editora Brasiliense, 1989.

GINDLING, T. H.; TERREL, Katherine. **Minimum wages, wages and employment in various sectors in Honduras**. Labour Economics, v. 16, i. 3, p. 291-303, June 2009.

GRANGER, Clive WJ. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 424-438, 1969.

GRAMLICH, Edward. **Impact of minimum wages on other wages, employment, and family incomes**. Brookings Papers on Economic Activity, v. 2, 1976.

GREMAUD, A. P. et al. Macroeconomia básica: determinação da renda nacional. In: LOPES, L. M.; VASCONCELLOS, M. A. S. de. (Org.). **Manual de macroeconomia: básico e intermediário**. São Paulo: Editora Atlas, 2000. p. 85-104.

GURAJATI, D. N. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre, RS: Bookman, 2011.

GUJARATI, D. N.; POTER, D. C. **Econometria básica**. Porto Alegre, RS: AMGH Editora LTDA, 2011.

HAM, Andrés. **Revisiting the effects of minimum wages in developing countries**: evidence from a particular policy change in Honduras. University of Illinois at Urbana-Champaign, 2013. Disponível em:
<http://salarioscdmx.sedecodf.gob.mx/documentos/bibliografia/6.pdf>. Acesso em: 15 jun. 2015.

HIRATA, G. I.; MACHADO, A. F. Conceito de informalidade/formalidade e uma proposta de tipologia. **Mercado de Trabalho**. IPEA: nov. 2007.

HOFFMANN, R. Considerações sobre a evolução recente da distribuição de renda no Brasil. **Revista de Administração de Empresas**, v. 13, n. 4, p. 7-18, 1973.

HOFFMANN, R. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979-97 e a influência da inflação e do salário mínimo. **Economia e Sociedade**, n. 11, p. 277-294, dez. 1998.

JOHANSEN, S. **Statistical analysis of cointegration vectors**. Journal of economic dynamics and control, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

JOHNSTON, Jack; DINARDO, John. **Métodos econométricos**. 4. ed. Lisboa: McGraw-Hill, 2001.

JONES, Patricia. **The impact of minimum wage legislation in developing countries where coverage is incomplete**. Working paper n. 98-2, University of Oxford, December 1997.

KAUFMAN, B. E. **Institutional economics and the minimum wage**: broadening the theoretical and policy debate. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 63, n. 3, April 2010.

KINGSTON, J. Os salários na indústria e a influência dos novos salários mínimos. **Revista Brasileira de Economia**, v. 8, n. 4, p. 61-78, 1954.

_____. O impacto do novo salário mínimo. **Revista Brasileira de Economia**, v. 12, n. 3, p. 45-61, 1958.

_____. Inflação e reajustamentos salariais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 13, n. 3, p. 5-23, 1959.

KOMATSU, B. K. **Salário mínimo, desigualdade e informalidade**. 2013. 133f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2013.

LEMOS, S. **The effects of minimum wages and employment in Brazil** – a menu of minimum wage variables. London: University College of London, 2001, mimeo.

LEMOS, Sara. **Are wage and employment effects robust to alternative minimum wage variables?** Working paper, n. 1070, University of Leicester and IZA Bonn, March 2004a.

LEMOS, Sara. **The effects of the minimum wage in the formal and informal sectors in Brazil**. Working paper, n. 1089, University of Leicester and IZA Bonn, March 2004b.

Liew, Venus Khim-Sen. **Which lag length selection criteria should we employ?** *Economics Bulletin*, v. 3, n. 33, p. 1-9, 2004.

MACEDO, R. B. M; GARCIA, M. E. **Observações sobre a política brasileira de salário mínimo.** Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia e Administração, Instituto de Pesquisas Econômicas, 1978.

MACEDO, R. M.; GARCIA, M. E. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil – comentário. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 3, p. 1013-1044, dez.1980.

MACHIN, Stephen; MANNING, Alan. **The effects of minimum wages on wage dispersion and employment:** evidence from the UK wages councils. **ILR Review**, v. 47, n. 2, p. 319-329, 1994.

MEGHIR, Costas; NARITA, Renata; ROBIN, Jean-Marc. **Wages and informality in developing countries.** National Bureau of Economic Research, 2012.

MACKINNON, J. G. **Critical values for cointegration tests.** Working paper, 1227, Queen's University, 1991.

MAGRUDER, J. R. **Can minimum wages cause a big push?** Evidence from Indonesia. **Journal of Development Economics**, v. 100, n. 1, p. 48-62, 2013.

MALONEY, William; MENDEZ, Jairo. **Measuring the impact of minimum wages:** evidence from Latin America. National Bureau of Economic Research, University of Chicago, August 2004.

MARGARIDO, Mario A. Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em séries econômicas no Brasil na década de 90. **Informações Econômicas, SP**, v. 31, n. 4, p. 7-22, 2001.

MAROCO, J. **Análise estatística com utilização do SPSS.** 5. ed. Lisboa: Silabo, 2011.

MENEZES-FILHO, Naercio; SCORZAFAVE, L. G.; Previsão da oferta e demanda por trabalho no Brasil – 2006-2015. **Centro de Políticas Públicas – Insper**, São Paulo, n. 5, jan./2013.

MINCER, Jacob. **Unemployment effects of minimum wages.** **Journal of Political Economy**, v. 84, n. 4, Part 2, p. 87-104, 1976.

MODIGLIANI, Franco; ANDO, A. **The ‘life cycle’ hypothesis of saving**: aggregate implications and tests. American Economic Review, v. 53, 1963.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Blucher, 2006.

MURAVYEV, Alexander; OSHCHEPKOV, A. Y. **Minimum wages, unemployment and informality**: evidence from panel data on Russian regions. 2013.

NERI, M. O reajuste do salário mínimo de maio de 1995. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 19., 1997, Recife. **Anais...** Recife: SBE, 1997.

NERI, M.; GONZAGA, G.; CAMARGO, J. M. Distribuição regional da efetividade do salário mínimo no Brasil. **Ensaios Econômicos**. Rio de Janeiro, n. 375, mar. 2000a.

NERI, M.; GONZAGA, G.; CAMARGO, J. M. **Efeitos informais do salário mínimo e pobreza**. 2000b.

NERI, M., GONZAGA, G., CAMARGO, J. M. Salário mínimo, efeito farol e pobreza. **Revista de Economia Política**, v. 21, n. 2, (82), p. 78-90, 2001.

NEUMARK, David; WASCHER, William. **Employment effects of minimum and subminimum wages**: panel data on state minimum wage laws. Industrial and Labor Relations Review, v. 46, n. 1, October 1992.

NEUMARK, David; WASCHER, William. **Minimum wages and employment**: a review of evidence from the new minimum wage research. NBR Working Paper Series, working paper n. 12.663, November 2006.

NORONHA, Eduardo G.; NEGRI, Fernanda de; ARTUR, Karen. Custos do trabalho, direitos sociais e competitividade industrial. **Tecnologia, exportação, e emprego**. Brasília: Ipea, 2006.

OLIVEIRA, H. S. de. A produção social da dimensão “metropolitana” do mercado de trabalho: agentes de sua (re)estruturação e o desafio das articulações entre as dinâmicas socioeconômica e do mercado de trabalho. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EMPLANEJAMENTO URBANO E REGIONAL, 13., 2009, Florianópolis. **Anais eletrônicos...** Florianópolis: ANPUR, 2009. Disponível em:<<http://www.anpur.org.br/anaisAbrir/59/1/anais-do-xiii-ena>>. Acesso em: 15 mai. 2015.

PEÑA, Ximena; MONDRAGÓN-VÉLEZ, Camilo; WILLS, Daniel. **Labor market rigidities and informality in Colombia**. Universidad de los Andes. Bogotá, 2009.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, Nov. 1989.

_____. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, B. B. **Cointegration for the applied economist**. New York, ST. Martin's Press, 1994. p. 113-146.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria: modelos e previsões**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. 6. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2005.

REIS, J., RAMOS, L. Quem ganha salário mínimo no Brasil? **Perspectiva da Economia Brasileira**, Rio de Janeiro, IPEA, 1994.

RIMA, I. **Labor markets, wages, and employment**. New York, NY: Norton, 1981.

ROLIM, Cassio. Impactos econômicos da adoção de um salário mínimo regional para o Estado do Paraná. **ENCONTRO DE ECONOMIA PARANAENSE**, v. 5, p. 1-13, 2007.

SABOIA, J. L. M. A controvérsia sobre o salário-mínimo e a taxa de salários na economia brasileira: novas evidências. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 5, n. 2, p. 39-66, abril-junho 1985.

SABOIA, João. Salário e produtividade na indústria brasileira: os efeitos da política salarial no longo prazo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro, v. 20, n. 3, p. 581-600, dez. 1990.

SABOIA, João. O salário mínimo e seu potencial para a melhoria da distribuição de renda no Brasil. In: BARROS, R. P. de.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, Gabriel. (Org.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: IPEA, v. 2. 2007. p. 479-497.

SANTOS, M. L. dos.; LÍRIO, V. S.; VIEIRA, W. C. **Microeconomia aplicada**. Visconde do Rio Branco, MG: Suprema, 2009.

SCHLABITZ, C. J. **A economia política do salário mínimo no Brasil**. 2014. 148f.
Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2014.

SERRANO, Franklin; SUMMA, Ricardo. A desaceleração rudimentar da economia brasileira desde 2011. **OIKOS** (Rio de Janeiro), v. 11, n. 2, 2012.

SEDLACEK, G. L; BARROS, R. P. de. **Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea**. IPEA/INPES, 1989.

SILBERMAN, J. I.; GAREY, C. D. **Determining legislative preferences on the minimum wage**: an economic approach. *Journal of Political Economy*, v. 84, n. 2, p. 317-330, April 1976.

SILVA, J. M.; SILVEIRA, E. S. **Apresentação de trabalhos acadêmicos**: normas e técnicas. 7. ed. Petrópolis, RJ: Editora Vozes, 2012.

SIMONSEN, M. H.; CYSNE, R. P. **Macroeconomia**. 1. ed. Rio de Janeiro: Ao Livro Técnico, 1989. p. 193-206.

SOARES, F. V. A existência e a direção de causalidade entre o rendimento dos trabalhadores não qualificados por posição na ocupação e o salário mínimo entre 1982 e 1995 – uma análise empírica. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMIA, 26., 1998, Vitória. **Anais...** Vitória: Anpec, 1998.

SOARES, Fabio Veras. **Minimum wage hikes and employment transitions in Brazil**. Mimeo. Ipea, 2004.

SOUZA, G. L.; TARGINO, Ivan. Política de salário mínimo e seus efeitos sobre o mercado de trabalho metropolitano brasileiro. **Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 4, n. 2, p. 299-334, 2005.

SOUZA, P. R.; BALTAR, P. E. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 3, p. 629-660, dez. 1979.

