

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA

GERALDO LOPES DE SOUZA JÚNIOR

EFEITOS DO SALÁRIO MÍNIMO SOBRE O MERCADO
DE TRABALHO: UMA EXPLORAÇÃO EMPÍRICA PARA
REGIÕES METROPOLITANAS

JOÃO PESSOA – PB

2005

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA

GERALDO LOPES DE SOUZA JÚNIOR

EFEITOS DO SALÁRIO MÍNIMO SOBRE O MERCADO
DE TRABALHO: UMA EXPLORAÇÃO EMPÍRICA PARA
REGIÕES METROPOLITANAS

JOÃO PESSOA – PB

2005

GERALDO LOPES DE SOUZA JÚNIOR

EFEITOS DO SALÁRIO MÍNIMO SOBRE O MERCADO DE
TRABALHO: UMA EXPLORAÇÃO EMPÍRICA PARA REGIÕES
METROPOLITANAS

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba, em cumprimento às exigências para obtenção do grau de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia do Trabalho

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA

ORIENTADOR: PROF. DR. IVAN TARGINO MOREIRA

GERALDO LOPES DE SOUZA JÚNIOR

**EFEITOS DO SALÁRIO MÍNIMO SOBRE O MERCADO DE
TRABALHO: UMA EXPLORAÇÃO EMPÍRICA PARA REGIÕES
METROPOLITANAS**

Dissertação apresentada ao PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA do
Centro de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal da Paraíba em cumprimento às
exigências para obtenção do grau de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia do Trabalho

Resultado: _____

BANCA EXAMINADORA:

Professor Doutor Ivan Targino Moreira
Universidade Federal da Paraíba

Professor Doutor Sinézio Fernandes Maia
Universidade Federal da Paraíba

Professor Doutor Frederico Jayme Katz
Universidade Católica de Pernambuco

Aos meus pais, Geraldo e Rosalina em reconhecimento por toda uma vida de apoio, incentivo e amor, e à Simone em quem encontrei amor e paz, dedico.

AGRADECIMENTOS

Gostaria de expressar minha sincera gratidão a todos aqueles que, de alguma forma, tornaram possível a concretização deste trabalho, em especial:

A Deus, por ter me dado capacidade, força e condição física e espiritual, possibilitando vencer mais essa etapa em minha vida.

Aos meus pais, por todo apoio, dedicação, carinho e confiança, fundamentais em minha formação como ser humano, aos quais serei eternamente grato.

À minha noiva Simone, por seu amor, carinho, compreensão e principalmente paciência.

Ao meu orientador professor Ivan Targino Moreira pela troca de idéias nos momentos importantes e pelas contribuições na elaboração do trabalho. Seu espírito crítico e qualidade intelectual sempre foram e serão um guia importante para mim. Certamente, sua generosidade proporcionou a mim e a muitos colegas momentos de grande elevação e aprendizagem intelectual.

Ao professor Sinézio Fernandes Maia, que contribuiu muito para minha formação, incentivando-me ao longo de todo o curso.

Aos funcionários do Mestrado, principalmente à Terezinha Polari, pela contínua disposição em contribuir ao longo do curso.

Aos colegas de curso, especialmente aos amigos Vitor Borges Monteiro e Edward Martins Costa (Vavá). Tivemos momentos difíceis em nossa estadia, os quais foram superados em conjunto e, naturalmente, desfrutamos dos momentos felizes.

À CAPES, pelo auxílio financeiro durante o curso.

LISTA DE GRÁFICOS, TABELAS E QUADROS

Gráfico 1 – Fixação do salário mínimo no modelo neoclássico.....	21
Gráfico 2 – Oferta e demanda por trabalho no modelo com somente dois setores.....	23
Gráfico 3 – Curva de salários.....	31
Gráfico 4 – Curva de salários no curto e longo prazos.....	33
Gráfico 5 – Efeitos do salário mínimo.....	34
Gráfico 6 – Equilíbrio no mercado de trabalho monopsônico.....	36
Gráfico 7 – Determinação de salário e emprego para uma firma quando os recursos de supervisão são fixos.....	40
Gráfico 8 – Brasil: evolução do salário mínimo real – 1994-2004.....	56
Gráfico 9 – Resposta do grau de informalidade, da taxa de desemprego e da taxa de atividade a choques o valor do salário mínimo real – R.M. Recife.....	79
Gráfico 10 – Resposta do grau de informalidade, da taxa de desemprego e da taxa de atividade a choques o valor do salário mínimo real – R.M. Porto Alegre.....	80
Gráfico 11 – Resposta do grau de informalidade, da taxa de desemprego e da taxa de atividade a choques o valor do salário mínimo real – R.M. Rio de Janeiro.....	81
Gráfico 12 – Resposta do grau de informalidade, da taxa de desemprego e da taxa de atividade a choques o valor do salário mínimo real – R.M. São Paulo.....	82
Tabela 1 – Descrição das variáveis utilizadas nos modelos empíricos.....	72
Tabela 2 – Recife, Porto Alegre, Rio de Janeiro e São Paulo: Evolução anual da taxa de participação da população ocupada de cada Região Metropolitana no total do emprego das 6 Regiões Metropolitanas: 1994 – 2002.....	73
Tabela 3 – Recife, Porto Alegre, Rio de Janeiro e São Paulo: Evolução anual média da população ocupada de cada Região Metropolitana: 1994 – 2002.....	73
Tabela 4 – Evolução anual média da taxa de desemprego aberto (%): 1994 – 2002.....	74
Tabela 5 – Evolução anual média da taxa de atividade (%): 1994 – 2002.....	74
Tabela 6 – Evolução anual média do grau de informalidade: 1994 – 2002.....	75
Tabela 7 – Evolução anual média do rendimento médio nominal dos trabalhadores com carteira assinada e sem carteira assinada: 1994 – 2002.....	76
Tabela 8 – Estimativa dos coeficientes de relações contemporâneas – R.M. Recife.....	78
Tabela 9 – Estimativa dos coeficientes de relações contemporâneas – R.M. Porto Alegre.....	80

Tabela 10 – Estimativa dos coeficientes de relações contemporâneas – R.M. Rio de Janeiro.....	81
Tabela 11 – Estimativa dos coeficientes de relações contemporâneas – R.M. São Paulo.....	82
Tabela I – Resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Ampliado.....	93
Tabela II – Resultados dos testes de co-integração de Johansen e Juselius – R.M. Recife.....	94
Tabela III – Resultados dos testes de co-integração de Johansen e Juselius – R.M. Porto Alegre.....	94
Tabela IV – Resultados dos testes de co-integração de Johansen e Juselius – R.M. Rio de Janeiro.....	94
Tabela V – Resultados dos testes de co-integração de Johansen e Juselius – R.M. São Paulo.....	94
Quadro 1 – Resumo dos principais resultados dos modelos teóricos.....	41
Quadro 2 – Relação e conceito dos indicadores de desempenho do mercado de trabalho.....	44
Quadro 3 – Resumo dos principais resultados dos modelos empíricos.....	83
Quadro I – Escolha da defasagem do modelo VAR – R.M. Recife.....	95
Quadro II – Escolha da defasagem do modelo VAR – R.M. Porto Alegre.....	96
Quadro III – Escolha da defasagem do modelo VAR – R.M. Rio de Janeiro.....	97
Quadro IV – Escolha da defasagem do modelo VAR – R.M. São Paulo.....	98

SUMÁRIO

LISTA DE GRÁFICOS, TABELAS E QUADROS.....	viii
RESUMO.....	x
ABSTRACT.....	xi
INTRODUÇÃO.....	12
CAP. 1 – FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	17
1.1 – Introdução.....	17
1.2 – Modelo competitivo.....	17
1.2.1 – Modelo competitivo padrão.....	17
1.2.1.1 – A fixação do salário mínimo no modelo neoclássico.....	20
1.2.2 – Extensões do modelo básico.....	21
1.2.2.1 – Modelos com setores formal e informal nos mercados de fatores.....	22
1.2.2.2 – Modelos com firmas competitivas nos mercados de fatores e trabalhadores heterogêneos.....	29
1.3 – Modelo monopsonista.....	35
1.3.1 – Modelo monopsonista via salário de eficiência.....	37
CAP. 2 – PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS DA PESQUISA.....	43
2.1 – Base de dados.....	43
2.2 – Modelo empírico.....	43
2.3 – Procedimentos econométricos adotados para a especificação do modelo proposto.....	46
2.3.1 – Teste de raiz unitária.....	49
2.3.2 – Teste de co-integração.....	48
2.3.2.1 – Método de Johansen e Juselius.....	48
2.4 – Metodologia de auto-regressão vetorial.....	49
2.4.1 – Modelo VAR convencional.....	50
2.4.2 – Modelo VAR estruturados e/ou identificados.....	52
CAP. 3 – O DEBATE DO SALÁRIO MÍNIMO NO BRASIL.....	54
3.1 – Introdução.....	54
3.2 – Evolução do salário mínimo no Brasil.....	54
3.3 – O debate sobre o salário mínimo no Brasil.....	59
3.3.1 – A política de salário mínimo e seus efeitos sobre a determinação dos	

salários e distribuição salarial.....	60
3.3.2 – A política de salário mínimo e seus efeitos sobre o nível e a estrutura do emprego.....	69
CAP. 4 – SALÁRIO MÍNIMO, NÍVEL E ESTRUTURA DE EMPREGO NAS REGIÕES METROPOLITANAS: MENSURAÇÃO DOS IMPACTOS.....	72
4.1 – Algumas considerações sobre o nível e estrutura de emprego e rendimento dos trabalhadores.....	72
4.2 – Testes de raiz unitária.....	76
4.3 – Teste de co-integração.....	77
4.4 – Modelos VAR com identificação pelo processo de Bernanke.....	78
4.4.1 – Região Metropolitana do Recife.....	78
4.4.2 – Região Metropolitana de Porto Alegre.....	79
4.4.3 – Região Metropolitana do Rio de Janeiro.....	80
4.4.4 – Região Metropolitana de São Paulo.....	81
CONCLUSÃO.....	85
ANEXOS.....	88
REFERÊNCIAS.....	92

RESUMO

Esta dissertação teve como principal objetivo analisar os efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho metropolitano brasileiro. Mais especificamente, buscou-se verificar os efeitos do salário mínimo sobre o deslocamento de mão-de-obra para os estados de desemprego, informalidade e inatividade, considerando quatro Regiões Metropolitanas separadamente (Recife, Porto Alegre, Rio de Janeiro e São Paulo) no período de agosto de 1994 a dezembro de 2002. Determinou-se o sentido, a direção, a intensidade e a duração em que alterações no valor do salário mínimo real são transmitidas ao grau de informalidade, à taxa de desemprego e à taxa de atividade, através da estimação dos coeficientes de relações contemporâneas e das funções de impulso-resposta. O modelo proposto foi implementado utilizando-se testes de raiz unitária de Dickey-Fuller ampliado (ADF), de co-integração de Johansen e Juselius e método de Auto-Regressão Vetorial (VAR). Os resultados apontam para inter-relações contemporâneas semelhantes, porém, nem sempre estatisticamente significativas, quando se compara o desempenho de cada Região Metropolitana. Inter-relações contemporâneas negativas entre salário mínimo e grau de informalidade são observadas para as Regiões Metropolitanas do Recife e São Paulo, dando-se na direção oposta para Porto Alegre e Rio de Janeiro. Inter-relações entre salário mínimo e taxa de desemprego se deram de forma positiva para todas as regiões consideradas, isto é, assim como em alguns modelos teóricos, as evidências empíricas apontam para elevação na taxa de desemprego a partir de aumento no salário mínimo. Considerando inter-relações contemporâneas entre salário mínimo e taxa de atividade, observou-se o mesmo sentido na relação causal para as regiões consideradas, verificando que elevação no salário mínimo aumenta a taxa de atividade, ou seja, ocorre ingresso de mão-de-obra no mercado de trabalho. Nas funções de impulso-resposta, os resultados mais significativos também se diferenciam por Regiões Metropolitanas. No Recife e em São Paulo, um choque no salário mínimo afeta mais significativamente a taxa de desemprego, de forma que esta reage positivamente por quatro meses. Para as Regiões Metropolitanas do Rio de Janeiro e de Porto Alegre o impacto no salário mínimo se dá de maneira mais regular sobre o grau de informalidade e a taxa de atividade, ambas reagindo de forma positiva por 5 meses. Na Região Metropolitana de São Paulo todas as 3 variáveis se comportam de maneira regular ao impacto no salário mínimo, sendo que as taxas de desemprego e de atividade reagem de forma positiva, enquanto que grau de informalidade diminui.

Palavras-chave: Salário mínimo; Mercado de trabalho; Regiões Metropolitanas; Vetores auto-regressivos.

ABSTRACT

The objective of this dissertation was to analyze the effects of the minimum wage on the metropolitan Brazilian labour market. More specifically aims to analyze the effects of the minimum wage on the labour displacement for the unemployment, informality and inactivity, considering four Metropolitan Areas separately (Recife, Porto Alegre, Rio de Janeiro and São Paulo) in the period of August of 1994 to December of 2002. It was determined the sense, the direction, the intensity and the duration in that alterations in the value of the minimum wage real are transmitted to the informality degree, to the unemployment rate and the activity rate through contemporary relations coefficients estimation and impulse response functions. The proposed model was implemented by making use of tests for unit root of Augmented Dickey-Fuller (ADF), of co-integration of Johansen and Juselius and the method of Vector Auto-Regression (VAR). The results point for similar contemporary inter-relations, however, not always statistically significant when compare the performance in each Metropolitan Area. Negative contemporary inter-relations between minimum wage and informality degree are observed for the Metropolitan Areas of Recife and São Paulo, feeling in the opposite direction for Porto Alegre and Rio de Janeiro. Interrelations between minimum wage and unemployment rate happened in a positive way for all of the considerers areas, that is, as well as in some theoretical models the empiric evidences point for elevation in the unemployment rate starting from elevation in the minimum wage. Considering contemporary inter-relations between minimum wage and activity rate, the same sense was observed in the causal relationship for the considered areas, verifying that elevation in the minimum wage increases the activity rate, in other words, it happens labour entrance in the labour market. In the impulse response functions, the most significant results also differ for Metropolitan Areas. In Recife and in São Paulo a shock in the minimum wage affects the unemployment rate more significantly, so that this reacts positively for four months. For the Metropolitan Areas of Rio de Janeiro and of Porto Alegre the impact in the minimum wage feels in a more regular way on the informality degree and the activity rate, both reacting in a positive way for five months. In the Metropolitan Area of São Paulo all the three variables if they hold from a regular way to the impact in the minimum wage, and the unemployment rates and of activity they react in a positive way, while informality degree decreases.

Keywords: Minimum wage; Labor market; Metropolitan Areas; Vector autoregressive.

INTRODUÇÃO

Uma das características que mais tem marcado a posição brasileira no cenário econômico é seu elevado nível de concentração de renda. Embora se reconheça que os determinantes desta elevada desigualdade sejam de natureza estrutural, diversos instrumentos de eficácia mais imediata têm sido utilizados como forma de aliviar a pobreza e reduzir as desigualdades. É em boa parte nesse contexto que deve ser inserida a política de salário mínimo¹ no Brasil.

Considerando o preço da mão-de-obra pouco qualificada, o salário mínimo tem uma variedade de efeitos sobre o mercado de trabalho e, portanto, sobre a economia. De fato, mudanças no seu valor alteram o preço relativo do fator trabalho e ocasionam um aumento de custos para as empresas. Nesse sentido, suas elevações tendem a provocar ajustes, os quais podem levar a modificações significativas nos níveis de salário e emprego, na qualificação média da mão-de-obra, no nível de lucros, na taxa de inflação, entre outros. Além disso, uma vez que a legislação nem sempre é cumprida, aumentos no salário mínimo podem provocar efeitos indesejáveis sobre o grau de informalidade, isto é, tais aumentos podem gerar deslocamentos de trabalhadores para o segmento informal do mercado de trabalho. Na realidade, é essencialmente a partir da combinação desses efeitos que o salário mínimo provoca alterações sobre a estrutura de renda e emprego da economia.

Tendo sido instituído no início dos anos 40, o salário mínimo brasileiro foi definido como a remuneração mínima capaz de satisfazer as necessidades básicas de todo trabalhador adulto, independentemente de seu sexo ou região de moradia. Embora esta definição tenha se mantido praticamente inalterada ao longo da história do mínimo brasileiro, ela não necessariamente tem baseado a escolha do valor do mínimo. De fato, outros fatores de natureza econômica e política têm influenciado significativamente a fixação do valor do mínimo no Brasil. Entre eles, cabe mencionar pelo menos três.

Em primeiro lugar, aparece a questão de se a escolha do nível do salário mínimo se baseia no atendimento das necessidades básicas do trabalhador, ignorando seus possíveis reflexos sobre o mercado de trabalho. Ao definir o salário mínimo como o volume mínimo de recursos capaz de garantir o atendimento das necessidades normais do trabalhador, esta visão se baseia apenas na definição de um conjunto de necessidades básicas e na avaliação de seus custos. Nesse sentido, poder-se-ia dizer que o nível do mínimo é calculado a partir de um

¹ Entende-se por política de salário mínimo a fixação do valor do salário mínimo por parte do governo.

critério absoluto, isto é, dependeria somente dos preços dos bens e serviços que compõem a cesta de necessidades básicas do trabalhador.

Entretanto, na medida em que a escolha do valor do salário mínimo pode ter efeitos negativos sobre uma série de variáveis de mercado de trabalho, como, aumento na taxa de desemprego e no grau de informalidade, essa forma de definir o salário mínimo pode perder bastante de sua eficácia como instrumento de combate à pobreza e redução de desigualdades. Assim, caso sejam levados em consideração os potenciais impactos negativos do salário mínimo, a escolha de seu nível deveria ser relativa, isto é, deveria ser baseada não somente nos preços da cesta de necessidades básicas do trabalhador, mas principalmente nas condições do mercado de trabalho. Deste modo, de nada adiantaria elevar o valor do mínimo se, ao final, ocorresse uma queda do nível de emprego que gerasse uma redução na massa salarial dos trabalhadores.

Em segundo lugar, tem cumprido um papel relevante na fixação do salário mínimo as diretrizes de política macroeconômica. Na medida em que o nível do mínimo pode ter impactos não desprezíveis sobre a taxa de inflação e déficit público, muitas vezes o governo permitiu a depreciação de seu valor em termos reais. De fato, ao longo de sua história, é possível identificar vários momentos em que a fixação do valor do mínimo serviu mais como mecanismo de combate à inflação do que como instrumento de política redistributiva.

Em terceiro lugar, a orientação política dos governos tem desempenhado um papel importante, embora isto nem sempre apareça tão nitidamente. Os momentos em que o salário mínimo tendeu a ser reajustado de forma contracionista foram aqueles em que o governo se revestiu de um perfil liberal (governo Dutra) e aqueles em que houve uma forte repressão às reivindicações dos trabalhadores (governo militar).

Independentemente dos fatores que têm influenciado a fixação do nível do salário mínimo, muitos o têm criticado como instrumento de política redistributiva e de combate à pobreza. Em primeiro lugar, argumenta-se que, como existe uma proporção não desprezível de trabalhadores com remunerações indexadas pelo salário mínimo nas partes superiores da distribuição salarial, aumentos em seu valor acabariam por enfraquecer sua eficácia redistributiva, isto é, tenderiam a beneficiar aqueles que já se encontram numa posição relativamente favorável.

Em segundo lugar, argumenta-se que, sendo a família uma unidade de consumo mais representativa em termos distributivos, o salário mínimo deveria ser concebido para atender as necessidades básicas da família como um todo, e não do trabalhador individual. Deste modo, uma política de salário mínimo eficaz deveria levar em consideração as diferentes

características dos trabalhadores. Ou seja, dado que as necessidades de um indivíduo dependem da sua posição na família, de suas outras fontes de renda, do local onde reside, entre outros, uma política que se pretenda eficaz não deveria estabelecer um valor para o salário mínimo que fosse invariante com as características dos trabalhadores. Na realidade, é com base neste tipo de argumentação que surge a idéia de estabelecer níveis de salário mínimo diferenciados por idade, região e até mesmo setor de atividade.

Presente em muitos países, o salário mínimo tem sido um tema constante na agenda de economistas e formuladores de política. Ao longo das últimas décadas, vários estudos² têm procurado avaliar os custos e benefícios das políticas de salário mínimo que vêm sendo implementadas nesses países. Um exame da literatura permite observar que esses trabalhos têm focalizado os mais diversos efeitos do salário mínimo. No entanto, os estudos que têm recebido maior atenção são aqueles relacionados aos efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho. Na maior parte das ocasiões, são os impactos do salário mínimo sobre variáveis tais como nível de emprego e salário que têm provocado os mais intensos debates tanto nos meios acadêmicos quanto políticos.

No Brasil, a literatura que tem se ocupado sobre o tema é relativamente extensa. De fato, ao longo das últimas décadas, foram publicados vários artigos nos mais diversos periódicos, os quais se têm concentrado no exame dos efeitos do salário mínimo sobre o nível de salário e distribuição de renda, sendo muito pouco aqueles que se dedicam a avaliar os impactos do mínimo sobre o mercado de trabalho em nível regional.

A fim de contribuir para as investigações acerca do papel do salário mínimo sobre o mercado de trabalho brasileiro, o principal objetivo dessa dissertação é investigar os impactos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho metropolitano brasileiro. Mais precisamente, o propósito é oferecer uma avaliação dos impactos do salário mínimo sobre variáveis que representam o estado de (des)ocupação da mão-de-obra metropolitana brasileira, tais como: grau de informalidade, taxa de desemprego e inatividade, considerando algumas Regiões Metropolitanas separadamente (Recife, Porto Alegre, Rio de Janeiro e São Paulo). Deste modo, sem a pretensão de por fim à controvérsia, espera-se contribuir para as investigações acerca do papel do salário mínimo sobre o mercado de trabalho metropolitano brasileiro.

² A este respeito ver Card e Krueger (1994) e Brown (1999) para uma discussão em torno dos efeitos do salário mínimo sobre o nível de emprego e salários nos Estados Unidos; Maloney e Mendez (2002) mensuram os impactos do salário mínimo sobre países da América Latina.

A fim de contextualizar o problema, essa dissertação também sumariza as principais discussões travadas a respeito do impacto da política de salário mínimo no mercado de trabalho brasileiro.

Antes de apresentar a forma como esta dissertação está estruturada, é interessante fazer alguns comentários gerais acerca dos modelos teóricos sobre os efeitos do salário mínimo no mercado de trabalho e de alguns problemas associados às avaliações desses efeitos.

Os modelos teóricos que analisam os efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho podem ser divididos em duas classes. A primeira, que compreende os modelos competitivos, supõe que o mercado de trabalho funciona de forma competitiva, ou seja, firmas e trabalhadores são tomadores de preços. Os modelos desenvolvidos com base nessa hipótese, embora possuam estruturas distintas, chegam a resultados bastante semelhantes: o efeito do salário mínimo sobre o nível de emprego do setor coberto pela sua legislação é negativo.

Entre os modelos competitivos incluem-se também modelos que aceitam um setor coberto e outro não coberto pela legislação do salário mínimo, chegando a outros resultados. Dado que a elevação no mínimo provoca a demissão de trabalhadores do setor coberto, deverá ocorrer uma realocação de mão-de-obra entre os estados da força de trabalho, ou seja, os trabalhadores demitidos do setor coberto podem se deslocar para o setor não coberto, para o estado de desemprego ou até mesmo saírem da força de trabalho. Deste modo, um aumento do salário mínimo teria o impacto potencial de alterar as taxas de desemprego e de atividade, além de poder modificar a relação entre os níveis de emprego formal e informal.

Além da introdução de um setor a margem da legislação do salário mínimo, foram desenvolvidos outros modelos na classe de modelos competitivos, os quais admitem a existência de trabalhadores heterogêneos, ou seja, com diferentes níveis de qualificação. Assim, na medida em que o salário mínimo representa o preço do fator trabalho pouco qualificado, elevações em seu valor provocariam uma mudança nos salários relativos dos trabalhadores, o que, por sua vez, acarretaria alterações nas demandas e ofertas de trabalho por nível de qualificação da mão-de-obra. Assim, o salário mínimo teria o efeito de modificar tanto a estrutura salarial quanto a composição média de qualificação dos setores.

A segunda classe de modelos tem por hipótese fundamental a suposição de que o mercado de trabalho não é competitivo, admitindo que as firmas têm algum poder de determinar o preço do fator trabalho, ou seja, tem algum poder de monopsonio. Os modelos desta classe apresentam como resultado mais importante a possibilidade do impacto do salário mínimo gerar efeitos positivos sobre o nível de emprego, isto é, dependendo da magnitude do aumento do mínimo, as firmas monopsonistas podem aumentar seu nível de emprego.

Em suma, como as mudanças no valor do salário mínimo possuem caráter multifacetário, torna-se necessário avaliá-las empiricamente.

Esta dissertação está estruturada em quatro capítulos, afora esta introdução e a conclusão. No primeiro capítulo, examinam-se as principais teorias que investigam os efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho. O segundo capítulo discute a metodologia empregada no tratamento de séries temporais e o modelo empírico proposto a partir de tal. O terceiro capítulo apresenta uma descrição da política de salário mínimo no Brasil desde sua criação, e posteriormente situa o debate sobre o papel desempenhado da política de salário mínimo no Brasil. O capítulo quatro está dedicado a realizar algumas considerações sobre o nível e estrutura de emprego, rendimento dos trabalhadores nas Regiões Metropolitanas sob investigação e avaliar os impactos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho em tais regiões. Por fim, a última parte, é reservada às principais considerações finais relativas às novas evidências empíricas encontradas a partir do modelo empírico proposto.

CAPÍTULO 1 - FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

1.1 – Introdução

A literatura que analisa os efeitos do salário mínimo é uma das mais extensas e volumosas. Ao longo das últimas décadas diversos autores dedicaram-se a este tema³. Deste esforço, foram publicados diversos livros e inúmeros artigos. Entretanto, embora extensa, é possível sistematizar os principais resultados desta literatura, pelo menos no que tange aos estudos que investigaram efeitos do mínimo sobre o emprego e salários.

Deste modo, o objetivo deste capítulo é apresentar uma resenha dos modelos teóricos que se dedicam a analisar os efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho em geral e sobre o nível de emprego em particular, a saber, os modelos competitivos e monopsônicos. Os primeiros estão assentados sobre os modelos em que se supõe que as firmas são competitivas nos mercados de bens e fatores. Os segundos, baseados nos modelos denominados monopsônicos, supõem que as firmas possuem algum poder de determinar preços nestes mercados.

Baseado nesta divisão entre as classes de modelos, este capítulo está dividido em outras duas seções, afora esta introdução. Nelas serão apresentados o modelo padrão referente à classe de modelos em questão e outros modelos que podem ser considerados extensões destes padrões.

1.2 – Modelo competitivo

1.2.1 – Modelo competitivo padrão

Segundo Amadeo e Estevão (1994), no modelo neoclássico, o nível de emprego e salário de equilíbrio é determinado pela igualdade entre a oferta e demanda por trabalho. A demanda por trabalho é determinada pela maximização de lucro das empresas. Esta decide o nível de produção que maximiza seus lucros e, por conseguinte, a quantidade de trabalho utilizado a este nível.

O lucro das firmas pode ser expresso por:

³ Alguns desses autores serão mencionados na exposição dos modelos que será feita a seguir.

$\pi_{(q)} = p.Q - w.N - \bar{K}$, onde, $Q = f(N, \bar{K})$ em que N é a quantidade de trabalho incorporada na produção e \bar{K} , os outros fatores excluídos o trabalho (capital).

Incorporando a função de produção na função lucro:

$\pi_{(q)} = p.f(N) - w.N - \bar{K}$, onde \bar{K} é o custo fixo e $w.N$ o custo variável. Para maximizar a função lucro, iguala-se sua primeira derivada a zero. Deste modo, a quantidade ótima do insumo variável que maximiza o lucro é representada por:

$$\frac{\partial \pi}{\partial N} = p.f'(N) - w = 0 \quad (1.1)$$

$p.f'(N) = w$, sabendo que, $f'(N) = PMgN$, então, $PMgN = w/p$, ou seja, para a firma em um mercado em competição perfeita maximizar seu lucro, a quantidade de trabalho demandada deve ser tal que o produto marginal do trabalho se iguale ao custo de contratá-lo.

A condição de segunda ordem para a maximização é obtida tomando a segunda derivada da função lucro, e que esta tenha sinal negativo, ou seja, que a função lucro tenha um ponto de máximo:

$$\frac{\partial^2 \pi}{\partial N^2} = p.f''(N) < 0 \quad (1.2)$$

$\partial PMgN < 0$, ou seja, o produto marginal do trabalho cresce a taxas decrescentes.

O formato da curva de demanda está relacionado à suposição de rendimentos marginais decrescentes do trabalho, derivando uma correlação negativa entre emprego e salário real.

A oferta de trabalho deriva-se da maximização da função utilidade do indivíduo, a qual tem uma relação positiva com o consumo de bens e lazer. Este último, está negativamente relacionado com o número de horas trabalhadas, isto é, o trabalho tem a propriedade de desutilidade. Enfim, a oferta de trabalho baseia-se no processo de escolha do indivíduo sobre o quanto estará disposto a renunciar de lazer para auferir rendimentos que tornaria factível o seu plano de consumo.

Considerando um indivíduo representativo que maximiza a utilidade da cesta composta de dois bens normais: o lazer, L (quantidade de horas não trabalhadas) e o conjunto de todos os bens que pode adquirir com seu salário, R , representando a quantidade de horas trabalhadas, $U = f(L, R)$, dada sua restrição orçamentária, $R = (w/p)N$. O indivíduo determinará, através do processo de maximização de utilidade, as quantidades de lazer e

trabalho que irá compor seu tempo. Ele irá maximizar a utilidade obedecendo às condições de sua restrição temporal, $\bar{T} = L + N$. Assim, a função utilidade será:

$$U = f(\bar{T} - N, (w/p)N) \quad (1.3)$$

Maximizando a função:

$$\frac{\partial U}{\partial N} = -\frac{\partial U}{\partial L} + \frac{\partial U}{\partial R} = 0 \quad (1.4)$$

$$\left(\frac{\partial U}{\partial L}\right) / \left(\frac{\partial U}{\partial R}\right) = w/p \quad (1.5)$$

$$-\frac{\partial R}{\partial L} = w/p \quad (1.6)$$

Esta expressão representa a condição ótima, a equação da curva de oferta de trabalho do trabalhador, ou seja, a taxa marginal de substituição de renda por lazer é igual ao salário real. As utilidades marginais por unidade de preço de cada produto devem ser iguais entre si.

A condição de segunda ordem, que garante que o ponto encontrado é de máximo, requer que a segunda derivada seja menor que zero:

$$\frac{\partial^2 U}{\partial N^2} = \left(\frac{\partial^2 U}{\partial L^2}\right) - 2w/p \left(\frac{\partial^2 U}{\partial R^2}\right) + (w/p)^2 \left(\frac{\partial^2 U}{\partial R^2}\right) < 0 \quad (1.7)$$

$\partial U / \partial N < 0$, isto é, a utilidade marginal do trabalho cresce a taxas decrescentes.

A escolha entre trabalho e lazer pode ser determinada através das curvas de indiferença representando as possíveis combinações entre renda e lazer relacionadas a níveis de salários distintos. De acordo com (AMADEO e ESTEVÃO, 1994, p. 52) “em cada ponto destas curvas, a utilidade do salário, é igual à desutilidade marginal desse mesmo volume de emprego”.

Deste modo, a elevação no salário aumenta a demanda por lazer, que é um bem normal, verificando um efeito-renda positivo; por outro lado, essa elevação salarial diminui a demanda por lazer, pois, seu custo aumenta, ou o custo do trabalho diminui (efeito-substituição). Se o efeito substituição for mais forte que o efeito-renda, a oferta de trabalho será positivamente inclinada, caso contrário, se o efeito-renda for mais forte, ela será negativamente inclinada.

Até o ponto em que o salário real não se eleve tanto que o indivíduo possa sustentar seu consumo, é razoável supor que a curva de oferta de trabalho é positivamente inclinada. A partir desse ponto, o lazer se torna um bem de Giffen e a curva de oferta muda de direção (AMADEO e ESTEVÃO, 1994).

Assim, conclui-se que o equilíbrio no mercado de trabalho apresenta três propriedades fundamentais:

- 1) não existe desemprego involuntário, todos os trabalhadores que ofertam seu trabalho ao salário vigente encontram emprego;
- 2) os trabalhadores igualam seu salário real ao custo marginal do trabalho, ou seja, do lazer sacrificado, maximizando sua função utilidade e;
- 3) as empresas igualam o produto marginal do trabalho ao salário real, maximizando seus lucros.

O salário real é o preço que equilibra o mercado de trabalho. As implicações de políticas nesta abordagem são no sentido de aperfeiçoar o funcionamento do mercado de trabalho, eliminando os fatores que interferem no livre mecanismo de determinação dos salários reais, tal como o salário mínimo. Se o mercado funcionar livremente, haverá pleno emprego. Mas se houver barreiras para esse funcionamento, haverá desemprego.

1.2.1.1 - A fixação do salário mínimo no modelo neoclássico

O modelo de mercado de trabalho em concorrência perfeita torna-se mais realista quando se introduz as imperfeições de mercado, como a imposição do salário mínimo, implicando em efeito negativo ou nulo sobre o nível de emprego. O primeiro efeito se dá através do excesso de oferta, o que ocorreria em função do salário mínimo ser fixado acima do salário de equilíbrio do mercado, gerando, dessa forma, um excedente de oferta em relação à demanda. Para que esta situação ocorra, todas as firmas estão pagando pelo menos um salário mínimo para os trabalhadores. Pode-se então visualizar através do gráfico 1 o que este modelo prevê caso ocorra uma elevação no valor do salário mínimo, fixando-o acima do nível de equilíbrio. O equilíbrio inicial neste mercado pode ser representado no referido gráfico pelo par (N_0, W_0) . Embora o modelo não contemple explicitamente a trajetória de ajustamento, uma vez imposto um valor para o mínimo acima de W_0 , o emprego se reduzirá para N_m , o qual é o nível de emprego demandado ao nível do (novo) valor do mínimo W_m . Nestas condições, aparecerá um excesso de oferta de trabalho no mercado, o qual corresponde ao montante $(S_m - N_m)$.

Supondo que a elasticidade-salário da demanda por trabalho (η_{NN}) seja constante para o intervalo em questão, pode-se expressar a redução no emprego decorrente do aumento no mínimo da seguinte forma:

$$\frac{N_m - N_0}{N_0} = \eta_{NN} \left(\frac{W_m - W_0}{W_0} \right); \text{ ou } \ln N_m - \ln N_0 = \eta_{NN} \cdot (\ln W_m - \ln W_0) \quad (1.8)$$

Assim, dada uma variação no valor do mínimo maior que o salário de equilíbrio, tem-se que quanto maior for a elasticidade-salário da demanda por trabalho maior será a redução no nível de emprego.

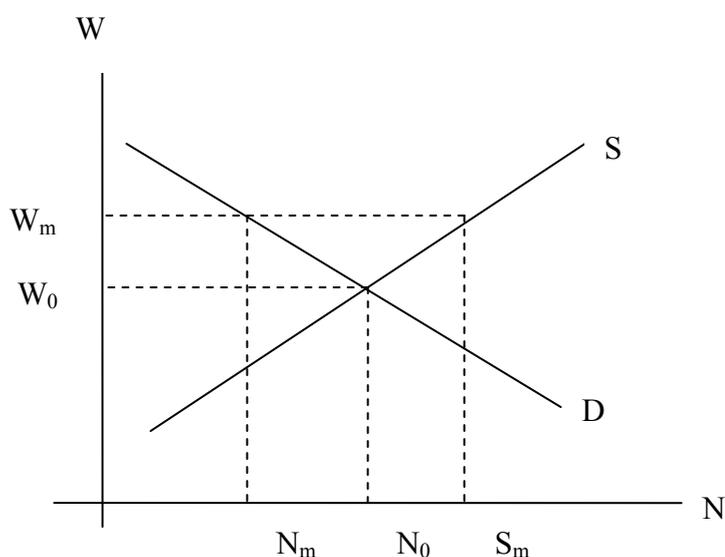


Gráfico 1 – Fixação do salário mínimo no modelo neoclássico

Fonte: Elaboração do autor

O efeito nulo do salário mínimo sobre o nível de salário e de emprego ocorreria quando o equilíbrio do mercado de trabalho está acima deste salário mínimo, não havendo deste modo, um excedente de mão-de-obra. Nesse caso, mesmo que as firmas tentassem pagar esse salário mais baixo, uma vez que é legal, ocorreria um excesso de demanda de trabalho, pressionando o salário para o nível que equilibra o mercado.

1.2.2 – Extensões do modelo básico

Embora o modelo básico descrito na seção anterior seja considerado uma referência teórica para se analisar os efeitos de alterações nos preços dos fatores de produção sobre suas respectivas demandas, ele negligencia algumas importantes características do funcionamento do mercado de trabalho. Ao supor que só existe um setor (formal) no mercado de trabalho, ele

não leva em consideração que em muitos casos ou as firmas estão isentas de obedecer à legislação do salário mínimo, ou então não cumprem com a lei. Nesse sentido, os efeitos causados pelo salário mínimo com inclusão de um setor à margem da legislação podem ser bastante distintos.

Ao considerar que as firmas demandam mão-de-obra com os mesmos níveis de produtividade, o modelo padrão ignora que a força de trabalho é heterogênea, deixando de captar os efeitos de elevações no valor do salário mínimo, neste caso: a substituição de trabalhadores com diferentes níveis de produtividade e a realocação setorial dentro do mercado de trabalho.

Ao longo das últimas décadas, foram desenvolvidos alguns modelos que trataram explicitamente essas deficiências do modelo competitivo padrão. Na realidade, uma vez que eles trabalham com a hipótese de que os mercados de fatores são competitivos, pode-se dizer que estes modelos representam extensões do modelo competitivo padrão.

1.2.2.1 – Modelos com setores formal e informal nos mercados de fatores

Os principais modelos que introduziram explicitamente na literatura teórica do salário mínimo a existência de um setor não coberto pela legislação (setor informal) foram elaborados por Welch (1974), Gramlich (1976) e Mincer (1976). Em linhas gerais, a idéia básica embutida nestes modelos é que, havendo tal segmentação setorial no mercado de trabalho, pode ocorrer migração de trabalhadores entre os setores formal e informal. Nesse sentido, ao invés de levar os trabalhadores afetados por um aumento no valor do mínimo para o estado de desemprego, estes modelos permitem que tais trabalhadores migrem para o setor informal. Desta forma, o aparecimento de oportunidades de emprego em um segundo setor não tratado explicitamente no modelo competitivo padrão pode fazer com que os impactos do salário mínimo sobre o nível de emprego sejam minorados. Ademais, o fato de incluírem um setor à margem da legislação implica que a política de salário mínimo só é cumprida pelo setor formal, ou seja, as variações no valor do mínimo determinarão diretamente o valor do salário que prevalecerá neste setor.

O modelo de Welch (1974) pode ser melhor visualizado pelo gráfico 2. As partes (a) e (b) denotam, respectivamente, as demandas por trabalho no setor formal (D_f) e informal (D_i), as quais, por hipótese do modelo, possuem a mesma elasticidade-salário, η . A parte (c) representa a soma das demandas (D_t) e ofertas (S_t) dos dois mercados e demarca o salário de equilíbrio inicial no mercado de trabalho W_0 . Supõe-se também que a proporção de

trabalhadores empregada no setor formal na situação de equilíbrio inicial é igual a $c = [D_f(w_0)/S(w_0)]$.

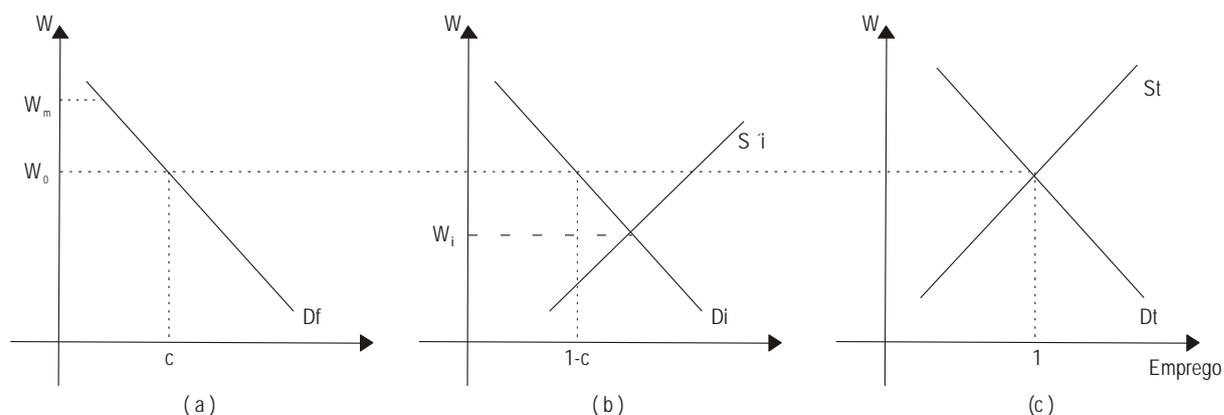


Gráfico 2 – Oferta e demanda por trabalho no modelo com somente dois setores

Fonte: Welch (1974)

A elevação do salário mínimo faz aumentar o salário do setor formal para W_m , tal como apontado na figura (a). Este setor se ajustará a esta elevação do mínimo da mesma forma que o modelo competitivo padrão, isto é, as firmas demitirão uma parte de seus trabalhadores devido à mudança no preço relativo dos fatores. De acordo com o modelo, estes trabalhadores têm a opção de ofertarem trabalho no setor informal ou então saírem da força de trabalho. No caso de uma parte destes trabalhadores migrarem para o setor informal, a curva de oferta de trabalho neste mercado se deslocará para fora, tal como representado na figura (b) por S_i' . Como resultado deste deslocamento, o nível de emprego neste setor aumentará e o nível de salários cairá para W_i . Vale observar, no entanto, que aqueles trabalhadores que tiveram salário de reserva acima de W_i podem decidir não trabalhar no setor informal, ou seja, alguns trabalhadores que perderam o emprego no setor formal (assim como alguns que estavam empregados no setor informal) podem decidir sair da força de trabalho já que o salário do setor informal pode ficar situado abaixo dos seus salários de reserva.

Contudo, ao considerar somente os impactos do salário mínimo sobre os setores formal e informal, Welch (1974) omite os possíveis efeitos que o salário mínimo pode ter sobre o desemprego. Assim, um modelo mais realista deveria incluir a existência do estado de desemprego como um dos possíveis estados para onde fluem os trabalhadores após um aumento no salário mínimo.

Ao introduzirem o estado desemprego no modelo de dois setores, Mincer (1976) e Gramlich (1976) ampliaram uma série de outras possibilidades em termos da direção que os fluxos da mão-de-obra podem ter a partir de uma variação no valor do salário mínimo. Deste modo, esses modelos possibilitam que os trabalhadores demitidos do setor formal pela imposição do mínimo fluam para o estado de desemprego para esperar por uma oportunidade de emprego naquele setor que oferece o salário mais alto, isto é, no setor formal.

Tal modelo supõe que somente os indivíduos que estão desempregados podem buscar emprego no setor formal, não se admitindo a possibilidade de que os trabalhadores empregados no setor informal possam fazê-lo. Nesse sentido, poder-se-ia dizer que o estado de desemprego que aparece nestes modelos é interpretado não como desemprego involuntário, mas como um contingente de indivíduos que decide esperar por uma oportunidade de emprego no setor formal.

Supondo também que, devido à rotatividade, periodicamente aparecem vagas no setor formal a uma determinada taxa fixa $0 \leq \delta \leq 1$. Esta taxa poderia ser denominada taxa de separação, a qual corresponderia à proporção de empregos formais que apareceriam a cada novo período. Por exemplo, no caso deste parâmetro assumir seu valor máximo, isto implicaria que 100% dos empregos formais se tornariam disponíveis para serem preenchidos a cada período.

Assim, a probabilidade de obter um emprego no setor formal p_f vai depender do montante de empregos formais que aparece a cada período relativamente ao número de trabalhadores buscando emprego neste setor. Esta probabilidade pode ser expressa da seguinte forma:

$$p_f = \frac{\delta \cdot N_f}{\delta \cdot N_f + U} \quad (1.9)$$

onde N_f é o nível de emprego no setor formal e U é o número de desempregados.

Na medida em que o aumento no valor do salário mínimo cria um diferencial de salários entre os setores formal e informal, os indivíduos passam a optar por ofertar trabalho entre o formal e o informal de acordo com o salário esperado nos dois setores. Assim, aqueles que optam pelo setor formal recebem um salário W_f com probabilidade p_f e os que escolhem o setor informal recebem W_i com uma probabilidade p_i .