SOUZA, P. R.; BALTAR, P. E. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil - réplica. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 3, p. 1045-1058, dez. 1980.

STARR, G. **Minimum wage fixing**: an international review of practices and problems. International Labour Office, Genebra, 1981.

TAUCHEN, G. E. **Some evidence on cross-sector effects of the minimum wage.** Chicago Journals, v. 89, n. 3, p.529-547, June 1981.

VARIAN, H. R. **Microeconomia:** princípios básicos. 7. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

VASCONCELLOS, M. A. S.; GARCIA, M. E. **Fundamentos de economia.** 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2006.

VELLOSO, R. C. Salário mínimo e taxa de salários: o caso brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico.** Rio de Janeiro, v. 20, n. 3, p. 489-520, dez. 1990.

WALTMAN, Jerold; PITTMAN, Sarah. **The determinants of state minimum wage rates: a public policy approach.** Journal of Labor Research, v. 23, n. 1, p. 51-56, winter 2002.

WEDENOJA, Leigh. **The employment and wage effects of minimum wages in a context of informality and non-compliance:** evidence from Chile. Cornell University, 2013.

WELCH, Finis. **Minimum wage legislation in the United States.** Economic Inquiry, v. 12, n. 3, p. 285-318, 1974. Disponível em: <<http://www.rand.org/content/dam/rand/pubs/papers/2008/P5145.pdf>>. Acesso em: 27 mai. 2015.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria:** uma abordagem moderna. 4. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

APÊNDICE A – Testes estatísticos pós-estimação das regressões do Quadro (5)

Inicialmente é preciso que se considere a intuição de que as variáveis PIB e taxa real de juros possam ter forte correlação entre elas, e, dependendo do grau, o modelo poderia se comprometer pelo que se conhece como problema de multicolinearidade.

De acordo com Fávero (org., 2014), não existe um teste específico para determinar se há ou não tal problema que comprometa os resultados dos parâmetros estimados. Porém, uma estatística enormemente utilizada é o Fator de Inflacionamento da Variância (FIV)⁴⁵.

A Tabela (A.1) traz os resultados desse teste para todas as variáveis explicativas do modelo. O operador D significa que elas estão em primeira diferença, L evidencia que a série está na defasagem indicada pelo número que o segue, pois, como visto na descrição da metodologia do MVCR, ou VECM, essas transformações são feitas em todas as variáveis.

Tabela A.1 - Fator de inflacionamento da variância (FIV) das variáveis explicativas

Variáveis	FIV	1/FIV
L5Dlogyr	1.48	0.676567
L3Dlogyr	1.44	0.695991
L2Dlogyr	1.39	0.717502
L1Dlogsm_rm	1.36	0.736598
L1Dlogyr	1.34	0.748798
L4Dlogyr	1.30	0.771846
L5Dlogsm_rm	1.23	0.813485
L3Dlogsm_rm	1.22	0.819418
L4Dtx_real	1.22	0.822815
L1Dtx_real	1.19	0.838552
L5Dtx_real	1.19	0.839846
L4Dlogsm_rm	1.18	0.845933
L2Dtx_real	1.17	0.854313
L2Dlogsm_rm	1.14	0.873420
L3Dtx_real	1.11	0.901328
Média do FIV	1.26	

Notas: “L” significa que a série está defasada no número que segue a letra. Por exemplo, L5 significa que a série está em t-5. O “D” significa a aplicação de uma diferença nas séries, ou seja, são todas I(1). Log é a transformação logarítmica, yr é a série de PIB real, sm_rm é a razão entre o salário mínimo real e o rendimento médio real e tx_real é a taxa real de juros.

Fonte: resultados da pesquisa.

⁴⁵ Para maiores detalhes sobre a metodologia do cálculo do Fator de Inflacionamento da Variância (FIV) ver Wooldridge (2010, p. 95) ou Gujarati e Porter (2008, p. 337).

De acordo com Gujarati (2011), um FIV acima de 10 é indicativo de multicolinearidade. Já Fávero et al. (2009), sendo mais rigorosos, argumentam que um FIV acima de 5 também poderia indicar problemas de multicolinearidade. Observando os resultados da tabela anterior, comprova-se que esse não é um problema para essas variáveis explicativas.

O próximo passo é verificar se as variáveis dependentes e os resíduos estimados dos modelos possuem distribuição normal. A análise gráfica dos histogramas é um método amplamente utilizado, mas são apenas intuitivos. Já os métodos numéricos fornecem, de uma maneira mais objetiva, a possibilidade de se examinar a normalidade das variáveis (FÁVERO org., 2014). Inicialmente, têm-se os histogramas das quatro variáveis dependentes e, logo após, um teste numérico.

Nessa pesquisa foi utilizado o teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov, que, de acordo com Maroco (2011), é indicado para grandes amostras, e tem como nula a hipótese de que as séries possuem distribuição normal. A Tabela (A.2) traz os resultados para as variáveis dependentes.

Tabela A.2 - Teste Kolmogorov-Smirnov de normalidade nas variáveis dependentes

Variáveis dependentes	Valor-p do teste
$\Delta\logtx_{ativ}$	0,105
$\Delta\loggrau_{inf}$	0,957
$\Delta\logtx_{desemp}$	0,374
$\Delta\logtx_{inati}$	0,921

Nota: A hipótese nula, H_0 , do teste é de que a variável possui distribuição normal.

Fonte: resultados da pesquisa.

O valor-p do teste maior do que 5% para cada variável dependente não permite a rejeição da hipótese nula. Ou seja, assim como na intuição concebida com base na análise gráfica, o teste numérico de Kolmogorov-Smirnov confirma que todas as variáveis dependentes possuem distribuição normal.

Em seguida foram realizados os mesmos procedimentos para a verificação da distribuição normal dos resíduos estimados em cada regressão: primeiro os histogramas; em seguida, os resultados do teste estatístico de Kolmogorov-Smirnov.

Assim como para as variáveis dependentes, os resultados do teste numérico de normalidade de Kolmogorov-Smirnov para os resíduos estimados constam na Tabela (A.3).

Tabela A.3 - Teste Kolmogorov-Smirnov de normalidade nos resíduos estimados

Resíduos estimados	Valor-p do teste
$\hat{\varepsilon}_{t,tx_ativ}$	0,791
$\hat{\varepsilon}_{t,grau_inf}$	0,803
$\hat{\varepsilon}_{t,tx_desemp}$	0,552
$\hat{\varepsilon}_{t,tx_inati}$	0,726

Nota: A hipótese nula, H_0 , do teste é de que os resíduos estimados possuem distribuição normal.
Fonte: resultados da pesquisa.

Com um valor-p do teste para cada resíduo estimado maior do que 5%, a hipótese nula de que as séries possuem distribuição normal não pode ser rejeitada. Para testar se esses mesmos resíduos da tabela anterior se distribuem de tal forma que suas variâncias sejam constantes, aplicou-se dois teste de raízes unitárias sobre suas séries: o Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e o Phillips-Perron (PP). Os resultados são apresentados na Tabela (A.4). A estacionariedade dos erros estimados em cada regressão garante sua homocedasticidade.

Tabela A.4 - Teste DFA e PP para a homocedasticidade sobre os resíduos estimados

Resíduos estimados	DFA	PP
$\hat{\varepsilon}_{t,tx_ativ}$	-12,187	-12,227
$\hat{\varepsilon}_{t,grau_inf}$	-12,648	-12,648
$\hat{\varepsilon}_{t,tx_desemp}$	-12,798	-12,799
$\hat{\varepsilon}_{t,tx_inati}$	-12,272	-12,309

Notas: O valor crítico do teste a 1% é de -3,49, tanto para o DFA quanto para o PP. A hipótese nula, H_0 , dos testes é a de que os resíduos não são homocedásticos.

Fonte: resultados da pesquisa.

APÊNDICE B – Resultados completos das regressões da Tabela (8) e alguns testes estatísticos pré e pós-estimação

As Tabelas (B.1) a (B.6) trazem os resultados completos para a determinação de lags para as equações cujas variáveis explicadas são emprego total, emprego informal, emprego formal, desemprego total, População Economicamente Ativa e inativos, respectivamente.

Tabela B.1 – Critérios de informação para determinação de *lags* para as equações cuja variável dependente é *logemp_t*

Lags	Emprego total								
	(SM/RM)			Taxa de juros			PIB		
	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS
0	-7.003	-6.984	-6.955	-11.887	-11.868	-11.839	-6.695	-6.679	-6.654
1	-11.756	-11.697	-11.611	-16.424	-16.365	-16.280*	-11.684	-11.633	-11.560
2	-11.808	-11.710	-11.567	-16.398	-16.301	-16.158	-11.670	-11.586	-11.463
3	-11.754	-11.617	-11.416	-16.399	-16.263	-16.063	-11.659	-11.541	-11.370
4	-11.766	-11.590	-11.332	-16.387	-16.212	-15.955	-11.627	-11.476	-11.256
5	-11.756	-11.541	-11.225	-16.433	-16.219	-15.905	-11.693	-11.508	-11.239
6	-11.704	-11.449	-11.076	-16.464	-16.211	-15.840	-11.842	-11.624	-11.306
7	-11.640	-11.347	-10.916	-16.479	-16.187	-15.759	-12.095	-11.844	-11.477
8	-11.617	-11.284	-10.796	-16.463	-16.132	-15.647	-12.095	-11.810	-11.393
9	-11.601	-11.229	-10.684	-16.450	-16.080	-15.538	-12.129	-11.811	-11.346
10	-11.550	-11.139	-10.536	-16.472	-16.063	-15.464	-12.170	-11.818	-11.304
11	-11.631	-11.180	-10.521	-16.490	-16.042	-15.386	-12.387	-12.002	-11.439
12	-11.607	-11.117	-10.400	-16.445	-15.958	-15.245	-12.431	-12.012	-11.400
13	-12.146	-11.617	-10.843	-16.665	-16.139	-15.369	-12.959*	-12.507*	-11.846*
14	-12.102	-11.534	-10.703	-16.626	-16.061	-15.234	-12.917	-12.431	-11.721
15	-12.073	-11.466	-10.577	-16.583	-15.979	-15.095	-12.878	-12.358	-11.599
16	-12.077	-11.431	-10.484	-16.556	-15.913	-14.972	-12.909	-12.356	-11.548
17	-12.038	-11.353	-10.349	-16.491	-15.809	-14.810	-12.865	-12.278	-11.421
18	-12.023	-11.298	-10.237	-16.518	-15.797	-14.742	-12.854	-12.234	-11.328
19	-11.956	-11.192	-10.073	-16.479	-15.719	-14.607	-12.853	-12.199	-11.244
20	-11.943	-11.140	-9.964	-16.457	-15.658	-14.488	-12.828	-12.141	-11.137
21	-11.952	-11.110	-9.877	-16.420	-15.582	-14.356	-12.805	-12.084	-11.032
22	-11.906	-11.025	-9.734	-16.384	-15.507	-14.223	-12.823	-12.069	-10.967
23	-11.856	-10.935	-9.587	-16.367	-15.451	-14.111	-12.887	-12.099	-10.949
24	-11.922	-10.962	-9.557	-16.347	-15.393	-13.995	-12.929	-12.108	-10.908
25	-12.100	-11.101	-9.638	-16.389	-15.395	-13.941			
26	-12.232	-11.193	-9.673	-16.400	-15.367	-13.856			