Tanto Mincer (1976) quanto Gramlich (1976) admitem que o setor informal é um “free sector”, isto é, supõe-se que a probabilidade de encontrar emprego neste setor é igual à

unidade ($p_i = 1$). Assim, dado o equilíbrio, os salários esperados nos dois setores serão iguais, tem-se que⁴:

$$W_i = p_f \cdot W_f \quad (1.10)$$

Um aumento no valor do salário mínimo gera basicamente duas respostas no mercado de trabalho: (i) na medida em que aparece um hiato salarial entre os setores formal e informal, um certo contingente de trabalhadores preferirá permanecer desempregado a espera de uma oportunidade de emprego formal e; (ii) o salário no setor informal mudará em resposta aos deslocamentos de mão-de-obra que ocorrerão entre os setores. Para se avaliar a magnitude destas respostas é necessário conhecer a direção dos fluxos de trabalhadores entre os possíveis estados da força de trabalho (emprego formal, informal e desemprego). Num primeiro caso, ocorrerá uma expansão na oferta de trabalho no setor informal, o que produzirá uma queda no seu salário e um aumento no seu nível de emprego. No segundo, todos os trabalhadores demitidos do setor formal mais uma parte daqueles que estavam empregados no setor informal irão para o estado de desemprego atraídos pela possibilidade de obter um emprego formal. Ao contrário do primeiro, neste caso o salário do informal aumentará e seu nível de emprego cairá.

Embora o emprego no setor formal sempre caia com o aumento no salário mínimo, os dois casos anteriores explicitados podem trazer resultados distintos em termos das variações no emprego total. Enquanto no primeiro caso o crescimento do emprego no setor informal pode compensar a queda no emprego do setor formal, no segundo ocorre uma redução do emprego total.

O mecanismo de funcionamento desses modelos pode ser melhor compreendido através de um sistema de equações. Admitindo-se que a oferta de trabalho é fixa (\bar{S}), ou seja, não há deslocamento de trabalhadores para fora da força de trabalho, tem-se:

$$\bar{S} = N_f + N_i + U \quad (1.11)$$

As equações de demanda por trabalho nos dois setores são dadas por:

$$N_f = D_f(W_f) = \alpha \cdot D(W_f) \quad (1.12)$$

$$N_i = D_i(W_i) = (1 - \alpha) \cdot D(W_i) \quad (1.13)$$

⁴ Está implicitamente suposto nesta igualdade que os trabalhadores são neutros em relação ao risco, isto é, ao igualar o salário do setor informal ao salário esperado de um desempregado, tudo se passa como se os trabalhadores do setor informal fossem indiferentes entre trabalhar no setor informal e estarem desempregados.

onde α é a proporção de empregados que se encontra no setor formal e $D(\cdot)$ a função de demanda por trabalho.

Substituindo a equação (1.9) em (1.10):

$$W_i = \frac{\delta \cdot N_f}{\delta \cdot N_f + U} \cdot W_f \quad (1.14)$$

De (1.11), (1.12) e (1.14), tem-se um sistema no qual as variáveis exógenas são: \bar{S} e W_m , as endógenas: N_f , N_i , U , W_i , W_f , e como parâmetros: α e δ .

Substituindo (1.12), (1.13) e (1.14) em (1.11):

$$\bar{S} = \alpha \cdot D(W_f) \cdot \left\{ 1 + \delta \cdot \frac{(W_f - W_i)}{W_i} \right\} + (1 - \alpha) \cdot D(W_i) \quad (1.15)$$

Definindo $T(W_i, W_f, \alpha, \delta) = \alpha \cdot D(W_f) \cdot \left\{ 1 + \delta \cdot \frac{(W_f - W_i)}{W_i} \right\} + (1 - \alpha) \cdot D(W_i)$; tem-se:

$$T(W_i, W_f, \alpha, \delta) = \bar{S}$$

Os efeitos de uma mudança no salário do setor formal sobre o salário do informal:

$$\frac{\partial T}{\partial W_i} \cdot \frac{\partial W_i}{\partial W_f} + \frac{\partial T}{\partial W_f} = 0 \Rightarrow \frac{\partial W_i}{\partial W_f} = - \frac{\frac{\partial T}{\partial W_f}}{\frac{\partial T}{\partial W_i}} \quad (1.16)$$

Calculando o denominador do lado direito de (1.16), tem-se:

$$\frac{\partial T}{\partial W_i} = -\alpha \delta D(W_f) \cdot \frac{W_f}{W_i^2} + (1 - \alpha) \frac{\partial D(W_i)}{\partial W_i} \cdot \frac{W_i}{D(W_i)} \cdot \frac{D(W_i)}{W_i} \quad (1.17)$$

Definindo $\eta = \frac{\partial D(W_i)}{\partial W_i} \cdot \frac{W_i}{D(W_i)}$ como a elasticidade-salário (em valor absoluto) da

demanda por trabalho no setor informal e reescrevendo (1.17):

$$\frac{\partial T}{\partial W_i} = -N_f \cdot \delta \cdot \frac{W_f}{W_i^2} - N_i \cdot \eta \cdot \frac{1}{W_i} \quad (1.18)$$

$$\frac{\partial T}{\partial W_i} = - \frac{(N_f \cdot \delta \cdot W_f + N_i \cdot \eta \cdot W)}{W_i^2} < 0 \quad (1.18a)$$

Calculando o numerador do lado direito de (1.16):

$$\frac{\partial T}{\partial W_f} = \frac{N_f}{W_i} \cdot \left\{ \delta - \eta \cdot \frac{1}{W_f} \cdot [W_i \cdot (1 - \delta) + \delta \cdot W_i] \right\} \quad (1.19)$$

Tem-se então que:

$$\frac{\partial T}{\partial W_f} < 0 \Leftrightarrow \eta < \frac{W_f \cdot \delta}{W_i \cdot (1 - \delta) + W_f \cdot \delta} \quad (1.19a)$$

Substituindo (1.18) e (1.19) na expressão (1.16) e assim, analisar a direção das variações no salário do setor informal decorrentes de mudanças no valor do salário mínimo:

$$\frac{\partial W_i}{\partial W_f} = - \frac{\frac{\partial T}{\partial W_f}}{\frac{\partial T}{\partial W_i}} = \frac{\frac{N_f}{W_i} \cdot \left[\delta - \eta \cdot \left(\frac{W_f \cdot \delta + W_i \cdot (1 - \delta)}{W_f} \right) \right]}{\frac{\eta \cdot W_i \cdot N_i + \delta \cdot W_f \cdot N_f}{W_i^2}} \quad (1.20)$$

Dados os resultados (1.18a) e (1.19a), tem-se que a direção das variações do salário do setor informal será determinada por:

$$\frac{\partial W_i}{\partial W_f} > 0 \Leftrightarrow \eta < \frac{W_f \cdot \delta}{W_i \cdot (1 - \delta) + W_f \cdot \delta} \quad (1.20a)$$

$$\frac{\partial W_i}{\partial W_f} < 0 \Leftrightarrow \eta > \frac{W_f \cdot \delta}{W_i \cdot (1 - \delta) + W_f \cdot \delta} \quad (1.20b)$$

Visto que o salário do setor informal se altera com a mudança no mínimo, a variação no nível de desemprego pode ser obtida diferenciando (1.14) em relação ao salário do setor formal:

$$U = \delta \cdot N_f \cdot \left(\frac{W_f - W_i}{W_i} \right) \Rightarrow \frac{\partial U}{\partial W_f} = \partial \cdot \left[\left(\frac{W_f - W_i}{W_i} \right) \cdot \frac{\partial N_f}{\partial W_f} + \frac{N_f}{W_i} - \frac{W_f \cdot N_f}{W_i^2} \cdot \frac{\partial W_i}{\partial W_f} \right] \quad (1.21)$$

Substituindo (1.20) na expressão acima e realizando algumas operações algébricas, obtém-se:

$$\frac{\partial U}{\partial W_f} = \frac{\eta \cdot \delta \cdot N_f}{W_f \cdot (\eta \cdot W_i \cdot N_i + \delta \cdot W_f \cdot N_f)} \cdot [W_f \cdot N_f + W_f \cdot N_i + \eta \cdot W_i \cdot N_i - \eta \cdot W_f \cdot N_i] \quad (1.22)$$

Através de (1.22) verifica-se que o sentido de variação no nível de desemprego após uma alteração no valor do salário mínimo dependerá do sinal do termo entre colchetes do lado direito de (1.22). Deste modo, tem-se que:

$$\frac{\partial U}{\partial W_f} > 0 \Leftrightarrow \eta < \frac{W_f \cdot (N_f + N_i)}{N_i \cdot (W_f - W_i)} \quad (1.23a)$$

$$\frac{\partial U}{\partial W_f} < 0 \Leftrightarrow \eta > \frac{W_f \cdot (N_f + N_i)}{N_i \cdot (W_f - W_i)} \quad (1.23b)$$

A variação no nível de emprego formal pode ser obtida diferenciando (1.12) em relação ao salário do setor formal:

$$\frac{\partial N_f}{\partial W_f} = \alpha \cdot (-\eta) \cdot \frac{D(W_f)}{W_f} = -\eta \cdot \frac{N_f}{W_f} < 0 \quad (1.24)$$

Esses resultados revelam que o nível de emprego do setor formal decrescerá após um aumento do salário mínimo. Em relação à variação do nível de emprego do setor informal, em relação ao salário do setor formal, a diferenciação da equação (1.13) oferece sua explicação:

$$\frac{\partial N_i}{\partial W_f} = (1-\alpha) \cdot (-\eta) \cdot \frac{D(W_i)}{W_i} \cdot \frac{\partial W_i}{\partial W_f} = -\eta \cdot \frac{N_i}{W_i} \cdot \frac{\partial W_i}{\partial W_f} \quad (1.25)$$

Pela expressão anterior pode-se observar que o sentido de variação no nível de emprego do setor informal será inverso ao de $\frac{\partial W_i}{\partial W_f}$. Assim, utilizando os resultados (1.20a) e

(1.20b), tem-se:

$$\frac{\partial N_i}{\partial W_f} < 0 \Leftrightarrow \frac{\partial W_i}{\partial W_f} > 0 \Leftrightarrow \eta < \frac{W_f \cdot \delta}{W_i \cdot (1-\delta) + W_f \cdot \delta} \quad (1.26a)$$

$$\frac{\partial N_i}{\partial W_f} > 0 \Leftrightarrow \frac{\partial W_i}{\partial W_f} < 0 \Leftrightarrow \eta > \frac{W_f \cdot \delta}{W_i \cdot (1-\delta) + W_f \cdot \delta} \quad (1.26b)$$

Diante dos resultados obtidos, observa-se que o nível de emprego no setor formal diminuirá em decorrência de elevação no salário mínimo, dadas as hipóteses de que o emprego neste setor é racionado e a curva de demanda por trabalho, negativamente inclinada. Em relação ao nível de emprego do setor informal, este dependerá da elasticidade-salário, ou seja, quanto mais alta a elasticidade, mais horizontal será a curva de demanda por trabalho nesse setor, ocasionando maiores variações de emprego para uma mesma variação no salário. Sabendo que a curva de demanda por trabalho neste setor também é negativamente inclinada, variações no emprego informal estão inversamente relacionadas às variações salariais deste setor.

Por fim, com relação ao nível de desemprego, os resultados podem ser ambíguos. Para uma elasticidade-salário de demanda por trabalho assumindo um valor muito alto, um aumento no mínimo resulta em um nível de emprego no setor formal muito baixo, reduzindo a probabilidade de obter um emprego neste setor. Isto fará com que os trabalhadores demitidos do setor formal, mais uma parte dos anteriormente desempregados se desloquem para o setor informal, resultando na diminuição do nível de desemprego.

Esses modelos mais sofisticados de dois setores com a existência de desemprego possibilitaram captar importantes aspectos do mercado de trabalho que até então não haviam sido tratados. É possível explicar, pelo menos em parte, modificações no grau de informalidade, assim como as variações que ocorrem na taxa de desemprego, particularmente importantes para o presente trabalho, e nos salários dos setores formal e informal.

1.2.2.2 – Modelos com firmas competitivas nos mercados de fatores e trabalhadores heterogêneos

Os modelos vistos anteriormente, embora ofereçam a possibilidade de analisar os impactos do salário mínimo de uma forma mais realista sobre o mercado de trabalho, não leva em consideração a possibilidade das firmas demandarem trabalhadores com níveis distintos de qualificação. Tal deficiência tem sido captada por diversos modelos, os quais se diferenciam quanto à forma de tratar a heterogeneidade dos trabalhadores.

Um primeiro grupo de modelos que incorpora diferenciação de trabalhadores, supõe que existem dois tipos, ou seja, um tipo de trabalhador não-qualificado (N_1), ou menos qualificado e outro qualificado (N_2). O modelo de Card e Krueger (1995) verifica os efeitos de variações no salário mínimo sobre a demanda por trabalho nesses dois grupos de trabalhadores. Os autores utilizam em seu modelo a hipótese simplificadora de que existe somente um setor na economia (setor formal). Outra hipótese levantada pelos autores é de que o salário mínimo (W_m) afeta somente o salário correspondente aos trabalhadores não-qualificados (W_1), enquanto o dos trabalhadores qualificados (W_2) não sofre efeito.

Card e Krueger (1995) expressam a relação entre a demanda por trabalho de cada grupo de trabalhador ao nível da indústria e o salário dos trabalhadores não-qualificados como:

$$d \ln N_1 = (\alpha_1 \cdot \sigma_{11} + \alpha_1 \cdot \varepsilon) d \ln W_1 \quad (1.27)$$

$$d \ln N_2 = (\alpha_1 \cdot \sigma_{12} + \alpha_1 \cdot \varepsilon) d \ln W_1 \quad (1.28)$$

onde α_1 representa a parcela de trabalho não-qualificado incorporada nos custos totais da firma, σ_{11} e σ_{12} são as elasticidades associadas à função de produção $F(N_1, N_2, K)$ e ε é a elasticidade-preço pelo produto das firmas.

Os autores denominam o termo $\alpha_1 \cdot \sigma_{11}$ de “*own-substitution effects*”, e pode ser expresso como $\eta_{11} = \alpha_1 \cdot \sigma_{11}$, representando a elasticidade da demanda por trabalho não-

qualificado. Sabendo que $\varepsilon < 0$ e $\sigma_{11} < 0$, e que uma variação no valor do salário mínimo afeta W_1 , a demanda por trabalho não-qualificado se reduz.

Através da equação (1.28), sabe-se que o efeito da elevação de W_1 sobre N_2 , dado que $\varepsilon < 0$, vai depender do sinal e magnitude de σ_{12} . Assim, se os dois grupos de trabalhadores forem substitutos, ou seja, $\sigma_{12} > 0$, e se $\sigma_{12} > |\varepsilon|$, o efeito sobre o nível de emprego dos trabalhadores será positivo. Entretanto, se ambos os tipos de trabalhadores forem complementares entre si, $\sigma_{12} < 0$, a elevação no salário mínimo, reduz seu nível de emprego.

Desta forma, pode-se extrair algumas possíveis implicações sobre o nível de emprego total ($N_1 + N_2$), as quais vão depender justamente da relação de substitutibilidade ou complementaridade entre N_1 e N_2 . Para o caso em que as firmas possuam tecnologias que promovam a complementaridade entre os dois tipos de emprego, o nível de emprego total diminuirá para uma dada elevação em W_1 . O inverso ocorre se ambos os fatores possuírem um alto grau de substituição. Neste caso, a queda em N_1 é mais que compensada por uma elevação em N_2 .

No modelo de Abowd e Killingsworth (1981) os autores introduziram o setor informal. As hipóteses seguidas correspondem às mesmas de Card e Krueger (1995), acrescentada a de que o valor assumido pelo salário mínimo após sua alteração se situará entre os salários das duas espécies de trabalhadores, $W_1 < W_m < W_2$.

Sabendo que o salário mínimo afeta diretamente os trabalhadores menos qualificados pertencentes ao setor formal, uma elevação em W_m provocará uma queda em N_1 no setor formal. Essa proporção de N_1 ou poderá permanecer desempregada, ou se deslocar para o setor informal, ou ainda sair da força de trabalho. Se optarem por ingressarem no setor informal, se dará um excesso de oferta nesse setor, fazendo com que o salário diminua e o nível de emprego se eleve. Outra situação pertinente é caso a elevação dos salários no segmento formal estimule os trabalhadores demitidos a se manterem desempregados a espera de emprego neste setor, juntamente com o deslocamento de trabalhadores do setor informal para a situação de desemprego, a espera de ocupação no setor formal, provocando redução da oferta no setor informal e conseqüentemente aumento salarial.

Assim como no modelo anterior, os trabalhadores qualificados, em suas respectivas variáveis, N_2 e W_2 , podem obter diferentes resultados, dependendo da tecnologia adotada pelas firmas, ou seja, se N_1 e N_2 forem substitutos ou complementares.

No segundo grupo de modelos que trata da diferenciação da qualificação dos trabalhadores, destacam-se os modelos de Pettengill (1981) e Heckman e Sedlacek (1981).

Ambos diferenciam os trabalhadores de acordo com uma distribuição contínua de qualificação, diferentemente das que distinguem entre somente dois tipos de trabalhadores. A idéia fundamental por trás desses modelos é que os trabalhadores recebem salários de acordo com seu nível de qualificação, sendo o salário mínimo uma forma de restringir a participação de trabalhadores de baixa qualificação do mercado de trabalho.

Pettengill (1981) apresenta a distribuição dos diversos níveis de qualificação com uma distribuição contínua no intervalo de 0 a 1, ou seja, q representa uma determinada capacidade do trabalhador, tal que, $0 \leq q \leq 1$. O gráfico 3 tem representada a relação entre salário médio e índice de qualidade do trabalho, a qual está representada pela curva de salário $W(q)$, sendo que em cada ponto desta existe o equilíbrio entre oferta e demanda por trabalho para cada nível de qualificação.

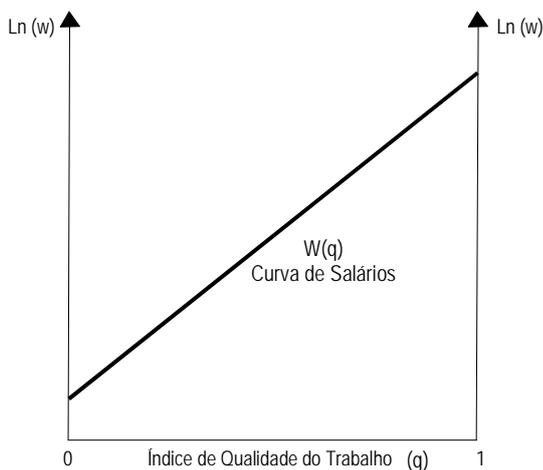


Gráfico 3 – Curva de salários

Fonte: Pettengill (1981)

Esta curva de salário, apresentada como uma relação de equilíbrio entre oferta e demanda, expressa os movimentos dessas duas quantidades, ou seja, evidencia tanto o comportamento de trabalhadores quanto das firmas, variando a partir de alterações na oferta e na demanda das várias qualidades de trabalho. Pelo lado da oferta de uma determinada qualidade de trabalhadores, tem-se que q está em função crescente do salário $W(q)$. Pelo lado da demanda, a curva de salários expressa, através de uma função decrescente entre salário e demanda, o comportamento da firma com respeito à qualidade de trabalho demandado para cada nível de salário.

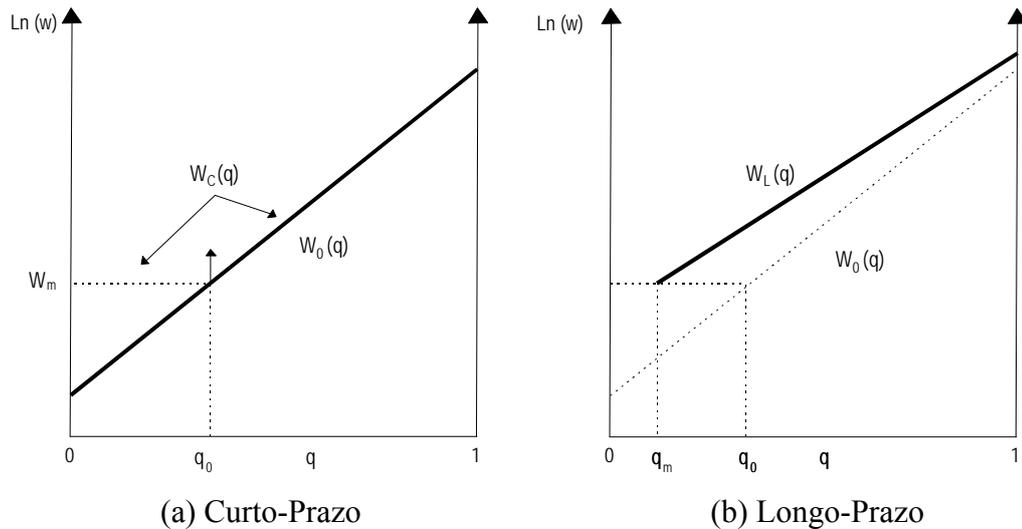
Com respeito à possibilidade da curva de salários possuir diferentes inclinações, isso também modifica o comportamento de trabalhadores e firmas. Por exemplo, uma elevação na

inclinação da curva de salários incentivará os trabalhadores a se qualificarem, posto que um aumento na qualificação aumentará mais que proporcionalmente seu salário. Outra implicação para tal suposição é que o diferencial de salário entre os trabalhadores mais e menos qualificados se torna mais alto, refletindo diretamente no comportamento da demanda, sendo que as firmas demandarão trabalho menos qualificado.

Sabendo que a curva de salários reage a partir de alterações na oferta e na demanda, determinar-se-á como a imposição (elevação) do salário mínimo gera modificações nesta. O efeito imediato observado através do gráfico 4 é a mudança no formato da curva, já que os pontos na curva de salários situados abaixo do valor correspondente ao mínimo deixarão de existir, sendo que seu formato passará a ter um segmento horizontal no nível do salário mínimo, associado ao índice de qualidade de trabalho q_0 . Outra implicação de tal imposição e que interessa diretamente aos propósitos do trabalho, é que os trabalhadores com salários inferiores a W_m serão demitidos, já que Pettengill (1981) admite que o índice de qualidade de cada trabalhador é fixo.

Contudo, a nova curva de salários não estabelece o equilíbrio entre oferta e demanda. A um mesmo nível de salário, trabalhadores com níveis de qualificação entre 0 e q_0 podem ser contratados. Desta feita, as firmas demandarão trabalhadores com níveis de qualidade próximos a q_0 em detrimento aos de menor qualificação. O excesso de demanda por esses trabalhadores, em particular, provocará uma elevação em seus salários acima do salário mínimo, o qual está representado por uma seta vertical em q_0 na figura (a). Esse processo gera uma curva de salários de equilíbrio de longo prazo $W_L(q)$, representada na figura (b). Fato decorrente é que o nível de salário mínimo passa a se relacionar com determinado nível de qualidade (q_m) abaixo do anteriormente relacionado e a nova curva de salários se torna menos inclinada.