(continua)

(continuação)

Lags	Emprego total						PIB		
	(SM/RM)			Taxa de juros			CIA	CIHQ	CIBS
	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS			
27	-12.170	-11.093	-9.515	-16.392	-15.321	-13.752			
28	-12.119	-11.002	-9.367	-16.353	-15.243	-13.617			
29	-12.098	-10.942	-9.250	-16.307	-15.158	-13.475			
30	-12.090	-10.895	-9.145	-16.378	-15.189	-13.449			
31	-12.060	-10.826	-9.019	-16.354	-15.126	-13.330			
32	-12.073	-10.800	-8.935	-16.412	-15.146	-13.292			
33	-12.114	-10.802	-8.880	-16.393	-15.088	-13.177			
34	-12.196	-10.844	-8.865	-16.341	-14.997	-13.029			
35	-12.182	-10.791	-8.755	-16.349	-14.966	-12.941			
36	-12.177	-10.747	-8.653	-16.287	-14.865	-12.783			
37	-12.146	-10.677	-8.525	-16.373	-14.911	-12.772			
38	-12.107	-10.598	-8.390	-16.405	-14.905	-12.708			
39	-12.105	-10.558	-8.292	-16.404	-14.865	-12.612			
40	-12.213	-10.627	-8.303	-16.368	-14.790	-12.480			
41	-12.218	-10.592	-8.211	-16.417	-14.800	-12.433			
42	-12.228	-10.563	-8.125	-16.449	-14.793	-12.369			
43	-12.215	-10.511	-8.015	-16.658	-14.964	-12.482			
44	-12.216	-10.472	-7.919	-16.706	-14.972	-12.434			
45	-12.284	-10.501	-7.891	-16.762	-14.989	-12.394			
46	-12.259	-10.438	-7.770	-16.790	-14.978	-12.326			
47	-12.313	-10.453	-7.728	-16.762	-14.911	-12.201			
48	-13.094	-11.194	-8.412	-16.840	-14.951	-12.184			
49	-13.143	-11.204	-8.364	-17.124	-15.195	-12.372			
50	-13.290	-11.311	-8.414	-17.696	-15.729	-12.848			
51	-13.403	-11.386	-8.431	-18.473	-16.467	-13.529			
52	-13.539	-11.482	-8.470	-18.439	-16.393	-13.399			
53	-14.007	-11.911	-8.841	-18.801	-16.717	-13.665			
54	-16.636	-14.501	-11.374	-19.632*	-17.509*	-14.400			
55	-17.117*	-14.942*	-11.759*						

Nota: os asteriscos indicam o menor número em cada critério de informação para cada variável independente.

Fonte: resultados da pesquisa.

Tabela B.2 – Critérios de informação para determinação de *lags* para as equações cuja variável dependente é *logemp_inf*

Lags	Emprego informal								
	(SM/RM)			Taxa de juros			PIB		
	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS
0	-5.341	-5.321	-5.290	-9.956	-9.936	-9.907	-3.551	-3.531	-3.501
1	-9.664	-9.601	-9.509	-14.314	-14.255	-14.169	-9.108	-9.047	-8.959
2	-9.650	-9.546	-9.393	-14.258	-14.160	-14.017	-9.250	-9.149	-9.002
3	-9.612	-9.466	-9.252	-14.289	-14.152	-13.951	-9.367	-9.226	-9.019
4	-9.578	-9.390	-9.115	-14.281	-14.105	-13.846	-9.351	-9.170	-8.904
5	-9.563	-9.334	-8.997	-14.277	-14.062	-13.746	-9.349	-9.127	-8.802
6	-9.528	-9.257	-8.859	-14.271	-14.016	-13.644	-9.397	-9.135	-8.752
7	-9.487	-9.174	-8.715	-14.305	-14.011	-13.581	-9.549	-9.247	-8.804
8	-9.430	-9.075	-8.555	-14.337	-14.004	-13.516	-9.518	-9.176	-8.674
9	-9.426	-9.030	-8.448	-14.320	-13.947	-13.402	-9.542	-9.160	-8.599
10	-9.423	-8.985	-8.342	-14.325	-13.914	-13.312	-9.641	-9.218	-8.598
11	-9.543	-9.064	-8.359	-14.301	-13.850	-13.190	-10.049	-9.586	-8.907
12	-9.506	-8.985	-8.219	-14.345	-13.856	-13.139	-9.995	-9.491	-8.753
13	-9.752	-9.189	-8.362	-14.343	-13.814	-13.039	-10.279	-9.735	-8.938
14	-9.698	-9.094	-8.205	-14.281	-13.713	-12.881	-10.262	-9.678	-8.821
15	-9.626	-8.980	-8.030	-14.225	-13.617	-12.728	-10.193	-9.569	-8.653
16	-9.580	-8.892	-7.882	-14.191	-13.545	-12.598	-10.172	-9.508	-8.533
17	-9.541	-8.812	-7.740	-14.188	-13.502	-12.498	-10.282	-9.577	-8.543
18	-9.486	-8.715	-7.581	-14.186	-13.461	-12.400	-10.267	-9.522	-8.429
19	-9.445	-8.632	-7.438	-14.173	-13.409	-12.291	-10.299	-9.513	-8.362
20	-9.483	-8.629	-7.373	-14.178	-13.375	-12.199	-10.306	-9.480	-8.270
21	-9.448	-8.552	-7.235	-14.128	-13.286	-12.053	-10.249	-9.382	-8.113
22	-9.510	-8.572	-7.194	-14.104	-13.223	-11.932	-10.280	-9.374	-8.045
23	-9.592	-8.612	-7.173	-14.190	-13.270	-11.921	-10.359	-9.413	-8.025
24	-9.593	-8.572	-7.071	-14.165	-13.205	-11.800	-10.508	-9.521	-8.074
25	-9.679	-8.616	-7.054	-14.199	-13.200	-11.737	-10.477	-9.450	-7.944
26	-9.649	-8.544	-6.921	-14.195	-13.157	-11.636	-10.492	-9.424	-7.859
27	-9.628	-8.481	-6.797	-14.196	-13.119	-11.541	-10.456	-9.348	-7.724
28	-9.720	-8.532	-6.786	-14.189	-13.072	-11.437	-10.416	-9.268	-7.585
29	-9.735	-8.505	-6.698	-14.124	-12.968	-11.276	-10.392	-9.204	-7.462
30	-9.708	-8.437	-6.569	-14.135	-12.940	-11.190	-10.591	-9.363	-7.562
31	-9.692	-8.379	-6.449	-14.256	-13.022	-11.215	-10.612	-9.343	-7.483
32	-9.633	-8.278	-6.287	-14.265	-12.992	-11.128	-10.558	-9.248	-7.329
33	-9.588	-8.192	-6.140	-14.205	-12.892	-10.970	-10.522	-9.172	-7.194
34	-9.669	-8.231	-6.117	-14.188	-12.837	-10.857	-10.487	-9.097	-7.060
35	-9.646	-8.166	-5.991	-14.294	-12.903	-10.867	-10.576	-9.146	-7.050
36	-10.124	-8.603	-6.367	-14.324	-12.894	-10.801	-10.534	-9.064	-6.909

(continua)

(continuação)

Lags	Emprego informal								
	(SM/RM)			Taxa de juros			PIB		
	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS
37	-10.177	-8.614	-6.317	-14.546	-13.076	-10.925	-10.526	-9.016	-6.801
38	-10.218	-8.613	-6.255	-14.545	-13.037	-10.828	-10.711	-9.160	-6.886
39	-10.235	-8.588	-6.168	-14.582	-13.035	-10.769	-10.656	-9.065	-6.732
40	-10.433	-8.745	-6.264	-14.710	-13.124	-10.800	-10.721	-9.090	-6.698
41	-10.657	-8.927	-6.385	-14.688	-13.063	-10.682	-10.847	-9.175	-6.724
42	-10.645	-8.873	-6.270	-15.079	-13.414	-10.976	-11.052	-9.340	-6.830
43	-10.674	-8.861	-6.196	-15.066	-13.362	-10.867	-11.381	-9.629	-7.060
44	-10.988	-9.133	-6.407	-15.041	-13.298	-10.745	-11.456	-9.663	-7.035
45	-11.099	-9.202	-6.415	-15.551	-13.769	-11.158	-11.591	-9.759	-7.071
46	-11.399	-9.461	-6.613	-15.618	-13.796	-11.128	-11.561	-9.688	-6.942
47	-12.772	-10.792	-7.882	-15.671	-13.810	-11.085	-12.358	-10.444	-7.639
48	-13.604	-11.582	-8.611	-15.760	-13.860	-11.078	-12.469	-10.515	-7.651
49	-19.289	-17.226	-14.193	-15.894	-13.954	-11.115	-13.336	-11.343	-8.419
50	.	.	.	-16.014	-14.036	-11.139	-14.690	-12.656	-9.674
51	-108.725	-106.599	-103.475	-16.445	-14.427	-11.473	-14.844	-12.770	-9.728
52	-110.198	-108.072	-104.948	-16.819	-14.763	-11.751	-16.967	-14.853	-11.752
53	-114.424	-112.298	-109.174	-17.757	-15.662	-12.592	.	.	.
54	-115.655	-113.529	-110.405	-18.407	-16.272	-13.145	-106.112	-103.937	-100.748
55	-114.992	-112.866	-109.742	-21.849*	-19.675*	-16.491*	-107.251	-105.076	-101.887
56	-116.047	-113.921	-110.797				-111.573	-109.398	-106.209
57	-115.220	-113.094	-109.970				-108.693	-106.518	-103.329
58	-117.562	-115.436	-112.312				-110.662	-108.487	-105.297
59	-116.722	-114.596	-111.472				-110.414	-108.239	-105.049
60	-117.365	-115.239	-112.115				-111.811*	-109.636*	-106.447*
61	-116.037	-113.912	-110.787						
62	-114.530	-112.404	-109.280						
63	-115.845	-113.720	-110.596						
64	-116.177	-114.051	-110.927						
65	-117.791*	-115.665*	-112.541*						
66	-116.179	-114.053	-110.929						

Nota: os asteriscos indicam o menor número em cada critério de informação para cada variável independente.

Fonte: resultados da pesquisa.

Tabela B.3 – Critérios de informação para determinação de *lags* para a equação cuja variável dependente é *logemp_f*

(continuação)

Emprego formal				Emprego formal			
<i>Lags</i>	(SM/RM)			<i>Lags</i>	(SM/RM)		
	CIA	CIHQ	CIBS		CIA	CIHQ	CIBS
0	-5.868	-5.847	-5.816	36	-11.305	-9.783	-7.548
1	-11.296	-11.234	-11.142	37	-11.315	-9.752	-7.455
2	-11.237	-11.133	-10.979	38	-11.280	-9.676	-7.317
3	-11.182	-11.036	-10.822	39	-11.458	-9.812	-7.392
4	-11.184	-10.997	-10.721	40	-11.570	-9.882	-7.401
5	-11.155	-10.926	-10.589	41	-11.789	-10.059	-7.517
6	-11.090	-10.819	-10.421	42	-11.817	-10.045	-7.442
7	-11.039	-10.726	-10.267	43	-11.896	-10.083	-7.418
8	-11.087	-10.733	-10.212	44	-12.070	-10.215	-7.489
9	-11.051	-10.655	-10.073	45	-12.866	-10.969	-8.182
10	-11.045	-10.607	-9.964	46	-13.617	-11.679	-8.830
11	-11.085	-10.606	-9.902	47	-13.845	-11.865	-8.955
12	-11.096	-10.575	-9.809	48	-17.513	-15.491	-12.520
13	-11.494	-10.931	-10.104	49	-21.107	-19.044	-16.012
14	-11.486	-10.881	-9.993	50	-62.730	-60.625	-57.531
15	-11.496	-10.850	-9.900	51	-103.746	-101.620	-98.496
16	-11.460	-10.772	-9.762	52	-102.133	-100.007	-96.883
17	-11.425	-10.695	-9.623	53	-109.576	-107.450	-104.326
18	-11.385	-10.614	-9.480	54	-108.148	-106.022	-102.898
19	-11.360	-10.548	-9.353	55	-110.465	-108.339	-105.215
20	-11.297	-10.443	-9.187	56	-109.035	-106.909	-103.785
21	-11.292	-10.396	-9.079	57	-110.911	-108.785	-105.661
22	-11.252	-10.314	-8.936	58	-108.924	-106.798	-103.674
23	-11.189	-10.209	-8.769	59	-108.451	-106.325	-103.201
24	-11.259	-10.238	-8.737	60	-109.618	-107.492	-104.368
25	-11.206	-10.143	-8.581	61	-109.945	-107.819	-104.695
26	-11.189	-10.084	-8.461	62	-112.086	-109.960	-106.836
27	-11.132	-9.986	-8.301	63	-110.261	-108.135	-105.011
28	-11.153	-9.965	-8.219	64	-112.104	-109.978	-106.854
29	-11.134	-9.905	-8.098	65	-112.477*	-110.351*	-107.227*
30	-11.109	-9.838	-7.970	66	-112.368	-110.242	-107.118
31	-11.157	-9.844	-7.915				
32	-11.160	-9.805	-7.814				
33	-11.351	-9.954	-7.902				
34	-11.297	-9.859	-7.745				
35	-11.327	-9.847	-7.673				

(continua)

Nota: os asteriscos indicam o menor número em cada critério de informação para cada variável independente.

Fonte: resultados da pesquisa.

Tabela B.4 – Critérios de informação para determinação de *lags* para as equações cuja variável dependente é *logdesemp_t*

Lags	(SM/RM)			Taxa de juros			PIB		
	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS
0	-3.790	-3.771	-3.742	-9.004	-8.985	-8.956	-2.098	-2.082	-2.058
1	-7.084	-7.024	-6.938	-11.740	-11.681	-11.595	-6.587	-6.538	-6.467
2	-7.081	-6.983	-6.838	-11.715	-11.617	-11.474	-6.632	-6.551	-6.432
3	-7.029	-6.891	-6.689	-11.710	-11.573	-11.373	-7.025	-6.911	-6.744
4	-6.975	-6.798	-6.538	-11.686	-11.510	-11.251	-6.993	-6.847	-6.632
5	-6.925	-6.708	-6.391	-11.686	-11.471	-11.155	-7.077	-6.897	-6.635
6	-6.877	-6.621	-6.246	-11.734	-11.479	-11.106	-7.120	-6.908	-6.598
7	-6.857	-6.561	-6.129	-11.714	-11.421	-10.990	-7.344	-7.099	-6.742
8	-6.803	-6.469	-5.978	-11.730	-11.397	-10.910	-7.324	-7.047	-6.642
9	-6.786	-6.411	-5.863	-11.688	-11.316	-10.771	-7.305	-6.995	-6.542
10	-6.762	-6.349	-5.743	-11.651	-11.240	-10.638	-7.316	-6.974	-6.473
11	-6.985	-6.532	-5.868	-11.632	-11.181	-10.522	-7.882	-7.507	-6.959
12	-6.966	-6.474	-5.753	-11.575	-11.085	-10.368	-7.944	-7.537	-6.941
13	-7.841	-7.309	-6.530	-12.109	-11.580	-10.806	-8.355*	-7.914*	-7.271*
14	-7.858	-7.286	-6.450	-12.080	-11.512	-10.680	-8.347	-7.874	-7.183
15	-7.838	-7.227	-6.333	-12.038	-11.430	-10.541	-8.348	-7.843	-7.104
16	-7.832	-7.182	-6.230	-12.023	-11.377	-10.430	-8.313	-7.775	-6.988
17	-7.766	-7.077	-6.067	-12.039	-11.354	-10.350	-8.289	-7.718	-6.884
18	-7.747	-7.018	-5.951	-12.114	-11.390	-10.328	-8.264	-7.660	-6.779
19	-7.697	-6.928	-5.803	-12.077	-11.313	-10.194			
20	-7.682	-6.875	-5.692	-12.045	-11.242	-10.066			
21	-7.655	-6.808	-5.568	-11.986	-11.143	-9.910			
22	-7.664	-6.777	-5.479	-12.009	-11.127	-9.837			
23	-7.632	-6.706	-5.350	-12.009	-11.089	-9.741			
24	-7.607	-6.642	-5.228	-12.049	-11.089	-9.684			
25	-7.806	-6.801	-5.330	-12.190	-11.191	-9.728			
26	-7.771	-6.727	-5.198	-12.158	-11.120	-9.600			
27	-7.722	-6.638	-5.052	-12.096	-11.019	-9.441			
28	-7.708	-6.585	-4.941	-12.099	-10.982	-9.347			
29	-7.665	-6.503	-4.800	-12.061	-10.906	-9.213			
30	-7.723	-6.522	-4.762	-12.119	-10.924	-9.174			
31	-7.767	-6.527	-4.709	-12.294	-11.060	-9.253			
32	-7.759	-6.479	-4.604	-12.272	-10.998	-9.134			
33	-7.750	-6.430	-4.497	-12.223	-10.911	-8.989			
34	-7.818	-6.459	-4.468	-12.228	-10.877	-8.897			
35	-7.803	-6.404	-4.356	-12.306	-10.915	-8.879			
36	-7.995	-6.558	-4.452	-12.314	-10.884	-8.790			

(continua)

(continuação)

Lags	Desemprego total						PIB		
	(SM/RM)			Taxa de juros			CIA	CIHQ	CIBS
	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS			
37	-7.967	-6.490	-4.327	-12.365	-10.896	-8.745			
38	-8.165	-6.649	-4.427	-12.328	-10.820	-8.611			
39	-8.187	-6.631	-4.352	-12.354	-10.807	-8.541			
40	-8.395	-6.800	-4.463	-12.311	-10.724	-8.401			
41	-8.416	-6.781	-4.386	-12.328	-10.702	-8.321			
42	-8.913	-7.239	-4.787	-12.509	-10.844	-8.406			
43	-8.998	-7.285	-4.775	-12.792	-11.088	-8.593			
44	-9.078	-7.325	-4.758	-12.978	-11.234	-8.681			
45	-9.129	-7.337	-4.711	-13.040	-11.258	-8.648			
46	-9.281	-7.449	-4.766	-13.075	-11.253	-8.586			
47	-9.538	-7.667	-4.926	-13.542	-11.681	-8.956			
48	-9.586	-7.675	-4.877	-13.611	-11.711	-8.929			
49	-9.897	-7.947	-5.091	-14.001	-12.061	-9.222			
50	-10.118	-8.129	-5.215	-14.062	-12.083	-9.186			
51	-10.296	-8.267	-5.295	-14.314	-12.296	-9.342			
52	-10.696	-8.628	-5.599	-15.492	-13.436	-10.424			
53	-11.872	-9.765	-6.678	-15.686	-13.590	-10.520			
54	-13.818	-11.672	-8.527	-16.862	-14.727	-11.600			
55	-52.360	-50.174	-46.971	-17.929*	-15.754*	-12.570*			
56	-112.743*	-110.537*	-107.306*						

Nota: os asteriscos indicam o menor número em cada critério de informação para cada variável independente.

Fonte: resultados da pesquisa.

Tabela B.5 – Critérios de informação para determinação de *lags* para as equações cuja variável dependente é *logPEA*