Com a curva de salários se tornando menos inclinada, ao final deste processo de ajustamento, se dá um novo equilíbrio ao salário mínimo vigente, o qual todos os trabalhadores com níveis de qualidade inferior a q_m não conseguirão emprego. Observando de maneira mais detalhada os impactos do salário mínimo sobre o emprego e relacionando este com a curva de salários de longo prazo, o impacto sobre a distância $0q_m$ será maior quanto maior a elasticidade de substituição entre capital e trabalho, maior a elasticidade da oferta de cada qualidade de trabalho e maior a elasticidade de substituição entre várias qualidades de trabalho.



(a) Curto-Prazo (b) Longo-Prazo
Gráfico 4 – Curvas de salários no curto e longo prazos
 Fonte: Pettengill (1981)

O modelo proposto por Heckman e Sedlacek (1981) supõe que o trabalhador possui um conjunto de habilidades, não necessariamente positivamente correlacionadas, porém, como em Pettengill (1981) esse índice q é pré-determinado. Assim, no lado da demanda de trabalho, as firmas utilizam somente uma das habilidades possuídas pelo trabalhador, cujo salário será igual ao número de unidades de habilidade possuída pelo trabalhador multiplicado pelo preço desta habilidade no setor. As firmas contratarão habilidade até o ponto em que o valor do produto marginal da habilidade for igual a seu preço.

Pelo lado da oferta, cada trabalhador determinará o setor no qual se empregará de acordo com o salário oferecido em cada setor, ou seja, a oferta agregada de habilidade para cada setor dependerá do preço relativo das habilidades.

Ao introduzirem os efeitos provocados pelo impacto (elevação) do salário mínimo, Heckman e Sedlacek (1981) identificam dois efeitos distintos. O primeiro está relacionado ao nível mínimo de habilidade relacionado ao valor do salário mínimo. Trabalhadores que possuem dotações de habilidade inferior ao mínimo requerido de acordo com o salário mínimo legalizado, não são capazes de encontrarem emprego no setor. O segundo efeito decorre da demissão desses trabalhadores e com isso da alteração do preço da unidade de habilidade em cada setor. Dada a dispensa desses trabalhadores e com isso uma redução na oferta de habilidade para o setor, o preço por unidade de habilidade neste setor se modificará, ou seja, a mudança nos preços relativos do trabalho, levará a uma redistribuição de trabalhadores entre os setores.

Considerando a existência de apenas dois setores (formal e informal) e que o salário mínimo atinja somente o setor formal, a imposição de um mínimo W_m , fará com que os

trabalhadores desse setor com níveis de habilidade relacionados a salários abaixo do mínimo serão demitidos. Mais formalmente, se $P_{Sf} \cdot S_f < W_m$, ou seja, se o preço por unidade de habilidade utilizada no setor formal (P_{Sf}), multiplicado pelo nível desta habilidade, for menor que o valor do salário mínimo, a oferta de habilidade no setor formal será reduzida. Essa redução na oferta, faz com que o preço por unidade de habilidade no setor formal se eleve.

O gráfico 5 permite verificar tais efeitos. Em seus eixos estão representados os níveis de habilidade no setor formal (S_f) e informal (S_i). Neste espaço, uma reta representa a razão de preços dessas habilidades (P_{S_i}/P_{S_f}). Assim, aquele trabalhador que possuir um par de habilidades (S_f, S_i) situado acima da reta de equilíbrio inicial r , trabalhará no setor formal, caso contrário, se o par (S_f, S_i) se situar abaixo de r , encontrará emprego no setor informal.

Estipulando o valor do salário em W_m , e mantendo-se os preços P_{S_i} e P_{S_f} fixos, aqueles trabalhadores cujo valor (S_f, S_i) esteja na região entre a linha pontilhada e a reta r serão demitidos. Esta dispensa de trabalhadores induzirá um aumento em P_{S_f} . Além disso, esses trabalhadores vão se deslocar para o setor informal, o que, por sua vez, alterará o preço da habilidade neste setor. Com isso, cria-se um diferencial de preços entre os setores de tal forma que o setor formal passará tanto a atrair trabalhadores inicialmente empregados no setor informal, como reempregar alguns daqueles que foram demitidos ao antigo preço da habilidade no setor formal. Vale notar que, com os deslocamentos de trabalhadores entre os setores, o preço da habilidade no setor informal pode cair ou subir. Todavia, caso se eleve, este aumento será menor do que aquele verificado no preço da habilidade no setor formal. Por isto, é importante notar que, com o aumento no preço de por unidade de habilidade do setor formal, o nível de emprego neste setor certamente se reduzirá.

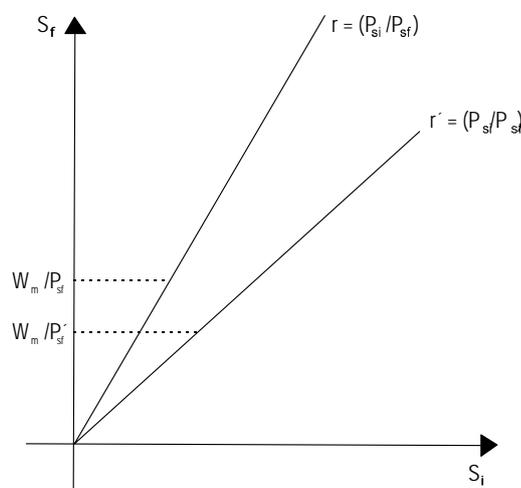


Gráfico 5 – Efeitos do salário mínimo

Fonte: Heckman e Sedlacek (1981)

1.3 – Modelo monopsonista

Ehrenberg e Smith (1999) apresentam o modelo de mercado de trabalho monopsonista como exemplo de concorrência imperfeita. Contudo, mercados desse tipo, assumem alguns dos pressupostos para um mercado de concorrência perfeita, ou seja, níveis de salário e emprego determinados no equilíbrio entre demanda e oferta, a produtividade do trabalho determinando a demanda por trabalho. Entretanto, no mercado de insumos monopsonistas, há um único comprador de insumo, com poder de monopólio sobre sua contratação, neste caso, mão-de-obra. Para o caso em que somente há um insumo variando, o número de trabalhadores que determina a maximização do lucro do monopsonista se dá no ponto onde a despesa marginal do trabalho se iguala à sua receita marginal. A partir desse ponto, se encontra a quantidade de trabalhadores que estarão dispostos a trabalhar a um determinado nível salarial, visto que esta firma não se defronta com uma curva de oferta perfeitamente elástica, ou seja, quando aumenta a utilização de trabalho, o seu preço aumenta. Assim sendo, o comprador monopsonista incorre em uma despesa marginal crescente ao comprar uma unidade adicional de trabalho. “Uma vez que o preço por unidade aumenta com o aumento do emprego, a despesa marginal com o insumo excede seu preço em todos os níveis de emprego, a curva da despesa marginal com o insumo é positivamente inclinada, encontrando-se à esquerda da curva de oferta do insumo, e aumentando mais rapidamente que essa última”⁵ (Ferguson, 1996, p. 482-483).

Dickens, Machin e Manning (1994) aplicaram um modelo monopsonista para analisar os possíveis efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho. De imediato, a imposição do salário mínimo faz com que a firma monopsonista se torne uma tomadora de preços no mercado de trabalho. Esse efeito sobre o nível de salário e emprego, vigente no mercado de trabalho, pode ser positivo, negativo ou nulo. O gráfico 6, representando em um mesmo espaço o número de trabalhadores *versus* salário real, ilustra o efeito do salário mínimo para uma firma monopsonista no mercado de trabalho. O efeito do salário mínimo dependerá da posição da curva de receita marginal do trabalho em relação ao nível de salário mínimo.

⁵ Admita uma função inversa de oferta: $w = g(x)$, w é o preço do insumo, x é a quantidade ofertada do insumo e $g'(x) = dw/dx > 0$. O custo variável é: $C(x) = wx = xg(x)$. Assim, a despesa marginal com o insumo é: $DMg = dC(x)/dx = g(x) + xg'(x) = w + x dw/dx$. Se $g'(x) > 0$, a curva de despesa marginal com o insumo deve estar acima da curva de oferta do insumo. A inclinação da curva de oferta é dada por $g'(x)$, e a inclinação da despesa marginal é: $dDMg/dx = 2g'(x) + xg''(x)$, sendo esta última mais íngreme que a curva de oferta.

Assim como na concorrência perfeita, o salário mínimo produz um efeito nulo quando o salário de equilíbrio encontra-se acima do mínimo. Neste caso, a curva de receita marginal do trabalho é representada por $RMgN_1$, a qual intercepta a curva de despesa marginal no ponto A, empregando desta forma, N_1 trabalhadores ao salário W_1 .

No ponto B, representando o equilíbrio inicial, dado pela interseção entre a curva de receita marginal $RMgN_2$ e a curva de despesa marginal $DMgN$, N_2 trabalhadores são empregados ao nível salarial de W_2 . Caso o salário mínimo seja fixado em W^* , a curva de oferta estabelecida seria $W^* a N^S$ e a curva associada à despesa marginal se torna $W^* a b$ $DMgN$. Assim, o emprego tem um acréscimo de N_2 para N^* .

O terceiro caso, de um efeito negativo do salário mínimo sobre o nível de emprego, se dá considerando o equilíbrio inicial determinado pela interseção das curvas $RMgN_3$ e $DMgN$, no ponto c, com N_3 trabalhadores empregados ao nível salarial W_3 . Ao nível de salário mínimo W^* , a curva de oferta defrontada pela firma seria $W^* a N^S$ e a correspondente curva de despesa marginal do trabalho, representada pelo segmento $W^* a b$ $DMgN$. A quantidade de trabalho maximizadora dos lucros da firma se dá no ponto N_{31} , ou seja, a imposição do salário mínimo faz com que o salário se eleve de W_3 para W^* e o nível de emprego se reduza de N_3 para N_{31} .

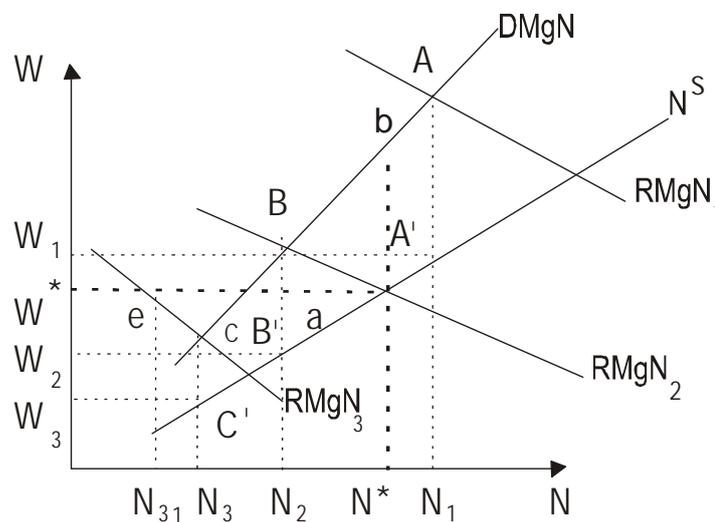


Gráfico 6 – Equilíbrio no mercado de trabalho monopsonista

Fonte: Ferguson (1996)

Os resultados do modelo monopsonista têm sido muitas vezes utilizados como uma exceção às conclusões do modelo competitivo padrão. De fato, enquanto neste último as

elevações no valor do salário mínimo geram inevitáveis reduções no nível de emprego, no modelo monopsonista é possível que as elevações no mínimo produzam aumento do emprego.

1.3.1 - Modelo monopsonista via salário de eficiência

No modelo monopsonista apresentado anteriormente, a condição de monopsonista aparece pela existência de somente uma firma no mercado, ou pelo poder de atrair e manter seus empregados com maiores ofertas salariais. Rebitzer e Taylor (1991), através de um modelo de salário de eficiência, no qual a origem do comportamento monopsonista da firma está associada à combinação de outros fatores, demonstram que os efeitos do salário mínimo sobre o nível de emprego podem ser positivos. A idéia é que as firmas utilizam formas de monitoramento e prêmios salariais para incentivar o esforço dos trabalhadores, sendo que estes podem determinar o nível de esforço que despenderão no trabalho.

O modelo assume algumas hipóteses básicas. A primeira se refere ao grande número de pequenas firmas, as quais são idênticas e independentes. A segunda hipótese crucial é que as firmas monitoram o desempenho dos trabalhadores, ameaçando com demissão aqueles trabalhadores que não se esforçarem em suas tarefas, porém, de maneira imperfeita, ou seja, a probabilidade de descobrir um empregado que esteja negligenciando esforço (“shirking”) é menor que 1, ($d < 1$). A terceira hipótese se refere ao número de empregados adicionais contratados pelas firmas, o que torna a tarefa de monitoramento das firmas mais difícil, uma vez que a quantidade de recursos gastos para monitorar os trabalhadores é fixa, ou seja, a probabilidade de detecção dos trabalhadores que não se esforçam no trabalho está inversamente relacionada ao tamanho da força de trabalho: $d'(N) < 0$.

Os trabalhadores, os quais são homogêneos e maximizadores, derivam sua utilidade a partir do salário, w , e da desutilidade despendida no esforço do trabalho (e), assim:

$$u(w, e) = w - e \quad (1.29)$$

Além disso, os trabalhadores podem escolher dois níveis de intensidade do trabalho: o nível de intensidade alta ($\varepsilon = e > 0$) e baixa ($\varepsilon = 0$), neste caso, o trabalhador não se esforça no trabalho.

O modelo admite que a decisão do trabalhador quanto ao seu nível de esforço no trabalho depende do salário que ele recebe, sendo assim, a firma pode utilizar este mecanismo como forma de incentivar o esforço do trabalhador. A partir disso, Rebitzer e Taylor (1991), afirmam que, a utilidade de um indivíduo que não está empregado é \bar{w} , tal que, o menor

salário para induzir qualquer trabalhador a aceitar o emprego é $\bar{w} + e$. Neste caso, um salário $\bar{w} + e$ não induzirá o trabalhador a ter um alto nível de esforço. Deste modo, o salário que previne a negligência do trabalhador excede os benefícios da negligência.

Para derivar o menor salário que a firma precisa despende para o trabalhador não negligenciar, Rebitzer e Taylor (1991), assumem que os trabalhadores têm vida infinita, possuem uma taxa de desconto intertemporal constante igual a r e se defrontam com uma taxa de saída do emprego igual a q , e conseqüentemente, têm probabilidade $(1-q)$ de permanecer no emprego a cada período.

Assim, para o trabalhador não negligente, o valor presente do fluxo de utilidade (V^N) é:

$$V^N = w - e + \frac{(1-q) \cdot V^N}{(1+r)} + \frac{q \cdot V^A}{(1+r)} \quad (1.30)$$

onde V^A é o valor presente da utilidade que o trabalhador pode obter não estando empregado.

Uma vez que a probabilidade dos trabalhadores negligentes serem descobertos e demitidos é d , a probabilidade destes trabalhadores permanecerem empregados se reduz a $(1-q)(1-d)$. Sendo que, o valor presente da utilidade para o trabalhador que negligencia esforço no trabalho é dado por:

$$V^S = w + \frac{(1-q)(1-d) \cdot V^N}{(1+r)} + \frac{\{1 - [(1-q)(1-d)]\} \cdot V^A}{(1+r)} \quad (1.31)$$

Os trabalhadores, maximizadores do valor presente da utilidade esperada, evitarão trabalhar a menos que: $V^N - V^S \geq 0$, ou seja, se $V^N > V^S$, os trabalhadores despendem o máximo esforço em sua função.

A escolha das firmas sobre o menor salário que faz o trabalhador desencorajar-se a negligenciar é obtida a partir das equações (1.30) e (1.31):

$$w = \bar{w} + e + \frac{e[r + s + q]}{[d(1-q)]} \quad (1.32)$$

onde s é a probabilidade de um trabalhador não empregado obter emprego.

A condição de não-negligência tem implicações importantes para esta análise. Primeiro, a utilidade do emprego excede o nível de utilidade de reserva. Segundo, se as firmas utilizam planejamento para ajustar a variabilidade na demanda, o salário é uma função inversa da probabilidade da firma manter trabalhadores negligentes de um período para outro. Sendo assim, o aumento do tamanho da força de trabalho da firma, reduz a probabilidade de detectar

e demitir trabalhadores que estiverem negligenciando. Isto, por sua vez, induz as firmas a elevarem os salários, fazendo com que os trabalhadores se esforcem no trabalho.

Supondo que a função de produção da firma é uma função da quantidade de emprego utilizada, $f(N)$, e que o preço do produto é igual a um, a firma maximiza a função lucro: $f(N) - w(N)$. A condição de primeira ordem é que a firma emprega o tamanho ótimo da força de trabalho, N_0 , tal que o valor do produto marginal do trabalho deve igualar o custo marginal do trabalho:

$$f'(N_0) = w + N_0 w'(N_0) \quad (1.33)$$

Em que, diferenciando (1.33) em relação a N , tem-se:

$$w'(N_0) = -\frac{e.(r+s+q).d'(N_0)}{d^2(1-q)} > 0 \quad (1.34)$$

O custo marginal do trabalho, representado pelo lado direito de (1.33) é maior que o salário por ela pago. Além disso, um crescimento no número de empregados reduz a probabilidade de detectar e demitir trabalhadores negligentes, induzindo as firmas a elevar o salário para que os trabalhadores se esforcem no trabalho.

A decisão sobre a demanda de emprego pela firma está ilustrada no gráfico 7. No nível ótimo de emprego, o custo marginal do trabalho, CMg , excede o salário w_0 , sobre a curva NSC , a qual representa os menores salários suficientes para garantir a não-negligência dos trabalhadores, ou ainda, é derivada de uma combinação entre o comportamento do trabalhador e o fato de que a firma utiliza um salário de eficiência. Assim, a imposição (elevação) do salário mínimo tem o efeito de igualar o custo marginal ao valor do salário mínimo. Assim, desde que $w_m < CMg(N_0)$, o custo marginal da firma decrescerá, resultando em um crescimento no emprego de N_0 para N_m .

A imposição de um salário mínimo aumenta o custo do trabalhador ser demitido, tornando mais efetiva a ameaça de demissão para os trabalhadores negligentes. Embora as firmas não tenham escolhido elevar os salários na ausência da legislação do salário mínimo, uma vez que são forçadas a tal decisão, elas averiguam que a este nível de salário não requer níveis de monitoramento elevados para assegurar a não-negligência. Com parte dos recursos que a firma despendia com supervisão se tornando livres, torna possível a contratação de novos trabalhadores.

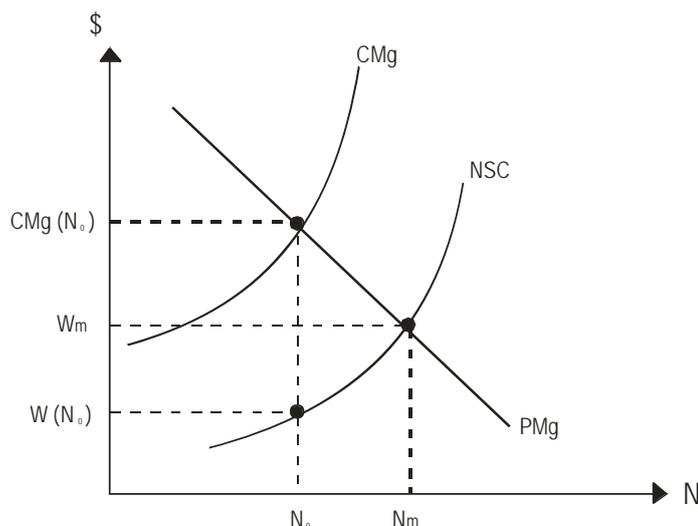


Gráfico 7 – Determinação de salário e emprego para uma firma quando os recursos de supervisão são fixos

Nota: NSC = “no-shirking condition”

Fonte: Rebitzer e Taylor (1991)

Entretanto, futuros aumentos no valor do salário mínimo acima do nível w_m , mais precisamente, entre w_m e $CMg(N_0)$, pode causar efeitos deletérios sobre o emprego, passando a decrescer em relação a N_m , e reduzindo-se em relação ao nível inicial N_0 , se o mínimo for fixado acima de $CMg(N_0)$.

Neste capítulo, foram apresentados diversos modelos que tratam dos efeitos que variações no valor do salário mínimo podem ter sobre o mercado de trabalho. Ao longo do texto procurou-se analisar cada um desses modelos, explicitando seus resultados acerca dos impactos do salário mínimo sobre emprego e salário. Como constatado, esses resultados não apresentam consenso. Assim, afim de expor de forma mais concisa os resultados mais interessantes para os objetivos dessa dissertação, se torna necessário extrair destes modelos teóricos informações sobre o estado de (des)ocupação da mão-de-obra a partir de elevação no mínimo. O quadro-resumo 1 contém as principais previsões de cada modelo.

Desde o modelo competitivo padrão, o efeito do salário mínimo sobre o desemprego vem recebendo atenção. Em tal modelo a fixação do salário mínimo além do salário de equilíbrio, causa desemprego. Tal fato mereceu atenção no modelo de Mincer (1976) e Gramlich (1976). Segundo esses autores, o desemprego pode aumentar ou diminuir em decorrência de elevação no salário mínimo, se condicionando ao fato de os trabalhadores demitidos do setor formal se deslocarem para o setor informal ou permanecerem desempregados. Nos modelos monopsonistas e de salário de eficiência, a fixação do salário

mínimo, até certo nível, aumenta a demanda por trabalho o que provoca diminuição na taxa de desemprego.

Quadro 1 – Resumo dos principais resultados dos modelos teóricos

Modelos teóricos	Efeitos do salário mínimo sobre os estados de (des)ocupação da mão-de-obra			
	Desemprego	Nível de emprego do setor formal	Nível de emprego do setor informal	Inatividade
I) Competitivo padrão	positivo	negativo	-	-
II) Extensões do modelo competitivo padrão				
II.1) Dois setores com trabalhadores homogêneos				
II.1.1) Welch (1974)	-	negativo	positivo	?
II.1.2) Mincer e Gramlich (1976)	?	negativo	?	-
II.2) Trabalhadores heterogêneos				
II.2.1) Dois tipos de trabalhadores				
II.2.1.1) Um setor	?	?	-	-
II.2.1.2) Dois setores [Abowd e Killingsworth (1981)]	?	negativo	?	?
II.2.2) Contínuo de tipos de trabalhadores				
II.2.2.1) Pettengill (1981)	positivo	negativo	-	-
II.2.2.2) Heckman e Sedlacek(1981)	?	negativo	?	-
III) Não competitivo				
III.1) Monopsonista tradicional	negativo	positivo	-	-
II.2) Salário de eficiência	negativo	positivo	-	-

Nota: Um ponto de interrogação significa que o efeitos previsto pelo modelo é ambíguo; um traço significa que o modelo não faz previsão.