Lags	PEA								
	(SM/RM)			Taxa de juros			PIB		
	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS
0	-6.523	-6.506	-6.481	-12.669	-12.649	-12.621	-7.709	-7.690	-7.661
1	-11.815	-11.765*	-11.692*	-16.790	-16.731	-16.645	-11.770	-11.711	-11.625
2	-11.799	-11.715	-11.593	-16.747	-16.648	-16.504	-11.711	-11.613	-11.470
3	-11.757	-11.640	-11.468	-16.756	-16.618	-16.416	-11.748	-11.611	-11.410
4	-11.773	-11.623	-11.402	-16.796	-16.618	-16.359	-11.691	-11.515	-11.257
5	-11.861	-11.677	-11.408	-16.800	-16.583	-16.266	-11.719	-11.504	-11.188
6	-11.819	-11.601	-11.282	-16.790	-16.534	-16.159	-11.757	-11.503	-11.130
7	-11.794	-11.543	-11.176	-16.797	-16.501	-16.069	-11.917	-11.623	-11.193
8	-11.767	-11.482	-11.066	-16.768	-16.433	-15.943	-11.960	-11.627	-11.140
9	-11.804	-11.486	-11.020	-16.724	-16.350	-15.802	-11.940	-11.568	-11.023
10	-11.806	-11.455	-10.940	-16.705	-16.291	-15.685	-11.945	-11.534	-10.932
11	-11.930	-11.544	-10.981	-16.774	-16.321	-15.658	-12.291	-11.841	-11.181
12	-11.877	-11.458	-10.846	-16.736	-16.244	-15.523	-12.246	-11.757	-11.039
13	-12.024*	-11.572	-10.910	-16.792	-16.260	-15.481	-12.724	-12.195	-11.420
14	-12.006	-11.520	-10.810	-16.740	-16.169	-15.332	-12.745	-12.177	-11.345
15	-11.996	-11.476	-10.717	-16.680	-16.069	-15.175	-12.728	-12.121	-11.231
16	-11.945	-11.392	-10.584	-16.671	-16.021	-15.069	-12.699	-12.053	-11.106
17	-11.908	-11.321	-10.464	-16.625	-15.936	-14.926	-12.664	-11.978	-10.974
18	-11.896	-11.276	-10.370	-16.577	-15.848	-14.780	-12.622	-11.897	-10.836
19	-11.866	-11.212	-10.257	-16.581	-15.812	-14.687	-12.600	-11.836	-10.717
20	-11.826	-11.139	-10.135	-16.537	-15.729	-14.546	-12.567	-11.764	-10.588
21	-11.814	-11.094	-10.041	-16.506	-15.659	-14.419	-12.510	-11.668	-10.435
22	-11.771	-11.017	-9.915	-16.466	-15.580	-14.281	-12.600	-11.719	-10.428
23	-11.722	-10.935	-9.784	-16.500	-15.575	-14.219	-12.633	-11.712	-10.364
24	-11.690	-10.869	-9.669	-16.445	-15.480	-14.066	-12.681	-11.721	-10.316
25				-16.388	-15.384	-13.912	-12.863	-11.864	-10.401
26				-16.332	-15.288	-13.759	-12.854	-11.816	-10.296
27				-16.283	-15.199	-13.613	-12.860	-11.782	-10.205
28				-16.259	-15.136	-13.492	-12.820	-11.703	-10.068
29				-16.220	-15.058	-13.356	-12.768	-11.612	-9.920
30				-16.227	-15.025	-13.265	-12.732	-11.537	-9.787
31				-16.318	-15.077	-13.260	-12.848	-11.614	-9.807
32				-16.315	-15.034	-13.159	-12.797	-11.524	-9.659
33				-16.302	-14.982	-13.050	-12.770	-11.457	-9.536
34				-16.326	-14.967	-12.977	-12.724	-11.372	-9.393
35				-16.279	-14.881	-12.833	-12.690	-11.299	-9.262
36				-16.275	-14.837	-12.731	-12.681	-11.251	-9.157

(continua)

(continuação)

Lags	(SM/RM)			Taxa de juros			PIB		
	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS
37				-16.273	-14.795	-12.632	-12.777	-11.307	-9.156
38				-16.311	-14.794	-12.573	-12.768	-11.259	-9.051
39				-16.345	-14.789	-12.510	-12.837	-11.290	-9.024
40				-16.322	-14.727	-12.390	-12.921	-11.334	-9.011
41				-16.282	-14.647	-12.253	-12.954	-11.329	-8.948
42				-16.295	-14.621	-12.169	-12.918	-11.253	-8.815
43				-16.275	-14.561	-12.051	-12.990	-11.285	-8.790
44				-16.340	-14.587	-12.020	-13.008	-11.264	-8.711
45				-16.423	-14.631	-12.006	-13.023	-11.241	-8.630
46				-16.503	-14.671	-11.988	-13.049	-11.227	-8.559
47				-16.625	-14.754	-12.013	-13.123	-11.262	-8.537
48				-16.837	-14.927	-12.128	-13.673	-11.772	-8.990
49				-17.082	-15.132	-12.276	-13.798	-11.858	-9.019
50				-17.279	-15.290	-12.376	-13.901	-11.923	-9.026
51				-17.489	-15.460	-12.489	-14.232	-12.214	-9.260
52				-17.805	-15.736	-12.707	-14.479	-12.422	-9.410
53				-18.546	-16.439	-13.352	-15.660	-13.564	-10.495
54				-18.985	-16.839	-13.694	-16.157	-14.022	-10.895
55				.	.	.	-17.578*	-15.404*	-12.220*
56				-115.123*	-112.918*	-109.686*			

Nota: os asteriscos indicam o menor número em cada critério de informação para cada variável independente.

Fonte: resultados da pesquisa.

Tabela B.6 – Critérios de informação para determinação de *lags* para as equações cuja variável dependente é *loginati*

Lags	Inativos								
	(SM/RM)			Taxa de juros			PIB		
	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS
0	-7.471	-7.450	-7.421	-12.030	-12.010	-11.981	-4.882	-4.865	-4.841
1	-11.509	-11.448	-11.360	-16.078	-16.019	-15.932	-10.640	-10.590	-10.516
2	-11.455	-11.354	-11.207	-16.026	-15.928	-15.783	-10.706	-10.622	-10.500
3	-11.388	-11.247	-11.041	-16.046	-15.908	-15.706	-10.775	-10.657	-10.486
4	-11.381	-11.200	-10.934	-16.082	-15.905	-15.646	-10.809	-10.658	-10.438
5	-11.434	-11.212	-10.887	-16.090	-15.873	-15.556	-10.877	-10.693	-10.424
6	-11.372	-11.110	-10.726	-16.051	-15.795	-15.420	-10.917	-10.699	-10.381
7	-11.306	-11.004	-10.561	-16.040	-15.745	-15.312	-11.165	-10.914	-10.547
8	-11.290	-10.947	-10.445	-16.037	-15.702	-15.211	-11.171	-10.886	-10.469
9	-11.308	-10.925	-10.364	-15.990	-15.616	-15.067	-11.155	-10.837	-10.372
10	-11.298	-10.875	-10.255	-15.991	-15.577	-14.971	-11.146	-10.794	-10.280
11	-11.340	-10.877	-10.198	-16.049	-15.596	-14.933	-11.594	-11.208	-10.645
12	-11.294	-10.790	-10.052	-16.025	-15.533	-14.812	-11.622	-11.203	-10.590
13	-11.498	-10.954	-10.157	-16.060	-15.528	-14.749	-11.932	-11.479*	-10.818*
14	-11.496	-10.912	-10.055	-16.015	-15.444	-14.608	-11.937*	-11.451	-10.741
15	-11.452	-10.828	-9.912	-15.947	-15.337	-14.442	-11.926	-11.407	-10.648
16	-11.436	-10.771	-9.796	-15.897	-15.247	-14.295	-11.881	-11.328	-10.520
17	-11.369	-10.664	-9.630	-15.832	-15.142	-14.133	-11.848	-11.261	-10.404
18	-11.339	-10.594	-9.502	-15.800	-15.071	-14.004	-11.827	-11.207	-10.301
19	-11.282	-10.497	-9.345	-15.796	-15.028	-13.903	-11.803	-11.149	-10.194
20	-11.242	-10.416	-9.206	-15.757	-14.949	-13.767	-11.818	-11.130	-10.126
21	-11.243	-10.377	-9.108	-15.717	-14.870	-13.630	-11.810	-11.090	-10.037
22	-11.234	-10.328	-8.999	-15.698	-14.812	-13.514	-11.840	-11.086	-9.984
23	-11.182	-10.236	-8.848	-15.675	-14.749	-13.393	-11.869	-11.081	-9.930
24	-11.252	-10.265	-8.818	-15.606	-14.641	-13.228	-11.880	-11.058	-9.858
25	-11.204	-10.177	-8.671	-15.544	-14.540	-13.068			
26	-11.150	-10.083	-8.518	-15.485	-14.441	-12.912			
27	-11.134	-10.026	-8.402	-15.425	-14.342	-12.756			
28	-11.092	-9.944	-8.261	-15.386	-14.264	-12.619			
29	-11.056	-9.868	-8.126	-15.335	-14.173	-12.471			
30	-11.087	-9.859	-8.058	-15.361	-14.159	-12.400			
31	-11.039	-9.771	-7.910	-15.396	-14.155	-12.338			
32	-11.016	-9.707	-7.788	-15.420	-14.140	-12.265			
33	-11.019	-9.670	-7.691	-15.394	-14.074	-12.141			
34	-11.194	-9.804	-7.767	-15.377	-14.018	-12.027			
35	-11.171	-9.741	-7.645	-15.382	-13.984	-11.935			
36	-11.207	-9.737	-7.581	-15.428	-13.990	-11.884			

(continua)

(continuação)

Lags	Inativos						PIB		
	(SM/RM)			Taxa de juros			CIA	CIHQ	CIBS
	CIA	CIHQ	CIBS	CIA	CIHQ	CIBS			
37	-11.156	-9.646	-7.431	-15.527	-14.050	-11.887			
38	-11.253	-9.703	-7.429	-15.624	-14.107	-11.886			
39	-11.388	-9.797	-7.464	-15.704	-14.148	-11.869			
40	-11.355	-9.723	-7.331	-15.716	-14.121	-11.784			
41	-11.331	-9.660	-7.209	-15.675	-14.040	-11.646			
42	-11.301	-9.589	-7.079	-15.696	-14.022	-11.570			
43	-11.342	-9.590	-7.021	-15.719	-14.006	-11.496			
44	-11.614	-9.822	-7.193	-15.815	-14.062	-11.494			
45	-11.829	-9.997	-7.309	-15.773	-13.981	-11.356			
46	-12.479	-10.606	-7.860	-15.957	-14.125	-11.443			
47	-12.753	-10.840	-8.034	-16.042	-14.171	-11.430			
48	-13.319	-11.366	-8.501	-16.178	-14.267	-11.469			
49	-13.481	-11.487	-8.564	-16.476	-14.526	-11.670			
50	-14.524	-12.490	-9.508	-17.346	-15.357	-12.443			
51	-15.416	-13.342	-10.300	-17.591	-15.562	-12.591			
52	-15.957	-13.842	-10.741	-17.930	-15.862	-12.833			
53	-57.997	-55.842	-52.683	-18.548	-16.441	-13.354			
54	-113.954	-111.779	-108.590	-19.777	-17.630	-14.486			
55	-113.972	-111.797	-108.608	.	.	.			
56	-114.202	-112.027	-108.838	-116.838*	-114.632*	-111.401*			
57	-115.471	-113.296	-110.106						
58	-115.274	-113.099	-109.910						
59	-115.539*	-113.364*	-110.175*						
60	-113.667	-111.492	-108.302						

Nota: os asteriscos indicam o menor número em cada critério de informação para cada variável independente.

Fonte: resultados da pesquisa.

As Tabelas (B.7) a (B.12) trazem os resultados completos das estimativas das equações cujas variáveis explicadas são emprego total, emprego informal, emprego formal, desemprego total, População Economicamente Ativa e inativos, respectivamente. As explicativas são: a razão SM real/rendimento real médio, taxa real de juros e PIB. Excetuando a taxa real de juros, por motivos já expostos, todas elas estão em uma diferença (Δ) e em logaritmo (log).

Tabela B.7 – Resultados das três equações cuja variável dependente é $\Delta \log emp_t$

Emprego total					
$\Delta \log(SM/RM)$		Taxa de juros		$\Delta \log PIB$	
Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos
0,2115 (0,011)	-0,1961 (0,014)	0,8009 (0,000)	-1,0811 (0,000)	0,1033 (0,000)	-
t-6	t-13	t-2	t-1	t-2	
0,2565 (0,008)	-0,2056 (0,037)	0,9828 (0,000)	-0,9472 (0,000)	0,0531 (0,027)	-
t-7	t-14	t-4	t-3	t-3	
0,2742 (0,014)	-0,3038 (0,027)	0,2042 (0,014)	-1,3388 (0,000)	0,0646 (0,004)	-
t-8	t-17	t-5	t-10	t-4	
0,2422 (0,012)	-0,3831 (0,008)	0,3082 (0,001)	-1,2947 (0,000)	0,0620 (0,004)	-
t-29	t-18	t-7	t-12	t-5	
0,2852 (0,006)	-0,4445 (0,004)	0,9022 (0,000)	-0,3110 (0,000)	0,0484 (0,030)	-
t-30	t-19	t-8	t-13	t-6	
0,2616 (0,027)	-0,4292 (0,026)	2,6720 (0,000)	-0,7013 (0,000)	0,0906 (0,000)	-
t-31	t-20	t-11	t-19	t-12	
-	-	0,3670 (0,004)	-0,3308 (0,000)	-	-
		t-14	t-21		
-	-	1,0935 (0,000)	-1,2026 (0,000)	-	-
		t-23	t-22		
-	-	0,3977 (0,001)	-0,6404 (0,000)	-	-
		t-24	t-25		
-	-	0,2403 (0,027)	-0,9212 (0,000)	-	-
		t-26	t-28		
-	-	0,9884 (0,000)	-0,5544 (0,000)	-	-
		t-27	t-32		
-	-	0,7134 (0,000)	-0,4092 (0,000)	-	-
		t-29	t-35		

(continua)

(continuação)

Emprego total							
$\Delta \log(\text{SM/RM})$		Taxa de juros		$\Delta \log(\text{PIB})$			
Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos		
-	-	0,4234 (0,000) t-31	-0,6527 (0,000) t-37	-	-	-	-
-	-	0,2186 (0,030) t-34	-1,4568 (0,000) t-39	-	-	-	-
-	-	1,3525 (0,000) t-38	-0,4643 (0,005) t-44	-	-	-	-
-	-	1,1737 (0,000) t-40	-0,7745 (0,000) t-46	-	-	-	-
-	-	0,4227 (0,004) t-41	-0,7688 (0,000) t-50	-	-	-	-
-	-	0,2778 (0,026) t-45	-1,0853 (0,000) t-53	-	-	-	-
-	-	0,8969 (0,000) t-48	-	-	-	-	-
-	-	0,4549 (0,000) t-49	-	-	-	-	-
-	-	0,5100 (0,000) t-52	-	-	-	-	-
-	-	0,2183 (0,000) t-53	-	-	-	-	-
0,2552 Diminui: -0,0718	-0,3270	0,7099 Diminui: -0,1198	-0,8297	0,0703 Aumenta: 0,0703	-	-	-

Fonte: resultados da pesquisa.

Tabela B.8 – Resultados das três equações cuja variável dependente é $\Delta \log emp_inf$

Emprego informal					
$\Delta \log(SM/RM)$		Taxa de juros		$\Delta \log PIB$	
Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos
0,2342 (0,000)	-0,1657 (0,000)	1,0996 (0,000)	-2,7134 (0,000)	0,1262 (0,000)	-0,5612 (0,000)
t-4	t-1	t-3	t-1	t-1	t-2
0,0551 (0,000)	-0,1995 (0,000)	4,7746 (0,000)	-1,7458 (0,000)	0,6666 (0,000)	-0,3700 (0,000)
t-5	t-2	t-5	t-2	t-3	t-7
0,0382 (0,000)	-0,0844 (0,000)	1,7394 (0,000)	-1,8254 (0,000)	0,8451 (0,000)	-0,8959 (0,000)
t-13	t-3	t-6	t-8	t-4	t-8
0,1424 (0,000)	-0,1327 (0,000)	1,4753 (0,000)	-1,1681 (0,004)	1,3058 (0,000)	-0,2392 (0,000)
t-14	t-6	t-7	t-15	t-5	t-9
0,0315 (0,000)	-0,1402 (0,000)	3,0160 (0,000)	-2,7791 (0,000)	0,6438 (0,000)	0,4880 (0,000)
t-16	t-7	t-9	t-19	t-6	t-10
0,0045 (0,000)	-0,2790 (0,000)	3,0123 (0,000)	-2,2684 (0,000)	0,0795 (0,000)	-0,0370 (0,000)
t-17	t-8	t-10	t-23	t-15	t-11
0,0442 (0,000)	-0,0400 (0,000)	3,2918 (0,000)	-4,3606 (0,000)	0,1568 (0,000)	-0,5127 (0,000)
t-18	t-9	t-11	t-25	t-21	t-12
0,0255 (0,000)	-0,0142 (0,000)	6,1331 (0,000)	-3,7594 (0,000)	0,2460 (0,000)	-0,3236 (0,000)
t-22	t-10	t-12	t-27	t-24	t-13
0,0227 (0,000)	-0,0031 (0,000)	3,6135 (0,000)	-1,7447 (0,000)	0,4156 (0,000)	-0,2369 (0,000)
t-23	t-11	t-13	t-29	t-25	t-14
0,0357 (0,000)	-0,0245 (0,000)	4,2078 (0,000)	-1,4684 (0,000)	0,5317 (0,000)	-0,0064 (0,000)
t-30	t-12	t-14	t-31	t-30	t-16
0,3699 (0,000)	-0,0165 (0,000)	2,5639 (0,000)	-2,7284 (0,000)	1,4790 (0,000)	-0,6188 (0,000)
t-34	t-15	t-17	t-33	t-31	t-17
0,6495 (0,000)	-0,1118 (0,000)	3,5384 (0,000)	-1,7152 (0,000)	0,2632 (0,000)	-0,4758 (0,000)
t-35	t-19	t-18	t-40	t-32	t-18

(continua)

(continuação)

Emprego informal					
$\Delta \log(\text{SM/RM})$		Taxa de juros		$\Delta \log\text{PIB}$	
Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos
0,7961	-0,0862	0,4645	-3,2120	0,5032	-0,1256
(0,000)	(0,000)	(0,040)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
t-36	t-20	t-20	t-41	t-39	t-19
0,7078	-0,1185	0,9341	-2,1689	0,7102	-0,3707
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
t-37	t-21	t-21	t-42	t-40	t-20
0,2915	-0,2025	2,3401	-1,8388	0,5589	-0,3912
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
t-38	t-24	t-28	t-43	t-41	t-22
0,1917	-0,3564	3,1279	-5,9328	0,1075	-0,4123
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
t-39	t-25	t-30	t-45	t-48	t-23
0,2888	-0,4357	4,1831	-4,2417	0,4982	-0,4037
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
t-40	t-26	t-32	t-46	t-51	t-26
0,1124	-0,0413	2,1414	-0,6770	0,0076	-0,0831
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,002)	(0,000)	(0,000)
t-41	t-27	t-35	t-49	t-53	t-27
0,2289	-0,1054	5,1821	-0,4162	0,5172	-0,6533
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,012)	(0,000)	(0,000)
t-42	t-28	t-36	t-52	t-54	t-28
0,1518	-0,1006	2,0966	-1,0974	0,6300	-0,6504
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
t-43	t-29	t-37	t-53	t-55	t-29
0,0798	-0,2940	1,5291	-0,6489	0,4703	-0,1673
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
t-44	t-31	t-38	t-55	t-56	t-33
0,0712	-0,1536	1,4925	-	0,7287	-0,7290
(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
t-53	t-32	t-39		t-57	t-34
0,3157	-0,0463	2,6953	-	0,6422	-0,8751
(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)
t-54	t-33	t-47		t-58	t-35
0,1337	-0,3955	0,8886	-	-	-0,7129
(0,000)	(0,000)	(0,000)			(0,000)
t-55	t-45	t-48			t-36

(continua)

(continuação)

Emprego informal					
$\Delta \log(\text{SM/RM})$		Taxa de juros		$\Delta \log\text{PIB}$	
Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos
0,3798	-0,6149	0,9328	-	-	-0,0118
(0,000)	(0,000)	(0,000)			(0,000)
t-56	t-46	t-50			t-37
0,2237	-0,3743	0,6750	-	-	-0,0943
(0,000)	(0,000)	(0,000)			(0,000)
t-57	t-47	t-51			t-38
0,1118	-0,1981	-	-	-	-0,3701
(0,000)	(0,000)				(0,000)
t-58	t-48				t-42
0,1654	-0,3353	-	-	-	-0,3239
(0,000)	(0,000)				(0,000)
t-60	t-49				t-43
0,0838	-0,1644	-	-	-	-1,1635
(0,000)	(0,000)				(0,000)
t-61	t-50				t-44
0,0267	-0,2253	-	-	-	-0,4323
(0,000)	(0,000)				(0,000)
t-62	t-51				t-45
-	-0,0063	-	-	-	-0,7050
	(0,000)				(0,000)
	t-52				t-46
-	-0,2838	-	-	-	-0,2765
	(0,000)				(0,000)
	t-59				t-47
-	-0,0043	-	-	-	-0,1455
	(0,000)				(0,000)
	t-63				t-49
-	-0,0219	-	-	-	-0,0644
	(0,000)				(0,000)
	t-64				t-50
-	-0,0448	-	-	-	-0,0646
	(0,000)				(0,000)
	t-65				t-52
-	-	-	-	-	-0,2426
					(0,000)
					t-59

(continua)

(continuação)

Emprego informal							
$\Delta \log(\text{SM/RM})$		Taxa de juros		$\Delta \log\text{PIB}$			
Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos		
-	-	-	-	-	-0,2026 (0,000)		
0,1995 Aumenta: 0,0332	-0,1663	2,5826 Aumenta: 0,2726	-2,3100	0,5275 Aumenta: 0,1373	-0,3901	t-60	

Fonte: resultados da pesquisa.