Modelos que tratam de efeitos sobre o grau de informalidade (relação entre níveis de emprego informal e formal) chegam a resultados ambíguos. No caso de aumento do grau de informalidade, tal fato decorre de parte da mão-de-obra demitida do setor formal se ingressar no informal. O efeito negativo se dá no caso da maior parte dos trabalhadores demitidos do setor formal preferir ir para o estado de desemprego a trabalhar no segmento informal.

Modelos competitivos que trabalham com a hipótese de trabalhadores heterogêneos, inserem em seus resultados a possibilidade de trabalhadores menos qualificados, demitidos do

setor formal, saírem da força de trabalho, além de permanecerem desempregados ou se deslocar para o setor informal. Portanto, essas alternativas de mobilidade da mão-de-obra, impossibilitam prever os resultados da realocação desta para os diversos estados em que pode se encontrar.

Mesmo com as contradições verificadas nos modelos teóricos, as evidências empíricas poderão oferecer subsídios na explicação dos deslocamentos de mão-de-obra a partir de elevação no valor do salário mínimo. Por isso, no capítulo seguinte serão apresentados os procedimentos metodológicos utilizados para obter tais evidências.

CAPÍTULO 2 – PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS DA PESQUISA

A fim de atingir os objetivos propostos e contribuir para o debate sobre a política de salário mínimo na economia brasileira, o trabalho pretende estimar os impactos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho metropolitano brasileiro. Através de um modelo de auto-regressão vetorial (VAR), a partir da base de dados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para quatro Regiões Metropolitanas do Brasil (Recife, Porto Alegre, Rio de Janeiro, São Paulo)⁶ separadamente, no período de agosto de 1994 a dezembro de 2002⁷, verificar-se-ão tais impactos.

2.1 – Base de dados

A base de dados a ser utilizada consiste nas seguintes séries mensais obtidas junto ao IBGE, para cada Região Metropolitana separadamente: i) salário mínimo nominal; ii) população economicamente ativa (PEA); iii) população em idade ativa (PIA); iv) população ocupada com carteira de trabalho assinada; v) população ocupada sem carteira de trabalho assinada; vi) taxa de desemprego aberto na semana de referência, e vii) Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

2.2 – Modelo empírico

A fim de orientar melhor a discussão sobre os efeitos que uma mudança no valor do salário mínimo pode ocasionar, pode-se dividi-los em dois efeitos, diretos e indiretos, sobre uma série de variáveis de desempenho do mercado de trabalho. No que tange aos efeitos diretos, estes estão associados ao papel que o salário mínimo cumpre como preço do fator trabalho no setor formal do mercado de trabalho. Tal efeito tende a gerar modificações sobre o nível e dispersão salarial, nível e estrutura do emprego do setor formal. Na medida em que o mercado de trabalho como um todo é influenciado pelo processo de ajuste no setor formal, os efeitos indiretos do salário mínimo surgem, impactando todos os indicadores do mercado de trabalho. Além disso, o papel desempenhado pelo salário mínimo como indexador para os

⁶ Tais Regiões Metropolitanas foram escolhidas de modo a representar as regiões incluídas na PME (nordeste, sudeste e sul), de modo que, se acredita, apresentam diversidades no que tange ao mercado de trabalho.

⁷ A PME passou por uma reformulação importante não só em relação a seleção das amostras, mas também com relação aos instrumentos de coleta tais como o questionário básico de investigação. Para maiores detalhes, ver IBGE (2003).

reajustes salariais dos setores que não seguem/cumprem a legislação trabalhista, podem provocar mudanças diretamente nestes setores e, indiretamente, em todo o mercado de trabalho. Em suma, a conjugação dos efeitos diretos e indiretos do salário mínimo tende a impactar sobre o mercado de trabalho como um todo, com possíveis reflexos sobre um conjunto de variáveis.

A fim de avaliar a natureza e estimar a magnitude desses efeitos, o modelo empírico proposto tratará das estimativas dos efeitos do salário mínimo sobre uma diversidade de indicadores do desempenho do mercado de trabalho metropolitano brasileiro, os quais são especificados no quadro 2 a seguir. O propósito é estimar o efeito total do salário mínimo, não fazendo distinção entre efeitos diretos e indiretos, sobre um conjunto selecionado de indicadores, a saber: taxa de atividade, taxa de desemprego e grau de informalidade⁸.

Quadro 2 – Relação e conceito dos indicadores de desempenho do mercado de trabalho

Indicador	Conceito
A) Taxa de atividade	Razão entre a População Economicamente Ativa (PEA) e a População em Idade Ativa (PIA)
B) Grau de informalidade	Razão entre os ocupados sem carteira assinada e os ocupados com carteira assinada
C) Taxa de desemprego aberto na semana de referência	Razão entre o total de desocupados na semana de referência e a PEA

Fonte: Elaboração do autor.

A partir de uma melhor identificação das variáveis de interesse, nota-se que elas representam estados em que a mão-de-obra em idade ativa, ou seja, apta a participar do mercado de trabalho, pode se encontrar. A taxa de atividade representada pela razão entre a PEA e a PIA indica a proporção da população em idade ativa que se encontra inserida no mercado de trabalho em qualquer condição, ocupada ou desocupada. Desta forma, uma queda nesta razão representa um determinado volume de mão-de-obra deixando o mercado de trabalho. O inverso se dá quando aumenta o ingresso de mão-de-obra no mercado, ou a procura de emprego, ou já empregada.

⁸ Nos modelos teóricos vistos anteriormente verificou-se que a possibilidade de realocação da mão-de-obra após um aumento no valor do salário mínimo se dá no sentido do desemprego, da informalidade, ou para a inatividade.

Ambos os setores tratados neste trabalho (formal e informal), retratam o estado de ocupação da mão-de-obra empregada. Esta variável trata tanto de realocação na ocupação entre os dois setores, quanto de desempregados ou inativos que neles se inserem.

Por fim, a taxa de desemprego representa o estado de desocupação da população participante do mercado de trabalho. Uma queda em sua razão pode advir tanto do deslocamento da mão-de-obra desocupada para os dois setores de ocupação, quanto pela entrada de mão-de-obra do mercado de trabalho, através do aumento da PEA.

Na realidade, essa realocação de mão-de-obra entre os estados da força de trabalho não tem direção definida já que a própria elevação no mínimo aumenta a atratividade do setor formal, ou seja, ao invés de se deslocarem para o setor informal ou para fora da força de trabalho, os trabalhadores podem preferir ir para o estado de desemprego a fim de esperar por uma oportunidade de emprego no setor formal. Por exemplo, para o grau de informalidade pode ocorrer um aumento ou queda neste de acordo com as extensões de ambos os efeitos sobre os níveis de emprego formal e informal. Em suma, podem ocorrer aumentos ou reduções na taxa de desemprego, no grau de informalidade e na taxa de atividade.

Diante das relações citadas, propõe-se, através do uso da metodologia VAR, analisar as inter-relações do salário mínimo nos distintos modelos propostos. Os modelos VAR permitem analisar as inter-relações dinâmicas entre as variáveis e suas inovações (choques). Nos modelos empíricos especificados, essas inter-relações se dão entre choques no salário mínimo e seus efeitos sobre as variáveis componentes da equação.

Dois fatores justificam a utilização dos modelos VAR para a estimação dos modelos propostos. A abordagem VAR apresenta um simples caminho no estudo da dinâmica macroeconômica em razão de não necessitar de uma completa especificação da estrutura da economia, além de ser bastante apropriada para fazer previsões. Assim, os modelos a serem estimados procuram verificar as mudanças nas variáveis selecionadas a partir de variações no salário mínimo para cada região metropolitana selecionada.

Na especificação dos modelos VAR, todas as séries de dados serão expressas em números índices, com mês-base em agosto de 1994.

Em todos os modelos, a série de salário mínimo será deflacionada pelo INPC, o qual é o deflator mais indicado, pois, mede o custo da cesta de bens adquirida pelo consumidor.

Posto isto, descreve-se os procedimentos econométricos que possibilitam estimar os modelos VAR e alcançar os objetivos propostos.

2.3 – Procedimentos econométricos adotados para a especificação do modelo proposto

A metodologia empregada nesse estudo inicia-se com os testes de raiz unitária em séries temporais. Essa metodologia foi proposta inicialmente nos trabalhos de Fuller (1976) e Dickey & Fuller (1979; 1981), sendo completada posteriormente pelos trabalhos de Phillips e Perron (1988). A segunda parte é composta pelos testes de co-integração desenvolvidos por Engle & Granger (1987) e por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). Posteriormente são aplicados os modelos de auto-regressão vetorial (VAR), conforme estabelecido em Sims (1980) e Bernanke (1986).

2.3.1 – Teste de raiz unitária

A presença de tendência em séries de tempo compromete a aplicação de boa parte do instrumental econométrico. Os modelos de regressão linear só têm suas propriedades asseguradas se todas as variáveis neles contidas forem estacionárias, ou seja, se as suas média e variância se apresentam constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância entre os dois períodos. Além do mais, em modelos econométricos que incluem variáveis não-estacionárias, as estatísticas t e F usuais podem não ser úteis.

A questão de uma série temporal ser estacionária ou não estacionária tem implicações tanto estatísticas quanto econômicas. Para uma série temporal não estacionária, o efeito de qualquer choque é permanente. Considere o exemplo:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

onde ε_t é um processo estacionário de média zero. Suponha que em algum período, digamos y_t , haja um aumento C em ε_t . Então, todos $y_t, y_{t+1}, y_{t+2}, \dots$, aumentam em C. Logo, o efeito do choque C, é permanente. No entanto, se tivermos o modelo:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad |\alpha| < 1 \quad (2.2)$$

O efeito do choque termina com o tempo, começando em y_t , que aumenta em C, valores sucessivos de y_t , se elevarão em $C\alpha, C\alpha^2, \dots$ (MADALLA, 1992).

Do ponto de vista estatístico, o problema surge devido à não estacionariedade das séries, dado que possibilita a identificação de relações espúrias entre elas, e assim obtemos estimadores inconsistentes. Além disso, em modelos econométricos que incluem variáveis

não-estacionárias, as estatísticas t e F usuais podem não ser úteis. Logo, faz-se necessária a estacionariedade das séries para que o comportamento entre elas não seja espúrio, e os seus estimadores sejam consistentes.

Nesse trabalho será utilizado o teste de Dickey-Fuller ampliado (ADF) (1981) para testar a presença de raiz unitária em cada série temporal.

De acordo com Enders (1995) o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller ampliado (ADF) pode ser posto sequencialmente:

1) estimar uma auto-regressão contendo um intercepto e uma variável tendência, considerando as defasagens determinadas pelos testes AIC e SBC, ou seja:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \phi y_{t-1} + \varphi \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + u_t$$

2) testa-se a hipótese de que $\phi=0$ utilizando-se a estatística τ_τ ;

3) se a hipótese não for rejeitada, utiliza-se a estatística τ_β para testar $\beta_2 = 0$. Se esta hipótese for rejeitada testa-se $\phi=0$ usando a distribuição normal;

4) se a hipótese $\beta_2 = 0$ não for rejeitada, deve-se estimar o modelo sem a variável de tendência, mas com intercepto:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \phi y_{t-1} + \varphi \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + u_t$$

5) baseando-se nesta auto-regressão, deve-se testar a hipótese de que $\phi=0$ utilizando-se a estatística τ_μ ;

6) sua rejeição leva a testar a hipótese $\beta_1=0$ utilizando a estatística $\tau_{\beta\mu}$. Caso se rejeite essa hipótese, testa-se $\phi=0$ usando a distribuição normal;

7) não se rejeitando a hipótese $\beta_1=0$, estima-se o modelo sem intercepto e tendência:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \varphi \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + u_t$$

8) deve-se testar a hipótese $\phi=0$ utilizando a estatística τ . Se esta hipótese não puder ser rejeitada, conclui-se que o processo gerador da série possui raiz unitária. Portanto, deve-se trabalhar com a variável diferenciada e não em nível;

9) se isso ocorrer deve-se repetir o processo, porém considerando-se uma diferença a mais para verificar que a série é integrada de ordem 1, I(1). Se a hipótese mais uma vez não for rejeitada, continua-se o processo (aumentando o número de diferenças) até que o teste apresente-se significativo.

2.3.2 – Teste de co-integração

Um dos objetivos da econometria é avaliar empiricamente teorias econômicas que em geral, pressupõem relação de equilíbrio de longo prazo entre variáveis. A averiguação das teorias econômicas pode ser feita com base em séries temporais que, em sua maioria, apresentam algum tipo de tendência.

A existência de tendência pode levar a regressões espúrias, ou seja, à aceitação de relação entre as variáveis geradas por processos inteiramente independentes. A análise de co-integração vem, portanto, averiguar se existe uma combinação linear entre as variáveis que possa ser estacionária, ou seja, testar a co-integração de um sistema multiequacional, é verificar se no longo prazo as variáveis do modelo convergem para relações de equilíbrio. Portanto, para fins de estimação, é importante incluir o desvio de longo prazo (isto é, a relação de co-integração) no modelo de auto-regressão vetorial, submetido à correção de erros.

2.3.2.1 - Método de Johansen e Juselius

Utilizará neste trabalho o seguinte procedimento de co-integração desenvolvido por Johansen e Juselius (1990), onde, define-se um vetor de variáveis endógenas z_t a partir de um processo auto-regressivo (VAR):

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

em que z_t é um vetor ($n \times 1$) de variáveis estocásticas, ε_t é independente identicamente distribuída, $\varepsilon_t \square i.i.d.(0, \Sigma)$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0 \quad \forall t \neq s$

Ao qual pode-se assumir a seguinte forma:

$$\begin{aligned} \Delta z_t &= A_1 z_{t-1} - z_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= (A_1 - I) z_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.8)$$

$$\Delta z_t = \Pi z_t + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

Π é a matriz de raízes características, a qual, revela o número de vetores de co-integração presentes entre as variáveis do vetor z_t . No caso extremo dessa matriz ser nula, $rank(\Pi) = 0$, não se têm vetores co-integrados.

Partindo de um modelo auto-regressivo de ordem p , VAR (p), para k variáveis, o vetor assume a seguinte forma:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} + \dots + A_p z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

$$\Delta z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta z_{t-i} + \Pi z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

Sendo o valor de Π o número de vetores de co-integração, se a mesma for nula depara-se com VAR em diferenças. Encontrando-se um valor r (*rank*) idêntico ao número das variáveis do modelo, o vetor é estacionário, e se o valor r estiver entre 1 e k isso implica em um dado número de variáveis do vetor que apresentam relações de co-integração.

Johansen & Juselius (1990) apresentaram os testes do λ_{traco} e do λ_{max} :

$$\lambda_{\text{traco}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2.12)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (2.13)$$

onde $\hat{\lambda}$ são os valores estimados das raízes características obtidas da matriz Π estimada e T é o número de observações. A hipótese nula do primeiro teste é de que o número de vetores de co-integração distintos são iguais ou inferiores a r , a hipótese alternativa é que o número de vetores de co-integração é maior do que r . No segundo teste, a hipótese nula é de que o número de vetores de co-integração é igual a r , enquanto que a hipótese alternativa é de que existe $r+1$ vetores de co-integração.

Caso as variáveis do modelo sejam não-estacionárias, mas co-integradas da mesma ordem, então a estimação deve ser feita com Modelos de Correção de Erros (MCE). Neste caso, a equação (nas diferenças) deve incluir a variável que mede o desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo (defasada de um período), sem o que a equação não é corretamente especificada.

2.4 – Metodologia de auto-regressão vetorial (VAR)

Os modelos VAR foram propostos como alternativa aos modelos estruturais multiequacionais e têm sido muito utilizados na economia desde que foram propostos por Sims (1980). Sua principal característica consiste em tratar todas as variáveis de forma simétrica, ou seja, sem distinção entre variáveis endógenas e exógenas.

Diferente dos modelos de equações simultâneas, os quais exigem a imposição de restrições para serem estimados, nos modelos VAR especifica-se um conjunto de variáveis que se interagem, exigindo apenas que as variáveis se relacionem dentro do sistema e determine o número de defasagens necessárias para captar a dinâmica de interações entre as variáveis do modelo.

Esses modelos oferecem a possibilidade de obter o tempo de reação de respostas a choques, direção, padrão e duração das respostas e intensidade das respostas a choques, através da obtenção da função de impulso-resposta k períodos à frente, ou seja, a obtenção de elasticidades de impulso-resposta para k períodos à frente possibilita alcançar esses objetivos. Essas elasticidades permitem a avaliação do comportamento das variáveis em resposta a choques (inovações) individuais em quaisquer componentes do sistema, podendo assim, analisar, através de simulação, efeitos de eventos que tenham alguma probabilidade de ocorrer.

A metodologia VAR convencional tem como limitação o fato de ter uma estrutura recursiva para as relações contemporâneas entre as variáveis. Entretanto, o modelo conhecido como VAR estrutural, desenvolvido por Bernanke (1986) supera tal restrição e permite estabelecer relações contemporâneas tomando a teoria econômica como referência.

2.4.1 – Modelo VAR convencional

Considerando-se primeiramente um modelo auto-regressivo de ordem p [AR(p)] representado da seguinte forma:

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.14)$$

Ao invés de considerar esse processo em termos de escalar, considera-o na forma vetorial em, que x_t passa a representar um vetor coluna com k variáveis:

$$X_t = \sum_{i=0}^p A_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

X_t é o vetor ($k \times 1$) das variáveis do modelo, A_i são as matrizes ($k \times k$) de coeficientes que relacionam os valores defasados e contemporâneos com os valores correntes das variáveis e ε_t são os termos de erro estocástico, matrizes de ordem ($k \times 1$), chamados de impulsos ou inovações, com média zero, variância constante e não-correlacionados.

No presente trabalho o vetor X_t compreende as variáveis, salário mínimo (Wm), grau de informalidade ($inform$), taxa de desemprego ($desemp$) e taxa de atividade ($ativ$), de modo que o sistema de equações é:

$$\begin{aligned}
Wm_{ij} &= b_{10} + b_{11}Wm_{(t-k)j} + b_{12} \text{ inf } orm_{(t-i)j} + b_{13} \text{ desemp}_{(t-i)j} + b_{14} \text{ ativ}_{(t-i)j} + \varepsilon_{1t} \\
\text{ inf } orm_{ij} &= b_{20} + b_{21}Wm_{(t-i)j} + b_{22} \text{ inf } orm_{(t-k)j} + b_{23} \text{ desemp}_{(t-i)j} + b_{24} \text{ ativ}_{(t-i)j} + \varepsilon_{2t} \\
\text{ desemp}_{ij} &= b_{30} + b_{31}Wm_{(t-i)j} + b_{32} \text{ inf } orm_{(t-i)j} + b_{33} \text{ desemp}_{(t-k)j} + b_{34} \text{ ativ}_{(t-i)j} + \varepsilon_{3t} \\
\text{ ativ}_{ij} &= b_{40} + b_{41}Wm_{(t-i)j} + b_{42} \text{ inf } orm_{(t-i)j} + b_{43} \text{ desemp}_{(t-i)j} + b_{44} \text{ ativ}_{(t-k)j} + \varepsilon_{4t}
\end{aligned} \tag{2.16}$$

$k = 1, 2, 3, \dots, p$

$i = 0, 1, 2, 3, \dots, p$

$j = j$ -ésima Região Metropolitana

O sistema (2.16) não pode ser estimado por mínimos quadrados ordinários, pois permite que os choques possam ter efeitos contemporâneos diretos e indiretos sobre as variáveis (viés de equação simultânea). Para contornar este problema, transformou-se este sistema de equações primitivo em uma forma chamada de forma padrão. Enders (1995) sugere transformar o sistema de equações em um vetor auto-regressivo da seguinte forma:

$$BX_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^p \Gamma_i X_{t-i} + \varepsilon_t \tag{2.17}$$

B representa a matriz dos parâmetros contemporâneos, Γ_0 é um vetor de interceptos, Γ_i é a matriz dos parâmetros das variáveis no tempo $t-i$ ($i = 1, 2, \dots, p$). Pré multiplicando a equação anterior por B^{-1} obtém-se o modelo VAR na forma padrão:

$$X_t = A_0 + \sum_{i=0}^p A_i X_{t-i} + e_t \tag{2.18}$$

Onde: $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_i = B^{-1}\Gamma_i$ e $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$. X_t é um vetor ($n \times 1$) contendo as variáveis a serem incluídas no VAR, A_0 é um vetor ($n \times 1$) de interceptos, A_i são matrizes ($n \times n$) e e_t é um vetor ($n \times 1$) de termos de erros com média zero, variância constante e não-correlacionados.

Dadas estas características, o modelo VAR pode ser estimado por mínimos quadrados ordinários.

Contudo, torna-se necessário efetuar alguns ajustes com relação à matriz variância-covariância dos resíduos, pois, geralmente essa é não diagonal, o que implica que os choques podem ocorrer simultaneamente com probabilidades diferentes de zero, tornando-se necessário diagonalizar a matriz variância-covariância. O procedimento usual para esta diagonalização é efetuar a decomposição de Choleski.

Para construir a função de impulso-resposta do VAR, é necessário que se represente a série auto-regressiva em um modelo em termos de médias móveis (VMA). Essa conversão de um VAR para um VMA é possível desde que o sistema seja estável, respeitando a

propriedade de invertibilidade do modelo de Box-Jenkins, ou seja, todas as raízes da matriz dos coeficientes tenham módulo menor que 1. Dito de outra forma, o modelo: $y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + e_t$ exige que a_1 seja menor que 1 em módulo, apresentando assim, a condição de estacionariedade.

Um modelo vetorial representado por médias móveis é descrito como:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A^i e_{t-i}, \text{ onde } \mu = (I_k - A_1)^{-1} v \quad (2.19)$$

Sob a hipótese de que os termos de erro possuem $E(e_t) = 0$, $Var(e_t) = \sigma^2$ e $Cov(e_t) = 0$, a interação entre as variáveis passa a ser expressa por:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (2.20)$$

Os coeficientes de Φ_i são os coeficientes da função impulso-resposta, observados a partir de choques ε_{it} nas variáveis do modelo considerado (MAIA, 2001).