Tabela B.9 – Resultado da equação
com variável dependente $\Delta \log emp_f$

Emprego formal		(continuação)	
Emprego formal		$\Delta \log(SM/RM)$	
Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos
0,1221	-0,1766	0,1464	-0,2210
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
t-1	t-4	t-25	t-27
0,0531	-0,2440	(0,000)	(0,000)
(0,000)	(0,000)	t-26	t-28
t-2	t-5	0,2035	-0,1273
0,1389	-0,2138	(0,000)	(0,000)
(0,000)	(0,000)	t-29	t-34
t-3	t-6	0,1416	-0,0917
0,0329	-0,0070	(0,000)	(0,000)
(0,000)	(0,000)	t-30	t-35
t-7	t-10	0,2150	-0,0672
0,0988	-0,0688	(0,000)	(0,000)
(0,000)	(0,000)	t-31	t-36
t-8	t-12	0,2031	-0,0369
0,1613	-0,3386	(0,000)	(0,000)
(0,000)	(0,000)	t-32	t-37
t-9	t-13	0,0039	-0,0378
0,0093	-0,2084	(0,000)	(0,000)
(0,000)	(0,000)	t-33	t-40
t-11	t-14	0,0635	-0,0351
0,0449	-0,0131	(0,000)	(0,000)
(0,000)	(0,000)	t-38	t-41
t-15	t-17	0,0474	-0,0228
0,1813	-0,1539	(0,000)	(0,000)
(0,000)	(0,000)	t-39	t-42
t-16	t-18	0,0115	-0,1433
0,0035	-0,1999	(0,000)	(0,000)
(0,000)	(0,000)	t-45	t-43
t-22	t-19	0,0915	-0,0088
0,0681	-0,3701	(0,000)	(0,000)
(0,000)	(0,000)	t-46	t-44
t-23	t-20	0,0256	-0,0164
0,1624	-0,1901	(0,000)	(0,000)
(0,000)	(0,000)	t-47	t-57
t-24	t-21		

(continua)

(continuação)

Emprego formal	
$\Delta \log(\text{SM/RM})$	
Efeitos positivos	Efeitos negativos
0,0110	-0,0124
(0,000)	(0,000)
t-48	t-60
0,1416	-0,0014
(0,000)	(0,000)
t-49	t-61
0,0652	-0,0722
(0,000)	(0,000)
t-50	t-64
0,0680	-
(0,000)	
t-51	
0,0672	-
(0,000)	
t-52	
0,1661	-
(0,000)	
t-53	
0,0435	-
(0,000)	
t-54	
0,1679	-
(0,000)	
t-55	
0,1527	-
(0,000)	
t-56	
0,0718	-
(0,000)	
t-58	
0,1348	-
(0,000)	
t-59	
0,0422	-
(0,000)	
t-62	

(continuação)

Emprego formal	
$\Delta \log(\text{SM/RM})$	
Efeitos positivos	Efeitos negativos
0,0929	-
(0,000)	
t-63	
0,0883	
(0,000)	
t-65	
0,0935	-0,1173
	Diminui: -0,0238

Fonte: resultados da pesquisa.

(continua)

Tabela B.10 – Resultados das três equações cuja variável dependente é $\Delta \log desemp_t$

Desemprego total							
$\Delta \log(SM/RM)$		Taxa de juros		$\Delta \log PIB$			
Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos		
0,2508	-4,5515	11,5604	-8,4383	-	-0,7225		
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,000)		
t-3	t-2	t-3	t-1		t-2		
1,2390	-0,0654	13,6723	-8,6862	-	-0,5723		
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)		(0,002)		
t-4	t-5	t-7	t-2		t-12		
2,1371	3,3202	1,5865	-6,8426	-	-		
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)				
t-7	t-6	t-9	t-4				
2,5139	-0,5547	3,6636	-1,4652	-	-		
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)				
t-8	t-13	t-10	t-5				
0,8880	-0,4003	1,5153	-1,9126	-	-		
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)				
t-10	t-16	t-12	t-6				
0,0886	-0,8340	10,2826	-10,6503	-	-		
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)				
t-11	t-18	t-14	t-8				
3,1824	-0,7230	12,6473	-8,3098	-	-		
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)				
t-12	t-19	t-16	t-11				
3,0375	-1,2030	9,1958	-7,8590	-	-		
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)				
t-14	t-20	t-18	t-13				
0,8356	-0,5373	11,9945	-10,0082	-	-		
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)				
t-15	t-21	t-20	t-15				
1,3951	-0,3172	12,8663	-8,5736	-	-		
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)				
t-17	t-22	t-23	t-17				
0,5424	-1,5749	11,4907	-6,0376	-	-		
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)				
t-27	t-23	t-27	t-19				
0,8024	-0,2806	17,5400	-6,1906	-	-		
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)				
t-28	t-24	t-30	t-21				

(continua)

(continuação)

Desemprego total					
$\Delta \log(\text{SM/RM})$		Taxa de juros		$\Delta \log\text{PIB}$	
Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos
0,8132	-0,4294	5,8261	-6,0369	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)		
t-29	t-25	t-33	t-22		
0,3431	-0,0153	8,9837	-8,3267	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)		
t-31	t-26	t-34	t-24		
2,8570	-0,8270	10,3951	-9,6582	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)		
t-32	t-30	t-37	t-25		
0,6194	-1,1225	10,5976	-5,2985	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)		
t-33	t-37	t-41	t-28		
0,2780	-1,3807	8,9332	-10,6475	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)		
t-34	t-38	t-43	t-29		
0,4406	-1,0515	3,6436	-2,8979	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)		
t-35	t-39	t-44	t-31		
1,5844	-0,2782	2,5619	-12,0877	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)		
t-36	t-40	t-45	t-32		
0,7699	-0,0669	12,6742	-7,5841	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)		
t-42	t-41	t-47	t-35		
0,7900	-3,0484	1,7319	-2,5772	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)		
t-45	t-43	t-51	t-36		
0,1336	-2,3949	9,3573	-10,3334	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)		
t-47	t-44	t-52	t-38		
0,0749	-0,3028	10,7685	-3,7313	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)		
t-48	t-46	t-54	t-40		
1,6046	-0,4548	-	-10,2580	-	-
(0,000)	(0,000)		(0,000)		
t-49	t-51		t-42		

(continua)

(continuação)

Desemprego total							
$\Delta \log(\text{SM/RM})$		Taxa de juros		$\Delta \log(\text{PIB})$			
Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos		
1,1589	-0,3419	-	-12,6231	-	-		
(0,000)	(0,000)		(0,000)				
t-50	t-53		t-46				
1,5883	-	-	-2,5369	-	-		
(0,000)			(0,000)				
t-52			t-48				
2,9777	-	-	-4,8327	-	-		
(0,000)			(0,000)				
t-54			t-49				
1,0173	-	-	-3,3478	-	-		
(0,000)			(0,000)				
t-55			t-50				
1,5694	-	-	-12,0345	-	-		
(0,000)			(0,000)				
t-56			t-53				
-	-	-	-10,1897	-	-		
			(0,000)				
			t-55				
1,2252	-1,0430	8,8473	-7,3325	-	-0,6224		
Aumenta: 0,1822		Aumenta: 1,5148			Diminui: -0,6224		

Fonte: resultados da pesquisa.

Tabela B.11 – Resultados das três equações cuja variável dependente é $\Delta \log PEA$

PEA					
$\Delta \log(SM/RM)$		Taxa de juros		$\Delta \logPIB$	
Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos
0,0374 (0,028)	-	1,7884 (0,000)	-2,1405 (0,000)	0,4168 (0,041)	-
t-4	-	t-2	t-1	t-24	-
-	-	2,1026 (0,000)	-1,0006 (0,000)	0,2096 (0,041)	-
-	-	t-4	t-3	t-43	-
-	-	1,4006 (0,000)	-0,4781 (0,000)	-	-
-	-	t-5	t-7	-	-
-	-	1,0501 (0,000)	-2,0514 (0,000)	-	-
-	-	t-6	t-10	-	-
-	-	0,6980 (0,000)	-0,7797 (0,000)	-	-
-	-	t-8	t-12	-	-
-	-	0,4569 (0,000)	-0,4029 (0,000)	-	-
-	-	t-9	t-13	-	-
-	-	2,1404 (0,000)	-1,7693 (0,000)	-	-
-	-	t-11	t-14	-	-
-	-	1,8539 (0,000)	-2,7309 (0,000)	-	-
-	-	t-15	t-16	-	-
-	-	1,0662 (0,000)	-0,0086 (0,000)	-	-
-	-	t-19	t-17	-	-
-	-	0,1730 (0,000)	-2,0611 (0,000)	-	-
-	-	t-21	t-18	-	-
-	-	0,7212 (0,000)	-1,1532 (0,000)	-	-
-	-	t-22	t-20	-	-
-	-	2,5993 (0,000)	-0,3951 (0,000)	-	-
-	-	t-23	t-28	-	-

(continua)

(continuação)

PEA					
$\Delta \log(SM/RM)$		Taxa de juros		$\Delta \logPIB$	
Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos
-	-	0,6995 (0,000)	-0,4234 (0,000)	-	-
-	-	t-24	t-30	-	-
-	-	1,5370 (0,000)	-0,8641 (0,000)	-	-
-	-	t-25	t-33	-	-
-	-	0,1331 (0,000)	-1,0707 (0,000)	-	-
-	-	t-26	t-36	-	-
-	-	0,7754 (0,000)	-0,9068 (0,000)	-	-
-	-	t-27	t-37	-	-
-	-	3,0940 (0,000)	-1,1650 (0,000)	-	-
-	-	t-29	t-39	-	-
-	-	0,3056 (0,000)	-1,1084 (0,000)	-	-
-	-	t-31	t-40	-	-
-	-	0,9233 (0,000)	-1,0619 (0,000)	-	-
-	-	t-32	t-41	-	-
-	-	0,8392 (0,000)	-1,1347 (0,000)	-	-
-	-	t-34	t-42	-	-
-	-	0,9243 (0,000)	-1,9656 (0,000)	-	-
-	-	t-38	t-43	-	-
-	-	1,1533 (0,000)	-2,0134 (0,000)	-	-
-	-	t-46	t-45	-	-
-	-	1,2925 (0,000)	-1,3708 (0,000)	-	-
-	-	t-47	t-50	-	-
-	-	1,5362 (0,000)	-1,0544 (0,000)	-	-
		t-48	t-51		

(continua)

(continuação)

PEA							
$\Delta \log(\text{SM/RM})$		Taxa de juros		$\Delta \log\text{PIB}$			
Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos		
-	-	3,5167 (0,000) t-49	-0,0080 (0,000) t-52	-	-	-	-
-	-	0,1066 (0,000) t-53	-4,0065 (0,000) t-54	-	-	-	-
-	-	1,8592 (0,000) t-55	-1,4292 (0,000) t-56	-	-	-	-
0,0374	-	1,2868	-1,2797	0,3132	-	Aumenta: 0,3132	-
Aumenta: 0,0374		Aumenta: 0,0071					

Fonte: resultados da pesquisa.

Tabela B.12 – Resultados das três equações cuja variável dependente é $\Delta \log(\text{inat})$

Inativos					
$\Delta \log(\text{SM/RM})$		Taxa de juros		$\Delta \log(\text{PIB})$	
Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos
0,3383 (0,000)	-0,3395 (0,000)	0,8840 (0,000)	-0,1202 (0,000)	-	-0,0573 (0,016)
t-1	t-7	t-1	t-2		t-11
0,073 (0,000)	-0,3907 (0,000)	1,3773 (0,000)	-0,4140 (0,000)	-	-0,0723 (0,002)
t-2	t-9	t-3	t-4		t-12
0,4589 (0,000)	-0,1911 (0,000)	0,2307 (0,000)	-1,2810 (0,000)	-	-
t-3	t-10	t-8	t-5		
0,0134 (0,000)	-0,0549 (0,000)	1,0011 (0,000)	-0,9188 (0,000)	-	-
t-4	t-11	t-10	t-6		
0,0322 (0,000)	-0,2718 (0,000)	0,3303 (0,000)	-0,3516 (0,000)	-	-
t-5	t-12	t-12	t-7		
0,1207 (0,000)	-0,1201 (0,000)	2,5388 (0,000)	-1,2922 (0,000)	-	-
t-6	t-13	t-14	t-9		
0,0245 (0,000)	-0,1840 (0,000)	2,1746 (0,000)	-0,8660 (0,000)	-	-
t-8	t-14	t-18	t-11		
0,1725 (0,000)	-0,3072 (0,000)	0,2198 (0,000)	-3,0721 (0,000)	-	-
t-16	t-15	t-19	t-13		
0,0555 (0,000)	-0,0818 (0,000)	0,6919 (0,000)	-0,8420 (0,000)	-	-
t-17	t-22	t-20	t-15		
0,2543 (0,000)	-0,1719 (0,000)	0,6065 (0,000)	-0,0911 (0,000)	-	-
t-18	t-25	t-22	t-16		
0,5212 (0,000)	-0,3516 (0,000)	0,8794 (0,000)	-0,9128 (0,000)	-	-
t-19	t-27	t-23	t-17		
0,1526 (0,000)	0,1381 (0,000)	0,0151 (0,000)	-0,7056 (0,000)	-	-
t-20	t-28	t-25	t-21		

(continua)

(continuação)

Inativos					
$\Delta \log(SM/RM)$		Taxa de juros		$\Delta \log(PIB)$	
Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos
0,2494	-0,2400	0,2965	-0,0298	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	-	-
t-21	t-29	t-26	t-24	-	-
0,0860	-0,2796	1,4630	-1,8163	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	-	-
t-23	t-30	t-28	t-27	-	-
0,1153	-0,2485	1,1572	-0,6426	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	-	-
t-24	t-32	t-32	t-29	-	-
0,0373	-0,0917	1,1750	-3,1729	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	-	-
t-26	t-33	t-34	t-31	-	-
0,0199	-0,1888	0,6725	-2,1007	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	-	-
t-31	t-34	t-38	t-33	-	-
0,0546	-0,2969	0,8108	-0,7506	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	-	-
t-36	t-35	t-40	t-35	-	-
0,0524	-0,3346	0,1596	-1,1251	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	-	-
t-38	t-37	t-41	t-36	-	-
0,0171	-0,0162	1,6105	-0,3734	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	-	-
t-39	t-40	t-42	t-37	-	-
0,0771	-0,0741	0,2654	-1,1802	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	-	-
t-41	t-42	t-43	t-39	-	-
0,1169	-0,0068	3,9814	-2,0816	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	-	-
t-43	t-51	t-44	t-45	-	-
0,2621	-0,0112	1,5764	-0,3732	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	-	-
t-44	t-52	t-46	t-48	-	-
0,2992	-0,1601	2,6104	-2,8084	-	-
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	-	-
t-45	t-53	t-52	t-49	-	-

(continua)

(continuação)

Inativos							
$\Delta \log(SM/RM)$		Taxa de juros		$\Delta \log(PIB)$			
Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos	Efeitos positivos	Efeitos negativos		
0,2689	-0,1522	0,6798	0,3973	-	-		
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)				
t-46	t-54	t-54	t-50				
0,0226	-0,2957	0,1220	-1,6678	-	-		
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)				
t-47	t-55	t-55	t-51				
0,1172	-0,1924	0,2617	-1,2604	-	-		
(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)				
t-48	t-56	t-56	t-53				
0,1474	-0,1652	-	-	-	-		
(0,000)	(0,000)						
t-49	t-58						
0,0176	-	-	-	-	-		
(0,000)							
t-50							
0,0990	-	-	-	-	-		
(0,000)							
t-57							
0,0563	-	-	-	-	-		
(0,000)							
t-59							
0,1414	-0,1913	1,0293	-1,1343	-	-0,0652		
Diminui: -0,0499		Diminui: -0,1050		Diminui: -0,0652			

Fonte: resultados da pesquisa.

Todos os testes pós-estimação apresentados no Apêndice (A) e que foram realizados para as regressões principais, cujos resultados constam no Quadro (8) do capítulo de resultados, foram igualmente replicados para as regressões das tabelas acima. Primeiramente os histogramas seguidos dos resultados numéricos do teste de Kolmogorov-Smirnov para as variáveis dependentes e dos resíduos estimados, todos atestando a normalidade de suas respectivas distribuições.

Depois, são apresentados os resultados do teste DFA e PP, assim como os gráficos com a distribuição temporal, dos resíduos, de onde se comprova a homocedasticidade desses. Importante ressaltar que cada regressão foi estimada em um número de *lags*, dessa forma, o número inicial da série para cada um dos

resíduos estimados foi adiantado, ou seja, as primeiras observações são perdidas nesse número de diferentes *lags* em cada caso.

Tabela B.13 - Teste Kolmogorov-Smirnov de normalidade nas variáveis dependentes das equações secundárias

Variáveis dependentes	Valores críticos do teste
$\Delta\text{logemp_t}$	0,187
$\Delta\text{logemp_inf}$	0,360
$\Delta\text{logemp_f}$	0,961
$\Delta\text{logdesemp_t}$	0,765
ΔlogPEA	0,910
$\Delta\text{loginati}$	0,518

Nota: A hipótese nula, H_0 , do teste é de que a variável se distribui tal como uma normal.

Fonte: resultados da pesquisa.

Os resultados dos valores críticos para cada variável dependente acima de 5% não permitem que a hipótese nula do teste seja rejeitada. Dessa forma, todas as séries testadas se distribuem tal como uma normal. Os mesmos testes foram aplicados aos resíduos estimados em cada equação. Primeiramente, uma análise gráfica sobre o comportamento distributivo de cada um, logo depois, o teste estatístico de Kolmogorov-Smirnov, onde os resultados dos valores críticos de todos eles também são maiores que 5% validando a hipótese nula do teste de que a distribuição é normal. Os gráficos e a tabela com os resultados seguem:

Tabela B.14 - Teste Kolmogorov-Smirnov de normalidade nos resíduos estimados das equações secundárias

Resíduos estimados	Valores críticos do teste
$\hat{\varepsilon}_{t,emp_t}^{SM/RM}$	0,256
$\hat{\varepsilon}_{t,emp_t}^r$	0,756
$\hat{\varepsilon}_{t,emp_t}^Y$	0,722
$\hat{\varepsilon}_{t,emp_inf}^{SM/RM}$	0,941
$\hat{\varepsilon}_{t,emp_inf}^r$	0,639
$\hat{\varepsilon}_{t,emp_inf}^Y$	0,918
$\hat{\varepsilon}_{t,emp_f}^{SM/SM}$	0,691
$\hat{\varepsilon}_{t,desemp_t}^{SM/RM}$	0,929
$\hat{\varepsilon}_{t,desemp_t}^r$	0,844
$\hat{\varepsilon}_{t,desemp_t}^Y$	0,983
$\hat{\varepsilon}_{t,PEA}^{SM/RM}$	0,847
$\hat{\varepsilon}_{t,PEA}^r$	0,854
$\hat{\varepsilon}_{t,PEA}^Y$	0,986
$\hat{\varepsilon}_{t,inati}^{SM/RM}$	0,556
$\hat{\varepsilon}_{t,inati}^r$	0,882
$\hat{\varepsilon}_{t,inati}^Y$	0,921

Nota: A hipótese nula, H_0 , do teste é de que o resíduo estimado se distribui tal como uma normal.
Fonte: resultados da pesquisa.

Aplicando-se testes de raízes unitárias sobre as séries desses resíduos estimados é possível se verificar se os mesmos possuem um comportamento estacionário, o que garantiria a homocedasticidade deles. A Tabela (15) traz esses resultados para a metodologia de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) e Phillips-Perron (PP). O primeiro valor corresponde às estatísticas calculadas em cada um, e sob cada um deles, entre parênteses, têm-se as estatísticas tabeladas, ou seja, as que

marcam o início da área de rejeição para cada caso. Valores calculados maiores dos que os tabelados indicam para a rejeição da hipótese nula do teste, de que os resíduos não são homocedásticos. Segue:

Tabela B.15 - Teste DFA e PP para a homocedasticidade dos resíduos estimados das equações secundárias

Resíduos estimados	DFA	PP
$\hat{\varepsilon}_{t,emp_t}^{SM/RM}$	-10,198 (-3,505)	-10,202 (-3,505)
$\hat{\varepsilon}_{t,emp_t}^r$	-8,840 (-3,506)	-8,703 (-3,506)
$\hat{\varepsilon}_{t,emp_t}^Y$	-12,429 (-3,492)	-12,426 (-3,492)
$\hat{\varepsilon}_{t,emp_inf}^{SM/RM}$	-	-101,000* (-19,803)
$\hat{\varepsilon}_{t,emp_inf}^r$	-36,278 (-3,506)	-60,567 (-3,506)
$\hat{\varepsilon}_{t,emp_inf}^Y$	-	-106,000* (-19,820)
$\hat{\varepsilon}_{t,emp_f}^{SM/SM}$	-	-101,000* (-19,803)
$\hat{\varepsilon}_{t,desemp_t}^{SM/RM}$	-	-110,000* (-19,833)
$\hat{\varepsilon}_{t,desemp_t}^r$	-17,052 (-3,506)	-27,967 (-3,506)
$\hat{\varepsilon}_{t,desemp_t}^Y$	-12,926 (-3,492)	-12,914 (-3,492)
$\hat{\varepsilon}_{t,PEA}^{SM/RM}$	-12,409 (-3,492)	-12,409 (-3,492)
$\hat{\varepsilon}_{t,PEA}^r$	-	-110,000* (-19,833)
$\hat{\varepsilon}_{t,PEA}^Y$	-17,058 (-3,506)	-19,204 (-3,506)
$\hat{\varepsilon}_{t,inati}^{SM/RM}$	-	-107,000* (-19,823)
$\hat{\varepsilon}_{t,inati}^r$	-	-110,000* (-19,833)
$\hat{\varepsilon}_{t,inati}^Y$	-12,450 (-3,492)	-12,464 (-3,492)

Notas: O valor crítico do teste a 1% é de -3,49, tanto para o DFA quanto para o PP. A hipótese nula, H_0 , dos testes é a de que os resíduos não são homocedásticos.

Fonte: resultados da pesquisa.