2.4.2 – Modelos VAR estruturados e/ou identificáveis

O maior problema do VAR é a sua identificação (ENDERS, 1995). Por isso tal abordagem VAR é passível de críticas por ser desprovida de alguma teoria econômica. A única função do conteúdo econômico é sugerir as variáveis apropriadas a serem incluídas no VAR. Deste modo, o único fator considerado é a ordenação das variáveis, sendo o critério de ordenamento um processo *ad hoc*. Para transpor essa abordagem, surgiram os modelos estruturais. Esses modelos se diferenciam dos convencionais por considerarem hipóteses estruturais, não necessariamente recursivas, facilitando a interpretação econômica dos resultados. A representação do modelo VAR, neste caso é a seguinte:

$$\Phi_0 X_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.21)$$

sendo que X_t corresponde ao vetor das variáveis consideradas no modelo; Φ_0 é a matriz dos coeficientes de relações contemporâneas de ordem $(k \times k)$ (nesta matriz serão impostas restrições sobre os coeficientes); Φ_i são matrizes de ordem $(k \times k)$ contendo coeficientes de relações defasadas de ordem p entre as variáveis; ε_t é um vetor de choques ortogonais com média zero e não-correlacionado.

Os modelos VAR a serem estimados verificarão as inter-relações contemporâneas entre o salário mínimo e as três outras variáveis, de forma que estas restrições impostas sobre os coeficientes encontram subsídio na teoria econômica que relaciona variações no salário mínimo a variações em variáveis do mercado de trabalho.

A expressão estrutural (2.21) pode ser reescrita na forma reduzida, pré-multiplicando ambos os lados pela inversa da matriz dos coeficientes de interações contemporâneas:

$$X_t = \sum_{i=1}^p \Phi_0^{-1} \Phi_i X_{t-i} + \Phi_0^{-1} \varepsilon_t \quad (2.22)$$

A estimação da forma reduzida pode ser feita por Mínimos Quadrados Ordinários, obtendo-se os seus correspondentes resíduos:

$$e_t = \Phi_0^{-1} \varepsilon_t \quad (2.23)$$

cuja matriz de covariância $[Cov(e_t) = \varphi]$ será utilizada para estimar Φ_0^{-1} . Essa matriz possui $n(n+1)/2$ parâmetros livres que podem ser estimados.

CAPÍTULO 3 – O DEBATE DO SALÁRIO MÍNIMO NO BRASIL

3.1 – Introdução

No Brasil, o salário mínimo teve seu primeiro valor fixado em 1940, uma decisão que se tornou presente em todas as constituições, reafirmada em 1988, quando se definiu o salário mínimo como: “. . . fixado em Lei, (. . .) capaz de atender as necessidades vitais básicas [do trabalhador] e de sua família, com moradia, alimentação, educação, saúde, lazer, vestuário, higiene, transporte e previdência social, com reajustamentos periódicos que lhe preservem o poder aquisitivo, sendo vedada sua vinculação para qualquer fim.”

Portanto, uma das mais freqüentes finalidades que a política de salário mínimo tem é garantir um piso salarial para certos grupos de trabalhadores cuja posição no mercado de trabalho é considerada vulnerável, ou seja, uma vez identificado que determinados grupos ocupacionais não possuem poder de barganha ou organizacional para pleitearem um piso salarial, o estabelecimento do salário mínimo funciona como um mecanismo para garantir que estas categorias não recebam uma remuneração demasiadamente baixa.

Embora o critério para o cálculo do salário mínimo tenha sido baseado no atendimento das necessidades essenciais dos trabalhadores, não se pode dizer que ao longo de sua história seu valor tenha sido reajustado de forma a atender este critério. Vários fatores explicam tal comportamento⁹. Entretanto, o que parece ter sido o mais relevante está relacionado às diversas funções que a política de salário mínimo tem desempenhado no Brasil, fazendo com que possua um caráter dual, tanto como instrumento para a distribuição de salários como de estabilização de preços.

Deste modo, torna-se conveniente analisar a fixação e a evolução do salário mínimo no Brasil, bem como a contextualização sócio-político-econômica de seus reajustes e retornar a alguns pontos abordados na literatura específica antes de prosseguir no estudo da questão para poder entender seu papel efetivamente desempenhado na economia brasileira. Para isso, este capítulo está dividido em duas seções, além desta introdução. Na primeira seção, apresenta-se a descrição da evolução do valor do salário mínimo no Brasil, através da análise da trajetória do valor do mínimo em termos reais. Na segunda seção, será feita uma resenha da literatura que tratou da questão do salário mínimo no Brasil nos últimos anos, focalizando de que forma o uso do salário mínimo contribuiu para a evolução do mercado de trabalho.

⁹ Uma avaliação desta questão pode ser encontrada em Barros, Foguel e Mendonça (1996).

3.2 – Evolução do salário mínimo no Brasil

O valor real do salário mínimo tem sofrido fortes oscilações ao longo da história, dependendo do patamar inflacionário, das legislações de correção salarial, das orientações políticas dos governos e da capacidade de pressão popular e sindical, entre outros motivos. Com o objetivo de examinar mais detalhadamente a política de salário mínimo brasileira, a seguir, analisa-se sua evolução desde que ela foi criada. Para isso, acompanhar-se-á a trajetória do valor real do salário mínimo ao longo de sua história e, sempre que possível, utilizar-se-ão comparações com outras variáveis, principalmente com a evolução do Produto Interno Bruto *per capita*.

O valor inicial, em 1940 (média anual), do salário mínimo corresponderia em valores de 2002 a R\$661,00. Em 1957, verificou-se o seu maior valor histórico que, em valores de 2002, chegaria a R\$821,17. Desde então, gradativamente, seu valor vem perdendo essa referência histórica, até chegar em 2002 a 30% do seu valor em julho de 1940 (DIEESE, 2003).

O crescimento da produtividade nacional, indicado pela evolução do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita*, quando comparado com a evolução do nível do salário mínimo, mostra que o crescimento desses indicadores teve sentido inverso. Enquanto de 1940 até 2000, o PIB *per capita* cresceu cinco vezes, o salário mínimo decresceu a menos de um terço do seu valor inicial. Segundo Tavares e Souza (1981), dada a irregularidade da série de salário mínimo real, torna-se tarefa praticamente impossível encontrar uma única explicação para sua evolução em todo o período. Sendo assim, a subdivisão desse período se torna necessária, pois apresenta diferentes combinações entre produtividade e evolução dos salários, além das diversas políticas econômicas implantadas ao longo do período que colaboraram para sua irregularidade.

Após um período de negociação política iniciado na década de 1930, a fixação do salário mínimo em primeiro de maio de 1940, deu uma maior sustentação ao movimento de industrialização nacional, consolidando a construção de um mercado interno de consumo, além de desempenhar um importante papel de regulamentação do mercado de trabalho, através da proteção aos trabalhadores que tinham um salário abaixo do nível do mínimo fixado. Contudo, para Oliveira (1981), o valor do primeiro salário mínimo ficou abaixo da média dos menores salários, ou seja, cumpriu o papel de igualar os salários dos trabalhadores que recebiam menores rendimentos, porém, a nível reduzido.

Na segunda metade da década de 1940, o poder de compra do salário mínimo declinou de forma abrupta, dado seu congelamento nominal entre os anos de 1943 e 1952 (gráfico 8), em contraposição à elevação do nível de preços, que quadruplicou no mesmo período. Um dos principais fatores que explicam tal depreciação no valor do mínimo está associado à mudança de orientação política do governo. Com a saída de Getúlio Vargas, sua política paternalista foi substituída pelas idéias mais liberais que caracterizaram o governo de Eurico Gaspar Dutra. Outro aspecto também merecedor de destaque para o período em análise foi a intervenção do governo nos sindicatos e partidos políticos ligados à classe trabalhadora (SOUZA e BALTAR, 1979).

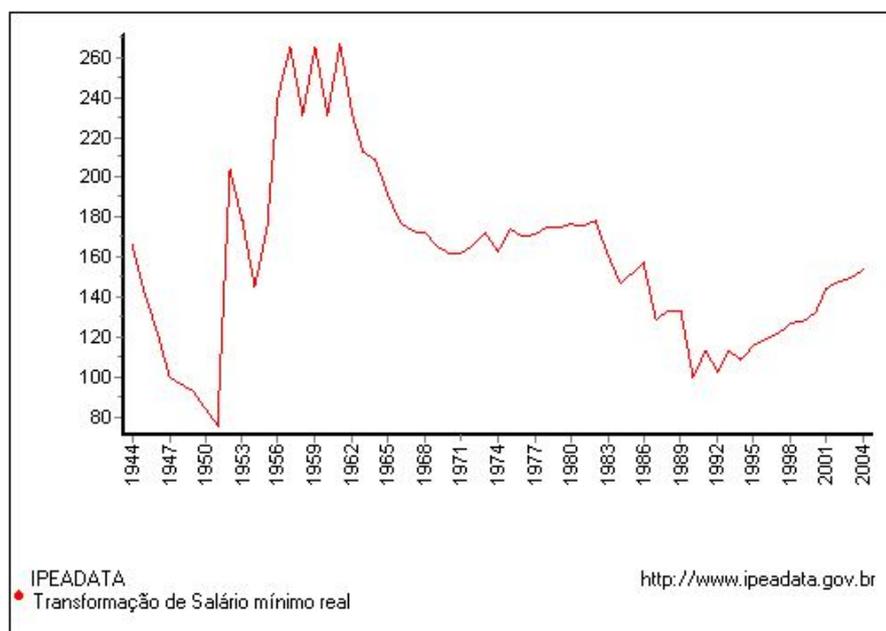


Gráfico 8 – Brasil: evolução do salário mínimo real – 1944-2004*

* Deflacionado pelo INPC e fixou-se como base 1990 = 100

A partir do início da década de 1950, período que representa a volta de Getúlio Vargas ao poder, o poder aquisitivo do salário mínimo recuperou a perda do período anterior, incorporando o expressivo crescimento da produtividade verificado entre 1952 e 1959. O salário mínimo atingiu seu auge, chegando a representar no período 1952/60 (média anual), 2,4 vezes o PIB *per capita*, enquanto no período 1944/51 (média anual), representava 1,3 vezes o PIB *per capita*. Entre os fatores que desempenharam um papel importante para explicar a recuperação e auge do mínimo nesta fase, podem ser destacados o caráter mais social dos governos desse período e os estímulos dados à industrialização brasileira, a qual requeria aumento de poder aquisitivo dos salários de base. Outro importante fator favorável à elevação real do salário mínimo destacado por Tavares e Souza (1981) foi a presença sindical,

conquistando o direito de greve e o décimo terceiro salário, acompanhando o padrão de desenvolvimento do setor de bens de consumo não-duráveis, o que possibilitou a generalização de um padrão de consumo adequado à nova estrutura produtiva.

A partir de 1960 a crise política que se iniciou, juntamente com a elevação inflacionária, interrompeu o processo de elevação real do salário mínimo. Com a queda dos salários de base, as margens de lucro das empresas foram aumentadas, viabilizando a modalidade do autofinanciamento. De acordo com Velloso (1988), o valor real do salário mínimo teria variado de acordo com o caráter conservador ou populista dos governos.

A interrupção do regime democrático em 1964, implicou na perda do poder sindical e na queda do salário mínimo, quando este deixou de estar diretamente vinculado ao custo de reprodução da força de trabalho. A política de salário mínimo esteve distante do atendimento dos objetivos estabelecidos pela legislação de 1940. Entre 1965 e 1974, o salário mínimo apresentou decréscimo de 33,5% em seu poder aquisitivo, provocando uma forte redistribuição de renda contra os assalariados (POCHMANN, 1994). Segundo Resende (1992), a política econômica de combate à inflação esteve fortemente relacionada à política de arrocho salarial, inclusive ao salário mínimo, desde o diagnóstico conservador do Plano de Ação Econômica do Governo (PAEG), que tentava desvincular os reajustes salariais da inflação passada, e com isso, por fim ao processo de espiral inflacionária.

Nos anos referentes ao “milagre econômico” (1968 – 1973), período de maior crescimento do produto, do emprego e da produtividade na economia brasileira, que se apoiou na maior capacidade de endividamento da classe empresarial para a aquisição de bens duráveis pesados, o poder aquisitivo do salário mínimo se manteve constante, situando-se muito abaixo do aumento da produtividade, confirmando a tese de que, a partir de 1964, não foi por razão econômica que o salário mínimo perdeu poder aquisitivo (POCHMANN, 1994).

A comparação das taxas crescimento médio anual do salário mínimo e da produtividade entre 1962 e 1973, permite verificar o significativo descolamento entre a trajetória dessas duas variáveis. A produtividade cresceu 4,2% em média anual neste intervalo, enquanto o salário mínimo experimentou um decréscimo real médio anual de 3,7%. Este período parece demarcar o início da mudança no uso do salário mínimo como um instrumento de política social para um mecanismo de estabilização de preços.

No período de 1975 a 1982, a diminuição do ritmo de crescimento, juntamente com a retomada do processo inflacionário, contribuiu para o declínio real do salário mínimo. Pela primeira vez desde a sua institucionalização em 1940, seu valor se situou abaixo da renda *per capita*, ambos em termos de média anual, ou seja, o salário mínimo anual passou a ser inferior

à renda nacional por habitante, enquanto nos anos anteriores, atingia valores nominais superiores à renda nacional dividida pelo número de habitantes.

De 1983 a 1989 a aceleração inflacionária ratificou a tendência de queda no valor real do salário mínimo. Neste período, as prioridades do governo estiveram essencialmente voltadas ao combate às persistentes altas taxas de inflação, sendo os diversos planos de estabilização condicionados a uma série de modificações na política salarial, atingindo de maneira direta a política de salário mínimo. A indexação que se aplicava ao salário mínimo deixou de existir. Evidentemente, o salário mínimo começou a acusar tal modificação, com seu valor declinando a partir de então. Vale destacar que, no reajuste de maio de 1984, o salário mínimo foi unificado em todo o país.

A introdução do Plano de Estabilização Econômica (Plano Cruzado) em fevereiro de 1986 modificou a política salarial, e com ela o salário mínimo. De acordo com as orientações da política de estabilização, os salários deveriam ser convertidos para a nova moeda com base na média atualizada dos seus valores nos seis meses anteriores, também estipulava um reajuste automático para os salários sempre que a taxa de inflação acumulada ultrapassasse 20% (gatilho salarial). O valor do salário mínimo, após ter recebido um abono de 15% em março deste ano, permaneceu inalterado até dezembro de 1986. Enquanto isso, ocorreu uma retomada da inflação que levou ao uso do “gatilho”, disparado no mês seguinte. Com o fracasso do plano, no início de 1987, o salário mínimo havia decrescido em termos reais, tendo alcançado em junho de 1987, um valor cerca de 25% mais baixo do que em março de 1986.

Os planos econômicos que se sucederam (Plano Bresser, Plano Verão e Plano Collor) mantiveram os salários congelados, fato que atingia também o salário mínimo. Porém, todos foram incapazes de estabilizar a taxa de inflação, e desta forma, o salário mínimo experimentou uma significativa depreciação real. Particularmente no Plano Collor, que congelou preços e salários e fixou posteriormente um mínimo de reajuste para o salário mínimo, aliado à maior desregulamentação do mercado de trabalho, proporcionou o estabelecimento do menor patamar de poder de compra do salário mínimo nos últimos 50 anos (DIEESE, 1995).

Em março de 1994 o governo lançou um programa de estabilização econômica (Plano Real) que pôs fim ao processo inflacionário brasileiro registrado na última década. De março a junho de 1994, foi instituída a Unidade Real de Valor (URV), que funcionava como um indexador universal de preços e salários. O salário mínimo também passou por esse processo

de indexação, tendo seus valores reajustados mensalmente com base nas variações desse indexador.

A partir de julho de 1994, com a conversão da unidade monetária de Cruzeiro Reais para Reais (R\$), o salário mínimo passou a valer R\$ 64,79. Em setembro de 1994 o mínimo sofreu seu primeiro reajuste após a estabilização inflacionária, passando a valer R\$ 70,00. No entanto, entre este mês e abril de 1995, o valor nominal do mínimo manteve-se fixo, revelando que o valor do salário mínimo em termos reais se depreciou, já que a inflação acumulada não foi nula.

Com os reajustes se dando em todos os meses de maio de cada ano e a inflação controlada, o período pós-Plano Real marcou o início do processo de revalorização do poder aquisitivo do salário mínimo. Em contraste com o período de 1993 a 1997, quando o salário mínimo real acumulou uma diminuição de 3,0%, apesar da elevação do PIB *per capita* estimada em 13,5%, nos anos de 1998 e 1999, o salário mínimo registrou uma elevação de 2,6% no seu poder aquisitivo, dado a queda na renda *per capita* de 2,1% (DIEESE, 2000).

De maneira geral, desde a introdução do valor do primeiro salário mínimo, até os dias de hoje, a política de salário mínimo passou por profundas modificações, seja no que diz respeito ao seu objetivo, seja no que se refere ao seu resultado. Apesar do avanço do processo de industrialização, o Brasil permaneceu com níveis muito baixos de salário mínimo. O fator econômico não pode ser responsabilizado pela sustentação de níveis tão reduzidos, já que entre 1940 e 2000, a renda *per capita* aumentou em cinco vezes, enquanto o poder aquisitivo do salário mínimo, principalmente a partir dos anos 60, não acompanhou a elevação da renda por habitante.

3.3 - O debate sobre o salário mínimo no Brasil

Os debates a respeito da política de salário mínimo, assumiram grande importância a partir da publicação do censo de 1970 pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o qual revelou uma piora na distribuição de renda da população. Para Cacciamali, Portela e Freitas (1994), uma vez reconhecido que o salário mínimo foi sistematicamente rebaixado neste período, a questão que se coloca é a análise de uma possível relação entre o salário mínimo e os demais salários. Segundo Corseuil e Servo (2002) o possível efeito do salário mínimo sobre a distribuição dos salários se apresenta como a principal justificativa para utilizá-lo diante do fato de o Brasil apresentar indicadores preocupantes em relação a essas duas variáveis.

A literatura que analisa a influência do salário mínimo sobre o mercado de trabalho é bastante ampla. De acordo com Corseuil e Servo (2002), os estudos brasileiros sobre o papel da política de salário mínimo no mercado de trabalho, podem ser divididos em três linhas de pesquisa: i) a primeira encontra os pesquisadores que buscam compreender os efeitos do salário mínimo sobre a determinação dos demais salários; ii) a segunda se situa no nível que procura determinar a relação entre salário mínimo e distribuição de renda; e iii) a terceira que analisa outros efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho.

Observando que a influência do salário mínimo sobre os demais salários afeta a distribuição dos salários, o enfoque que será dado sobre a revisão literária da política de salário mínimo abrangerá duas vertentes. A primeira analisa o papel do salário mínimo na determinação dos demais salários, na distribuição dos salários e/ou distribuição de renda. A segunda verifica a influência da política de salário mínimo sobre algumas variáveis do mercado de trabalho, como, emprego da mão de obra qualificada e não-qualificada, tanto para o setor formal quanto para o setor informal da economia, taxa de atividade, grau de informalidade, entre outros.

3.3.1 - A política de salário mínimo e seus efeitos sobre a determinação dos salários e distribuição salarial

A literatura que analisa a influência do salário mínimo sobre o mercado de trabalho é bastante ampla. Constata-se que os pesquisadores nas décadas de 70 e 80 levantaram grande polêmica sobre alguns pontos da taxa de salários¹⁰ da mão-de-obra não qualificada. O papel do salário mínimo foi o centro desse grande e controverso debate. As discussões se situavam na idéia em torno do grau de influência do salário mínimo na determinação da taxa salarial.

O trabalho inicial sobre tal discussão foi o de Macedo e Garcia (1978), o qual é apontado por Souza e Baltar (1979) como de inspiração neoclássica¹¹. Neste trabalho, os autores julgavam que a relevância do salário mínimo vinha decrescendo em alguns segmentos do mercado de trabalho, perdendo sua importância como referência na remuneração da força de trabalho não-qualificada, isto devido ao formato da curva de oferta de trabalho ser infinitamente elástica para essa categoria de trabalhadores. Assim, sob essas condições, o salário mínimo seria ineficaz, dada a existência de um excedente de mão-de-obra disposto a

¹⁰ “O salário pago aos trabalhadores de ocupações não qualificadas” (VELLOSO, 1990, p. 489).

¹¹ Macedo e Garcia (1980) argumentam dizendo que seu modelo, além de prescindir de uma demanda negativamente inclinada, lida com a noção de dualismo formal-informal e com os conceitos de salário de subsistência e de excedente de mão-de-obra.

trabalhar ao salário de subsistência. A partir do ponto de um dado volume de emprego, a oferta de trabalho passa a ser positivamente inclinada, e os efeitos do salário mínimo se dão de acordo com a abordagem neoclássica. Os trabalhos de inspiração neoclássica argumentam em geral que a política de salário mínimo é uma medida artificial, que não leva em conta as condições de oferta e demanda de trabalho e que tende a elevar o custo da mão-de-obra. Portanto, a taxa de salário da economia como um todo, em especial dos trabalhadores não-qualificados, tinha pouca influência de fatores institucionais, como o salário mínimo, esta seria determinada pelo salário de subsistência (MACEDO e GARCIA, 1978).

Macedo e Garcia (1978) demonstram, através de evidências empíricas obtidas junto aos formulários da “Lei dos 2/3”, que as reduções do salário mínimo durante o período 1967 – 1974 foram acompanhadas por diminuições da participação relativa dos trabalhadores recebendo remunerações até, ou próximas do salário mínimo, fazendo concluir sobre a pouca importância do salário mínimo como padrão de remuneração no mercado de trabalho.

“Desde o início dos anos 60, o valor do salário-mínimo foi reduzido na maioria das regiões desenvolvidas do país e parece que nessas regiões atingiu o piso estabelecido pelo salário de subsistência para as taxas de pagamento no mercado de trabalho. Como consequência, a importância do salário mínimo diminuiu em alguns segmentos do mercado de trabalho brasileiro, e o papel do salário de subsistência na determinação do piso das taxas salariais dos trabalhadores não-qualificados tornou-se mais acentuado” (MACEDO e GARCIA, 1980, p. 53).

O segundo fator apontado por Macedo e Garcia (1978) é o fato de que o salário mínimo não é a renda mínima da população brasileira, o que seria um impedimento à efetividade da sua política em favorecer as classes mais baixas, dado que a abrangência de sua legislação é limitada ao setor formal.

A controvérsia sobre o papel do salário mínimo na determinação da taxa de salários na economia brasileira teve início em 1979 com a publicação de um artigo por Souza e Baltar (1979) criticando a posição defendida anteriormente por Macedo e Garcia. Souza e Baltar (1979) argumentam que o salário mínimo desempenha um papel fundamental na determinação da taxa de salários. Além disso, o papel sobre a determinação da taxa de salários da mão-de-obra não-qualificada, provoca um “efeito farol” sobre as demais categorias ocupacionais. A idéia básica que está por trás desse efeito é de que o salário mínimo funciona como uma espécie de indexador dos salários da economia. Um aumento do salário mínimo eleva tanto o salário de trabalhadores não-qualificados quanto dos trabalhadores que recebem

salário acima do mínimo. Os salários dos trabalhadores do setor informal também são afetados pelo salário mínimo.

Souza e Baltar (1979), utilizando dados a partir das guias da contribuição social construídas pelo DIEESE, compreendendo os períodos entre 1956 e 1976 para trabalhadores não-qualificados¹² de São Paulo, evidenciam que a queda do salário mínimo observada entre 1961 e 1971 foi acompanhada pela redução do salário real. Entre 1971 e 1976, enquanto o salário mínimo mantém-se constante, crescem os salários dos metalúrgicos, notadamente os salários dos trabalhadores de menor remuneração, porém, não abalando a convicção dos autores na importância do salário mínimo como determinante da taxa de salários. Tal fato pode ser atribuído à aceleração inflacionária e ao rápido crescimento da indústria paulista no período. Entretanto, Cacciamali, Portela e Freitas (1994) criticam a conclusão dos autores a partir desta simples correlação.

A partir desta controvérsia entre a abordagem de mercado e a institucionalista¹³, outros trabalhos surgiram como forma de contribuir para o enriquecimento do debate acerca da importância do salário mínimo na determinação dos salários. Wells e Drobny (1982) fizeram uma revisão da literatura sobre o tema, chegando a conclusão de que “a evidência empírica em relação ao papel desempenhado pelo salário mínimo na determinação dos salários dos trabalhadores menos qualificados no setor formal da economia é, até agora, inconclusiva” (WELLS e DROBNEY, 1982, p. 911). Esses autores criticam as evidências empíricas apresentadas por Macedo e Garcia com base nos dados da “Lei dos 2/3”. A principal crítica advém da mudança no mês de reajuste do salário mínimo, que passou, a partir de 1969 a ser reajustado em maio. Entretanto, os dados da “Lei dos 2/3” eram coletados no mês de abril, e deste modo, a proporção daqueles que ganhavam salário mínimo atingiu seu máximo em abril de 1968 e seu mínimo em abril de 1969, ocorrendo um descolamento da série entre 1968 e 1969, o que não revela a perda de importância do salário mínimo na determinação dos salários.

Os autores também criticam as evidências empíricas que Souza e Baltar utilizaram para inferir suas conclusões. Criticam o uso do salário médio como *proxy* para taxa de salários e a comparação entre rendimentos médios e o salário mínimo a partir de meados da década de 1960, não se podendo concluir sobre a função da hipótese institucional.

¹² Ajudante de caminhão, ajudante de carpinteiro, ajudante de fundição, ajudante de decapagem, ajudante de forno, ajudante de têmpora, ajudante de montador, ajudante de estampador, ajudante de pintor, ajudante de serviços gerais, ajudante de núcleo, carimbador, lavador de autos, limpador de peças, servente e serviçal.

¹³ Tal corrente afirma que o poder da política de salário mínimo vai além da influência sobre a taxa de salários, funcionando como um parâmetro ordenador de todas as rendas de assalariados e dos ocupados em formas de organização não tipicamente capitalistas, ou seja, como uma espécie de “farol” de orientação.

Em 1983, Drobny e Wells voltaram a estudar o papel do salário mínimo como determinante da taxa de salários. A fim de avaliarem a influência do salário mínimo sobre o salário dos trabalhadores não-qualificados, estimaram um modelo utilizando como variável dependente o salário-hora dos serventes da construção civil. Os autores utilizaram a base de dados do IBGE compreendendo os anos de 1969 a 1979 e os separaram por cada unidade da Federação, ou seja, fazem análises tanto de modelos de séries temporais quanto de modelos *cross-section*.

Os resultados encontrados pelos autores da análise de *cross-section* levam a duas conclusões em períodos distintos. Entre 1969 e 1973, os resultados estão de acordo com a hipótese institucional. Entre 1974 e 1979, a hipótese de mercado é validada, ocorrendo um descolamento das séries em razão do esgotamento da reserva de trabalho e de uma maior abertura do regime político.

Quanto aos resultados referentes à análise de séries temporais, em um grande número de unidades da Federação, mais precisamente 12, os resultados confirmam a existência de um descolamento, já observado na análise de *cross-section*. Porém, na maioria dos estados, os valores encontrados, validam a hipótese institucional.

De uma forma geral, os autores concluem que:

. . . “tanto para a análise de *cross-section* como as séries temporais sobre salários disponíveis para a indústria da construção civil no Brasil são consistentes com a hipótese de que na maioria das regiões as taxas de salários para a mão-de-obra não qualificada (serventes) nas empresas do setor formal dessa indústria são determinadas pelo salário mínimo oficial” (DROBNY e WELLS, 1983, p. 455).

Contudo, Reis (1985) questiona a base de dados utilizada por Drobny e Wells, principalmente para as regiões menos desenvolvidas e para o período 1969 – 1973. Em primeiro lugar, sugere que as informações fornecidas pelas empresas ao IBGE podem não serem confiáveis, dado que estas não declararam salários pagos abaixo do mínimo, posto que seria um procedimento ilegal. Em segundo lugar, com relação ao período 1969 – 1973, o ajustamento do modelo poderia estar relacionado simplesmente ao fato de se estar regredindo salário mínimo contra salário mínimo.

Reis (1985) utilizou informações do salário-hora dos serventes da construção civil das cidades do Rio de Janeiro, São Paulo, Belo Horizonte e Porto Alegre, entre 1969 e 1984. Julgando na melhor confiabilidade dos dados, estimou a equação relacionando taxa de crescimento dos salários-hora dos serventes de pedreiro e taxa de crescimento do salário mínimo-hora e o hiato do produto.

Os resultados foram os seguintes:

$$\frac{W_t}{W_{t-1}} = 0,02 + 0,98 \left(\frac{MW_t}{MW_{t-1}} \right) - 0,28HP_t$$

(0,68) (21,98) (-1,28)

Através destes resultados concluiu que a evolução dos salários-hora dos serventes foi determinada por ambas as variáveis explicativas, comprovando a hipótese institucional.

Sabóia (1985) apresenta novas evidências que mostram a importância do salário mínimo na fixação da taxa de salários na economia brasileira, com base nos dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) para o ano de 1976, verificando os diversos salários mínimos regionais e os percentuais de trabalhadores que recebiam exatamente um salário mínimo, ou múltiplos do mínimo.

A observação dos dados referentes aos empregados recebendo um salário mínimo, 1,5 salário mínimo e 2 salários mínimos, comprova a influência do salário mínimo na fixação das taxas de salários. Em nível agregado, merece destaque a observação dos percentuais de trabalhadores recebendo exatamente um salário mínimo, valor esse de 18,1%. O percentual de trabalhadores no conjunto do país que recebiam até 1,5 salário mínimo em 1976 era relativamente alto, 43%.

Mesmo a análise da distribuição salarial por setores, comprova o salário mínimo como determinante da taxa de salários. Na indústria, onde segundo o autor os salários são mais elevados, 37,3% dos trabalhadores recebem até 1,5 salário mínimo e 54,5%, até 2 salários mínimos.

Outra observação importante se refere aos dados da distribuição salarial segundo o nível de instrução dos trabalhadores. Sabóia (1985) identifica os trabalhadores não-qualificados com os analfabetos, com alfabetização elementar ou apenas as primeiras séries do primeiro grau. Destacam-se os elevados percentuais de trabalhadores não-qualificados que recebem 1 salário mínimo. Entre os analfabetos 30,6%, entre aqueles com alfabetização elementar, 18,2%. Recebendo até 1,5 e 2 salários mínimos, os analfabetos são 64,9% e 79,2%, respectivamente. Para os trabalhadores com alfabetização elementar esses números são 54,2% e 72,2%, respectivamente.

Sabóia (1985) levanta a questão do papel do salário mínimo na determinação da taxa de salários de uma outra maneira. O autor verifica como os níveis do piso-salarial negociados entre empregadores e empregados para diversas indústrias se relacionam ao salário mínimo vigente. Levando em consideração que o piso-salarial pode ser identificado como a taxa de salários, o autor o relaciona com os salários dos trabalhadores não-qualificados.

Utilizando dados de 51 negociações de pisos-salariais efetuadas no estado de São Paulo, fornecidos pelo DIEESE em 1979, mostra que em 9,8% dessas negociações os pisos salariais não ultrapassaram 1,1 salário mínimo. Para os pisos salariais de até 1,5 salário mínimo, 66% das negociações encontraram-se nesta faixa, e somente em 15,8% dos casos, os níveis de piso-salarial ultrapassaram 2 salários mínimos.

Sendo assim, pode-se concluir que o salário mínimo tem o papel de base na negociação de pisos salariais, dado que os valores negociados se situam bem próximos do mínimo em sua maioria. De forma geral, ressalta-se o importante papel do salário mínimo como determinante dos salários de trabalhadores não-qualificados no segmento formal do mercado de trabalho no Brasil (SABÓIA, 1985).

Velloso (1990) se propõe a contribuir para a discussão do processo de formação dos salários a partir de dados das PNADs para nove regiões metropolitanas do Brasil no período de 1976 a 1986. Através de regressões, estimou a relação entre salário mínimo e desemprego com a taxa de salários média e mediana de trabalhadores com carteira assinada e sem carteira assinada, tanto por *cross-section* como por séries temporais.

Os resultados obtidos pelo autor para os empregados com carteira assinada dos coeficientes estimados do salário mínimo real e da taxa de desemprego aberto, tendo como variável dependente o salário médio real, são significativos e robustos, variando de 0,36 a 0,63 para o salário mínimo real, conforme as equações estimadas. Para os empregados sem carteira assinada, os coeficientes estimados não foram significativos a 1% ou 5%.

Os resultados das estimações do salário mínimo real e da taxa de desemprego aberto, considerando como variável dependente o salário mediano real dos empregados com e sem carteira de trabalho assinada, confirmam os já verificados utilizando-se o salário médio como variável dependente, diferenciando somente no valor um pouco mais alto da elasticidade do salário mínimo real. Segundo Velloso (1990), isso sugere que o salário mínimo exerce maior influência quanto menores forem os salários, dado que o mediano é menor que o médio, o primeiro é mais sensível às alterações no mínimo.

As evidências encontradas por Velloso (1990) asseguram a significância do salário mínimo nas equações para os empregados com carteira assinada, apoiando a corrente que defende o papel da política de salário mínimo na determinação da taxa de salários, porém, com elasticidade menor que um. Em se tratando dos trabalhadores informais, as estimações obtidas sugerem que esse segmento do mercado de trabalho não utiliza o salário mínimo como “farol” para a determinação da taxa de salários.

Em seu trabalho, Lemos (1997) avalia a possibilidade de utilizar o salário mínimo como instrumento de política econômica. Para isso, analisa os efeitos de alterações no salário mínimo sobre a taxa de salários vigente no mercado de trabalho brasileiro. Através de um teste empírico, utilizando dados da PME do IBGE para as variáveis salário mínimo e salário médio na indústria de transformação, sendo esta utilizada como *proxy* para a taxa de salários, com ambas as variáveis deflacionadas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), estimou um modelo de auto regressão vetorial com causalidade simultânea e verificou as elasticidades dinâmicas entre ambas as variáveis para o período entre 1971 e 1994.

Os resultados obtidos pela autora após a especificação do melhor modelo que descreve a dinâmica entre as variáveis, revelam que os impulsos causados por choques unitários no salário mínimo e seus reflexos sobre o salário médio são positivos e com duração de quatro trimestres após o choque. No momento contemporâneo de alterações no salário mínimo, a elasticidade estimada em relação ao salário médio é de 0,45, confirmando o salário mínimo como um importante determinante dos salários médios na indústria de transformação.

A partir de tais resultados, Lemos (1997) aceita a hipótese de que o salário mínimo desempenhou um importante papel na determinação dos salários médios na indústria de transformação para o período de 1971 a 1994, tendo em vista que seus resultados nas estimativas das elasticidades do salário mínimo com relação ao salário médio se encontraram próximo dos obtidos na literatura específica.

Trabalhos destacando a política de salário mínimo e a distribuição dos salários no mercado de trabalho brasileiro são mais recentes. Em um destes trabalhos, Sabóia (2000) destaca a má distribuição dos salários no mercado de trabalho e conseqüentemente a ineficiência da distribuição da renda, reforçando o inter-relacionamento entre política salarial e distribuição de renda. Com respeito à política salarial e sua maior efetividade nesse contexto apresentado, destaque deve ser dado à política de salário mínimo especificamente.

Utilizando dados de salários para nove categorias de profissionais para a indústria de transformação¹⁴ e o produto interno bruto *per capita*, como *proxy* para o crescimento da produtividade do trabalho, no período entre 1964 e 1985, Sabóia (2000) mostra que nos anos de 1964 a 1979, a política de salário mínimo foi ineficaz, no sentido de queda em seus valores reais. Nesse período houve um nítido aumento da diferenciação salarial entre as categorias mencionadas, os salários dos trabalhadores de escritório e operários não-qualificados permaneceram estagnados.

¹⁴ Diretores, gerentes, chefes de produção, chefes administrativos, técnicos, trabalhadores de escritório, operários qualificados, operários semi qualificados, operários não-qualificados.

A análise do período 1979 – 1985 evidencia duas trajetórias distintas da distribuição salarial. Entre 1979 e 1982, houve elevação nos salários dos operários, trabalhadores de escritório e técnicos, ou seja, os trabalhadores não-qualificados, cujo salário médio atingia três salários mínimo em 1982. No período de 1982 a 1985 a política salarial perdeu sua característica redistributiva, os diferenciais salariais voltaram a se elevar. “Se em 1979 um diretor ganhava em média 20,1 vezes mais do que um operário não-qualificado, em 1982 essa relação reduziu-se para apenas 12,9, retornando a 19,4 em 1985” (SABÓIA, 2000 , p. 184).

Fazendo um paralelo com a evolução do salário mínimo, observa que para o período 1979 a 1982, houve uma evolução positiva do salário mínimo real, em contraste com o período posterior, em que este sofreu perdas reais, dados os reajustes inferiores à inflação, corroborando para a elevação do diferencial entre os salários da indústria de transformação. Sendo assim, o autor defende o papel da política salarial na melhoria da distribuição de renda, a qual passa por uma política ativa também sobre o salário mínimo.

Neri (1997) procurou captar os efeitos da política de salário mínimo sobre os indicadores de pobreza absoluta através do conceito de renda domiciliar *per capita*. Em seu trabalho, foram utilizados três índices de pobreza: o índice de proporção de pobres, o hiato médio de pobreza e o hiato quadrático de pobreza. O autor estimou os impactos sobre o grau de pobreza em 6 regiões metropolitanas brasileiras a partir de aumentos no salário mínimo, utilizando os dados da PME do IBGE.

Os resultados obtidos através da decomposição do grau de pobreza entre pares de meses próximos aos aumentos do salário mínimo, no período de 1994 a 1995, evidenciam uma sincronia entre elevações do salário mínimo e queda na proporção de pobres. Estes resultados estão organizados através da separação em três períodos: um anterior ao Plano Real (entre julho de 1993 e julho de 1994), um referente à elevação no salário mínimo em setembro de 1994¹⁵ e outro referente ao reajuste de maio de 1995¹⁶.

Em primeiro lugar, observa-se uma piora de todos os indicadores de pobreza nos doze meses que antecederam ao Plano Real. Este movimento foi mais fortemente sentido quando se utiliza a linha de pobreza mais baixa, com a proporção de pobres subindo cerca de 15,7% para a linha mais baixa e 2,6% para a linha mais alta. No período posterior à elevação de setembro de 1994, tem-se uma significativa melhora em todos os seis indicadores de pobreza. O indicador da proporção de pobres cai 4,99% para a linha de pobreza mais baixa e 1,17% para a linha de pobreza mais alta. Similarmente, o hiato médio de renda dos pobres cai 3,58% para

¹⁵ Em setembro de 1994 o salário mínimo se elevou de R\$ 64,00 para R\$ 70,00 (9,4%).

¹⁶ Em maio de 1995 o salário mínimo se elevou de R\$ 70,00 para R\$ 100,00 (43%).

a linha de pobreza mais baixa e 1,17% para a linha de pobreza mais alta. O hiato quadrático médio de renda dos pobres cai 3,38% para a linha de pobreza mais baixa e 2,72% para a linha de pobreza mais alta.

No que tange ao reajuste de maio de 1995, verifica-se uma substantiva queda nos índices de pobreza. O indicador da proporção de pobres cai 10,52% para a linha de pobreza mais baixa e 3,16% para a linha de pobreza mais alta, entre abril e maio de 1995. Pela observação dos demais indicadores, Neri (1997) afirma que o salário mínimo parece ter maior impacto na cauda inferior da distribuição de renda.

Néri, Gonzaga e Camargo (1999), objetivando verificar o grau de efetividade do salário mínimo nos diversos segmentos do mercado de trabalho brasileiro, utilizam dados da PNAD/1996 como forma de mensurar seu grau de efetividade. O autor o define como a porcentagem de trabalhadores que recebem remuneração idêntica ao valor do salário mínimo. A idéia é que, caso não houvesse a política de salário mínimo, haveria uma distribuição contínua, na qual cada ponto desta distribuição teria probabilidade nula de ser observado. Assim, a política de salário mínimo discretiza parte desta distribuição, concentrando grande quantidade no valor assumido pelo mínimo, ou seja, ela atua no sentido de deslocar a massa da distribuição de salários inferiores ao mínimo para o seu valor exato.

O grau de efetividade do salário mínimo foi obtido para o total de empregados e para os diversos segmentos do mercado de trabalho. Como principais resultados, destaca-se a importância relativa, até certo ponto surpreendente, causada pelo salário mínimo sobre os empregados informais em comparação aos dos setores formais. Os dados mostram que 20% dos sem carteira assinada ganhavam exatamente ou múltiplos do salário mínimo (s.m.) (1 s.m. (R\$112,00); 2 s.m.(R\$224,00); 3 s.m.(R\$336,00); 0,5 s.m.(R\$56,00) e 1,5 s.m.(R\$168,00)). Enquanto que esse percentual é de 14% entre os empregados com carteira e 10% para os funcionários públicos.

O efeito-numericário, ou seja, o efeito informal e ilegal de acordo com a Constituição de 1988, de utilizar o salário mínimo como indexador, é praticado em 6% sobre os empregados do setor formal, contra 5% no setor informal. Os autores creditam estes resultados à maior renda dos trabalhadores formais.

Fajnzylber (2001) estima os efeitos do salário mínimo em diferentes pontos de toda a distribuição salarial. Os resultados sugerem efeitos positivos e significativos, porém decrescentes, do salário mínimo sobre toda a distribuição de salários de trabalhadores com carteira assinada, sem carteira assinada e conta própria. Os impactos são maiores na base da distribuição salarial e declina à medida que a distribuição de salários caminha para níveis

mais elevados, sugerindo um forte efeito numerário do salário mínimo sobre os salários destes segmentos. As estimativas das elasticidades são mais elevadas para o setor formal, seguido pelo setor informal e conta própria. Para a faixa salarial entre 0,5 e 1,1 salário mínimo, as elasticidades são, 1,43; 1,18 e 1,08, respectivamente.

Diante dos resultados, Fajnzylber (2001) chama a atenção para a importância do salário mínimo na fixação dos salários em toda sua distribuição, através do efeito que alterações no mínimo repercutem sobre a distribuição salarial, tanto no segmento formal, informal e conta própria. Acrescentando ainda que, esses efeitos se dão não somente no curto prazo, estendendo-se também ao longo prazo, entretanto de maneira menos intensa, porém positiva.

3.3.2 - A política de salário mínimo e seus efeitos sobre o nível e a estrutura do emprego

Em seu trabalho, Foguel (1998) faz estimativas dos efeitos do salário mínimo sobre uma série de indicadores do mercado de trabalho brasileiro, explorando o processo de convergência do salário mínimo observado nas regiões brasileiras na primeira metade da década de oitenta. Para isso, supôs que a variável dependente seja um indicador do desempenho do mercado de trabalho, diferenciando-se por região e tempo, e como variável explicativa, o salário mínimo, também diferenciado por região e tempo.

Dispondo de indicadores de um conjunto de regiões sobre salário mínimo nominal e variáveis de desempenho do mercado de trabalho, Foguel (1998) obteve as estimativas dos efeitos do salário mínimo. Os resultados obtidos através dos efeitos do salário mínimo sobre os indicadores analisados, revelam significativos impactos. Para a taxa de atividade, os resultados mostram que a partir de um aumento de 10% no salário mínimo, tal indicador apresenta uma queda de 1,6%.

Para a proporção de ocupados e mais especificamente, a proporção de ocupados por setor de atividade, os efeitos foram distintos a partir de elevações do salário mínimo. Setores como indústria de transformação, comércio e construção civil, tiveram queda na proporção de ocupados em relação à população em idade ativa, ao passo que outros setores, como, serviços e outras atividades, apresentaram um aumento na participação em relação à população em idade ativa.

Os efeitos do salário mínimo sobre o desemprego se dão com diferentes intensidades, dependendo das taxas especificadas pelo autor. Com relação à taxa de desemprego para pessoas que não possuíam trabalho anterior, ou seja, os entrantes na população

economicamente ativa, o impacto de 10% no salário mínimo aumentaria a taxa de desemprego dos entrantes em 12,5%, enquanto a dos que possuíam trabalho anteriormente aumentaria em 9,2%. Em relação ao setor de origem do desempregado, o impacto de 10% no salário mínimo atinge mais intensamente as taxas de desemprego dos setores da indústria de transformação e dos serviços (3,2% e 5,1%, respectivamente).

Os resultados apresentados do impacto do salário mínimo sobre as proporções de ocupados com carteira assinada e sem carteira assinada, são até certo ponto surpreendentes, comparados aos resultados afirmados pelos modelos teóricos tradicionais. Foguel (1998), em suas estimações encontrou que, para aumentos em 10% do salário mínimo, a proporção de trabalhadores ocupados com carteira assinada se eleva em 1,1%. Os resultados encontrados para as demais ocupações, ou seja, sem carteira assinada e por conta própria, sugerem que o impacto do mínimo tende a reduzir a participação destas categorias no total de ocupados, embora as estimativas para o coeficiente do salário mínimo apresentaram-se estatisticamente insignificantes. Apesar de estas estimativas contrariarem os modelos tradicionais, os resultados empíricos de uma série de estudos vêm ao encontro dos apresentados por Foguel, procurando demonstrar que não necessariamente uma elevação do salário mínimo aumenta o grau de informalidade.

Néri, Gonzaga e Camargo (1999), utilizando dados da PNAD de setembro de 1996 e selecionando um conjunto de variáveis (renda, pobreza, escolaridade, informalidade e distribuição setorial do produto), procuram verificar os determinantes da variação do grau de efetividade do salário mínimo entre os estados brasileiros.

Quando o modelo especificado apresenta como variáveis explicativas o PIB *per capita*, a média de anos de estudo e a proporção de trabalhadores sem carteira assinada, os resultados mostram a significância destes três regressores. O sinal da correlação que surpreende é o do PIB *per capita*, apresentando-se positivamente correlacionado à variável dependente, embora não explicado de maneira clara e convincente pelos autores.

Ao incluir as demais variáveis no modelo, os resultados indicam que nenhuma delas é significativa para explicar o grau de efetividade do salário mínimo. Fato que pode ser atribuído à presença de multicolinearidade entre os regressores.

Ao modelar regressões que tenham como variável dependente a proporção dos trabalhadores que ganham múltiplos do mínimo (incluindo o mínimo), o ajuste do modelo cai significativamente, embora os sinais se mantenham. A informalidade tem um efeito positivo e significativo sobre a efetividade, assim como a renda *per capita*. Os níveis de escolaridade e de pobreza afetam negativamente a efetividade do mínimo.

Posto isto, Néri, Gonzaga e Camargo (1999) afirmam que o grau de informalidade tem um efeito alto e significativo sobre a variável dependente, porém, o nível de renda e o de escolaridade são os determinantes principais da distribuição da efetividade do salário mínimo entre os estados brasileiros.

Apesar da grande variabilidade do valor do salário mínimo desde sua instituição, servindo não só como instrumento de política redistributiva, e da controversa sobre sua efetividade, se percebe que por vários períodos sua fixação serviu como parâmetro na determinação dos salários no mercado de trabalho brasileiro. Tal efetividade se deu via indexação de salários próximos ao mínimo e como instrumento de distribuição salarial e/ou distribuição de renda.

Em se tratando de impactos da política de salário mínimo sobre outras variáveis do mercado de trabalho, o número insuficiente de investigações, apresentando resultados até certo ponto surpreendentes, como por exemplo, sobre o grau de informalidade, impossibilitam tirar algum tipo de conclusão mais robusta.

Em suma, apesar de toda contradição que envolveu a fixação do nível do salário mínimo ao longo de sua história e com relação a sua efetividade e seus reflexos no mercado de trabalho, tal tema merece maiores investigações, tanto no que diz respeito as já iniciadas, quanto outras que, como se sabe, se dão a partir de alterações em seu valor. Por isso, o capítulo a seguir focaliza os impactos da política de salário mínimo no mercado de trabalho das regiões consideradas. Primeiramente, traçando um perfil do mercado de trabalho nestas regiões e, posteriormente, através da estimação do modelo empírico proposto.

CAPÍTULO 4 – SALÁRIO MÍNIMO, NÍVEL E ESTRUTURA DE EMPREGO NAS REGIÕES METROPOLITANAS: MENSURAÇÃO DOS IMPACTOS

Este capítulo, no qual se faz a análise dos resultados do impacto do salário mínimo sobre o nível e a estrutura do emprego metropolitano, está dividido em três partes. A primeira realiza breves considerações sobre o nível e estrutura de emprego e rendimento dos trabalhadores, tendo em vista apresentar um panorama geral do mercado de trabalho nas Regiões Metropolitanas que são objeto de investigação dos efeitos do salário mínimo. Na segunda, apresentam-se os testes de raiz unitária, identificando a estacionariedade e/ou a ordem de integração das variáveis. Com esse procedimento objetiva-se evitar um relacionamento espúrio entre as variáveis e verificar se é possível realizar os testes de co-integração. Posteriormente, são apresentados e discutidos os resultados dos testes de co-integração entre as variáveis integradas de mesma ordem. Na terceira parte são analisados os resultados dos modelos Auto-Regressivos Vetoriais (VAR) de cada uma das hipóteses adotadas nos modelos econômicos para a construção das matrizes de relações contemporâneas. Desta forma, são discutidos os resultados dos modelos construídos sob a hipótese de que variação no valor do salário mínimo influencia de forma contemporânea o grau de informalidade, a taxa de desemprego e a taxa de atividade. Apresenta-se primeiramente, na tabela 1, a relação das variáveis utilizadas e as respectivas nomenclaturas adotadas.

Tabela 1 – Descrição das variáveis utilizadas nos modelos empíricos

Variável	Definição
wm	valor do salário mínimo real
inform	grau de informalidade
desemp	taxa de desemprego
ativ	taxa de atividade

Fonte: Elaboração do autor.

4.1 – Algumas considerações sobre o nível e estrutura de emprego e rendimento dos trabalhadores

Antes de verificar as interações do salário mínimo com o mercado de trabalho, algumas considerações sobre o nível e a estrutura de emprego e rendimento dos trabalhadores se tornam necessárias. O comportamento do nível de pessoal ocupado em cada uma das

Regiões Metropolitanas consideradas em relação ao total das Regiões Metropolitanas englobadas pela PME¹⁷, de acordo com a tabela 2, revela que a participação de cada uma, com exceção da Região Metropolitana do Rio de Janeiro, apresentou uma ligeira elevação no período pós-Plano Real, com destaque para São Paulo, que aumentou sua participação de 42,8% em 1994, para cerca de 44% em 2002. Na Região Metropolitana do Rio de Janeiro, o nível de ocupação relativa diminuiu de 26% para 24%.

Em relação ao comportamento da ocupação global (tabela 3), verifica-se que houve um crescimento uniforme entre as Regiões Metropolitanas do Recife, Porto Alegre e São Paulo, com elevação de 13,6%, 12,7% e 14,1%, respectivamente. A Região Metropolitana do Rio de Janeiro apresentou elevação do pessoal ocupado de apenas 2,5%.

Tabela 2 – Recife, Porto Alegre, Rio de Janeiro e São Paulo: Evolução anual média da taxa de participação da população ocupada de cada Região Metropolitana no total do emprego das 6 Regiões Metropolitanas : 1994 - 2002

Em relação às 6 Regiões Metropolitanas (%)				
Ano	R.M. Recife	R.M. Porto Alegre	R.M. Rio de Janeiro	R.M. São Paulo
1994	6,56	8,52	26,07	42,87
1995	6,57	8,45	25,88	43,19
1996	6,48	8,36	25,61	43,61
1997	6,53	8,40	25,41	43,31
1998	6,65	8,48	25,45	43,10
1999	6,65	8,48	25,23	43,42
2000	6,57	8,46	24,88	43,59
2001	6,63	8,61	23,63	44,47
2002	6,70	8,63	24,00	43,99

Fonte: Pesquisa Mensal do Emprego (PME) – IBGE.

Nota: Em 1994 os valores se referem à média do período de agosto a dezembro.

Tabela 3 - Recife, Porto Alegre, Rio de Janeiro e São Paulo: Evolução anual média da população ocupada de cada Região Metropolitana: 1994 - 2002

Ano	R.M. Recife	R.M. Porto Alegre	R.M. Rio de Janeiro	R.M. São Paulo
1994	1.041.506	1.351.448	4.134.374	6.799.953
1995	1.0509.35	1.351.754	4.138.220	6.905.456
1996	1.059.945	1.365.768	4.183.443	7.125.642
1997	1.070.805	1.376.345	4.164.392	7.096.645
1998	1.087.271	1.386.049	4.159.970	7.043.288
1999	1.090.640	1.390.467	4.134.633	7.114.953
2000	1.122.461	1.445.778	4.251.300	7.446.779
2001	1.151.679	1.494.566	4.099.481	7.715.366
2002	1.183.308	1.524.125	4.236.991	7.763.115

Fonte: Pesquisa Mensal do Emprego (PME) – IBGE.

Nota: Em 1994 os valores se referem à média do período de agosto a dezembro.

¹⁷ Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

Entretanto, esse crescimento do emprego parece não ter sido suficiente para diminuir ou até mesmo sustentar as taxas de desemprego. O mercado de trabalho em todas as Regiões Metropolitanas consideradas, no período analisado, caracterizou-se pela insuficiência do ritmo de geração de ocupações frente ao crescimento da oferta de mão-de-obra, resultando, desta diferença, em um aumento da taxa de desemprego aberto, o qual atingiu seu pico no ano de 1998, chegando a representar 9,7% da população economicamente ativa na Região Metropolitana do Recife, conforme se observa na tabela 4.

Tabela 4 – Evolução anual média da taxa de desemprego aberto (%): 1994 - 2002

Ano	R.M. Recife	R.M. Porto Alegre	R.M. Rio de Janeiro	R.M. São Paulo
1994	6,07	3,98	3,95	5,18
1995	5,86	4,72	3,69	5,52
1996	6,18	6,25	3,93	6,71
1997	6,45	5,89	4,01	7,14
1998	9,72	7,95	5,91	9,40
1999	8,91	7,79	5,84	9,11
2000	8,69	7,73	5,70	8,14
2001	8,74	5,87	4,81	6,99
2002	8,28	6,39	5,86	9,17

Fonte: Pesquisa Mensal do Emprego (PME) – IBGE.

Nota: Em 1994 os valores se referem à média do período de agosto a dezembro.

Outra característica marcante se refere ao decréscimo da população economicamente ativa em relação à população em idade ativa, representado pela taxa de atividade, atingindo seu valor mais baixo em 2001 (tabela 5). Tais cifras indicam que, com o agravamento das condições do mercado de trabalho, houve um declínio da taxa de participação na força de trabalho. Isso significa um menor engajamento da população na atividade econômica, dependente das condições adversas por ela experimentada.

Tabela 5 – Evolução anual média da taxa de atividade (%): 1994 - 2002

Ano	R.M. Recife	R.M. Porto Alegre	R.M. Rio de Janeiro	R.M. São Paulo
1994	53,59	61,90	56,73	61,72
1995	52,78	61,37	56,02	61,65
1996	52,12	61,91	55,85	62,57
1997	51,52	60,99	54,95	61,03
1998	52,89	61,02	54,97	60,20
1999	51,62	59,79	53,90	59,22
2000	51,65	60,64	54,39	60,35
2001	50,38	58,84	52,97	58,99
2002	50,38	59,07	54,90	59,01

Fonte: Pesquisa Mensal do Emprego (PME) – IBGE.

Nota: Em 1994 os valores se referem à média do período de agosto a dezembro.

Seguindo uma tendência que tem se verificado desde meados da década de 80, as mudanças na atividade produtiva, têm determinado o surgimento de formas atípicas de ocupação, muitas de qualidade precária, aumentando rapidamente o contingente de trabalhadores informais, ou os assalariados sem carteira de trabalho assinada, conforme revela a tabela 6. Nota-se que o crescimento da absorção de mão-de-obra na forma de sem carteira assinada ocorreu em todas as Regiões Metropolitanas consideradas, sobressaindo a Região Metropolitana do Recife.

Tabela 6 – Evolução anual média do grau de informalidade: 1994 - 2002

Ano	R.M. Recife	R.M. Porto Alegre	R.M. Rio de Janeiro	R.M. São Paulo
1994	27,56	20,30	27,06	22,75
1995	26,69	20,14	26,35	22,94
1996	27,07	20,79	26,72	24,04
1997	27,51	20,78	26,07	24,59
1998	29,26	22,72	26,03	25,32
1999	29,94	23,14	26,40	26,64
2000	29,85	23,78	27,16	28,22
2001	29,60	22,67	26,31	28,18
2002	30,50	22,75	27,34	28,61

Fonte: Pesquisa Mensal do Emprego (PME) – IBGE.

Nota: Em 1994 os valores se referem à média do período de agosto a dezembro.

Um outro aspecto fundamental na análise do mercado de trabalho é o nível de rendimento médio dos trabalhadores (tabela 7). Em geral, houve aumento do nível de renda nas Regiões Metropolitanas consideradas no período pós-Plano Real. Na Região Metropolitana do Recife, embora o rendimento médio tanto dos trabalhadores com carteira assinada, quanto os sem carteira assinada, sejam menores em termos absolutos, apresentou as maiores taxas de crescimento, com 130% e 177%, para esses setores, respectivamente, seguido pelas Regiões Metropolitanas do Rio de Janeiro (128%), de Porto Alegre (95%) e de São Paulo (91%), para trabalhadores com carteira assinada e pelas Regiões do Rio de Janeiro (162%), de São Paulo (120%) e Porto Alegre (110%), para os trabalhadores sem carteira assinada.

Verificando os diferenciais de rendimentos médios entre os trabalhadores com carteira assinada e os sem carteira assinada, observa-se que nas Regiões Metropolitanas do Recife e São Paulo, a tendência foi de redução dos diferenciais, passando de 32% e 48% em 1994, para 10% e 29% em 2002, respectivamente. Na Região Metropolitana do Rio de Janeiro, tal relação se inverteu ao longo do período considerado, passando de 13% a favor dos

trabalhadores com carteira assinada em 1994, para 2% a favor dos sem carteira assinada em 2002. Diferentemente das outras regiões, na Região Metropolitana de Porto Alegre, os diferenciais se ampliaram no período pós-Plano Real em favor dos trabalhadores sem carteira assinada (de 5% em 1994, para 13% em 2002).

Tabela 7 – Evolução anual média do rendimento médio nominal dos trabalhadores com carteira assinada e sem carteira assinada: 1994 - 2002

Ano	R.M. Recife	R.M. Porto Alegre	R.M. Rio de Janeiro	R.M. São Paulo
Trabalhadores com carteira assinada				
1994	224,594	344,628	321,438	496,886
1995	300,411	437,695	409,917	612,400
1996	385,004	513,371	536,753	758,270
1997	410,441	558,152	591,229	827,808
1998	425,459	583,741	626,729	858,301
1999	434,485	586,959	624,598	858,184
2000	463,462	632,722	659,388	901,771
2001	477,149	649,145	697,577	911,690
2002	517,221	673,732	735,305	951,770
Trabalhadores sem carteira assinada				
1994	169,748	361,440	284,872	334,552
1995	240,737	489,634	364,872	450,951
1996	319,314	550,983	475,485	539,366
1997	353,560	595,263	511,935	601,839
1998	376,229	610,281	539,535	622,996
1999	394,660	621,303	588,615	626,171
2000	425,158	675,817	628,490	661,783
2001	464,158	720,197	657,662	686,770
2002	470,665	759,610	748,299	735,849

Fonte: Pesquisa Mensal do Emprego (PME) – IBGE.

Nota: Em 1994 os valores se referem à média do período de agosto a dezembro.

Após esta breve verificação das condições do mercado de trabalho nestas regiões, constatando-se uma precarização nas formas de ocupação, através do crescimento do grau de informalidade, da saída da população economicamente ativa do mercado de trabalho, com o declínio da taxa de atividade e da insuficiência na geração de novos postos de trabalho, resultando em elevação na taxa de desemprego, passa-se a avaliar os impactos que o salário mínimo pode repercutir sobre estas variáveis que representam os estados de (des)ocupação da mão-de-obra. Subsidiado pelos modelos teóricos e empíricos apresentados, procura-se investigar o alcance da política salarial sobre o mercado de trabalho.

4.2 - Testes de raiz unitária

Os testes de raiz unitária realizados nessa subseção consideram os processos geradores das séries constituídos por constante, por constante e tendência, e sem constante e tendência, tendo como hipótese nula a existência de raiz unitária, o que indica que a série é não estacionária. A não aceitação dessa hipótese indica que a série apresenta uma tendência determinista, o que equivale a dizer que ela é não estacionária.

A tabela I, no anexo, sumariza os resultados dos testes de raiz unitária: o termo entre parênteses é o número de termos de diferença defasados incluídos em cada regressão de forma a tornar o termo de erro não-correlacionado serialmente. Os valores calculados da estatística $Q(16)$ de Ljung-Box são utilizados para testar se os 16 primeiros resíduos são auto-correlacionados serialmente. Todos os níveis de significância dos valores calculados de $Q(16)$ são maiores do que 0,10, indicando que, conjuntamente, os 16 primeiros resíduos de cada regressão estimada não são auto correlacionados. O modelo com menores valores de AIC e SBC foi escolhido na seleção do número de termos de diferença defasados.

O teste de Dickey-Fuller Ampliado (ADF) evidencia que as variáveis são não estacionárias em nível, sendo necessário defasá-las para que os erros se tornem ruído branco. Contudo, ao extrair-se a primeira diferença das séries, pode-se aceitar a hipótese da estacionariedade. Novamente, apresenta-se o problema quanto ao erro não ruído branco das estimativas, que pode ser solucionado através de defasagens das séries. Deste modo, os testes de raiz unitária sugerem que todas as variáveis são integradas de primeira ordem, ou seja, apenas a primeira diferença destas variáveis é estacionária, sendo que na especificação dos modelos VAR devem ser consideradas nas diferenças de primeira ordem.

4.3 – Testes de co-integração

Após verificar que as variáveis são integradas de mesma ordem, deve-se fazer os testes de co-integração para analisar as relações de longo prazo entre elas. O método utilizado foi proposto por Johansen e Juselius (1988) e os resultados constam nas tabelas II, III, IV e V em anexo.

O número de defasagens utilizado (duas) foi definido de acordo com os critérios AIC e SBC, para uma versão multiequacional. Os testes do máximo auto valor (λ_{\max}) e do traço ($\lambda_{\text{traço}}$) não apresentaram valores significativos a partir das hipóteses nulas, para as quatro Regiões Metropolitanas consideradas, fazendo concluir que não há vetores co-integrados. Em suma, os resultados mostram que não há relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

4.4 – Modelos de auto-regressão vetorial (VAR) com identificação pelo processo de Bernanke

Nessa seção, relatam-se os resultados do ajustamento dos modelos considerando apenas a influência contemporânea do valor do salário mínimo sobre o grau de informalidade, a taxa de desemprego e a taxa de atividade.

Para a escolha do número de defasagens a serem incluídas no VAR, considerou-se primeiramente, o número máximo de seis defasagens para cada variável, em razão da pequena quantidade de observações, aplicando os critérios de informação de Schwarz (SBC) e Hannan-Quinn (HQ) e posteriormente realizando testes de especificação dos resíduos (autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade)¹⁸, na escolha das defasagens ótimas.

Concluída a etapa de identificação do modelo VAR, passa-se à análise das estimativas das matrizes de relações contemporâneas e das funções impulso-resposta, observando o impacto de choques no valor do salário mínimo sobre as demais variáveis do modelo, para cada região metropolitana separadamente. Uma primeira verificação da função de resposta a impulso deve ser feita em relação ao comportamento da trajetória das variáveis, uma segunda análise deve se dar em relação ao tempo de ajustamento pós-choque.

4.4.1 – Região Metropolitana do Recife

A matriz estimada de coeficientes de relações contemporâneas apresentou os resultados mostrados na tabela 8. Para as relações entre grau de informalidade e salário mínimo e taxa de atividade e salário mínimo, os sinais dos coeficientes indicam relação negativa para o grau de informalidade e positiva para a taxa de atividade, porém não-significativas estatisticamente. A relação entre taxa de desemprego e salário mínimo é positiva e estatisticamente significativa, indicando que um aumento de 1 ponto percentual no valor do salário mínimo real, eleva em 0,48 pontos percentuais a taxa de desemprego.

Tabela 8 – Estimativa dos coeficientes de relações contemporâneas – R.M. Recife

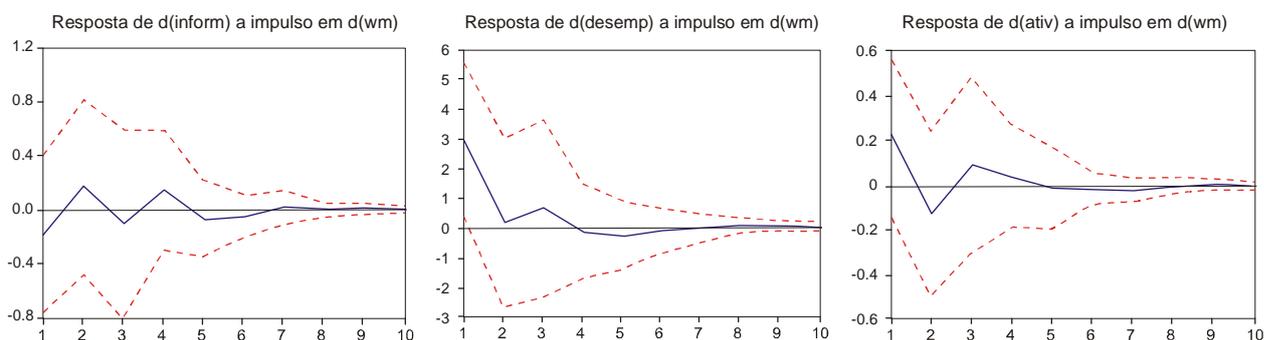
Relações		Coefficientes	Desvio-padrão
d(inform)	d(wm)	-0,029	0,046
d(desemp)	d(wm)	0,486	0,206
d(ativ)	d(wm)	0,038	0,027

Fonte: dados da pesquisa.

¹⁸ Para testar a autocorrelação dos resíduos, utilizou-se o teste Ljung-Box (LB). Empregou-se o teste LM para a heterocedasticidade condicional auto-regressiva (ARCH) nos resíduos. Em relação a normalidade dos resíduos, calculou-se a estatística Jarque-Bera (JB).

O gráfico 9 apresenta a avaliação de respostas a impulso, considerando como um choque permanente no valor do salário mínimo real explica a trajetória das três demais variáveis consideradas. As linhas tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95% das funções de impulso-resposta. Observando a reação do grau de informalidade, verifica-se que esta foi negativa nos primeiros dois meses após o choque no salário mínimo. Entretanto, após tal período, a resposta se dá de forma positiva, com o efeito se dissipando lentamente 5 meses ao choque. Entre efeitos negativos e positivos, a resposta do grau de informalidade se dá de maneira irregular, sem deixar claro sua trajetória predominante. O impacto sobre a taxa de desemprego ocorre de forma positiva nos primeiros quatro meses após o choque, período a partir do qual o efeito praticamente cessa. A resposta da taxa de atividade a aumento inesperado no salário mínimo se dá de forma irregular ao longo de quatro meses após o choque, entretanto, efeitos positivos parecem sobressair sobre negativos.

Gráfico 9 – Resposta do grau de informalidade, da taxa de desemprego e da taxa de atividade a choques no valor do salário mínimo real – R.M. Recife



Fonte: dados da pesquisa.

Enfim, ao se considerar a Região Metropolitana do Recife, a única possibilidade de se afirmar com maior segurança a respeito do fluxo de mão-de-obra após uma elevação no valor do salário mínimo é com relação ao estado de desemprego, o qual apresenta significativo aumento.

4.4.2 – Região Metropolitana de Porto Alegre

Considerando a Região Metropolitana de Porto Alegre, observa-se que as estimativas dos coeficientes de relações contemporâneas apresentam relação positiva com o salário mínimo, porém, somente o grau de informalidade é significativo estatisticamente, indicando que, um aumento no valor do salário mínimo real em 1 ponto percentual eleva a razão entre

população ocupada no setor informal e população ocupada no setor formal em 0,13 pontos percentuais.

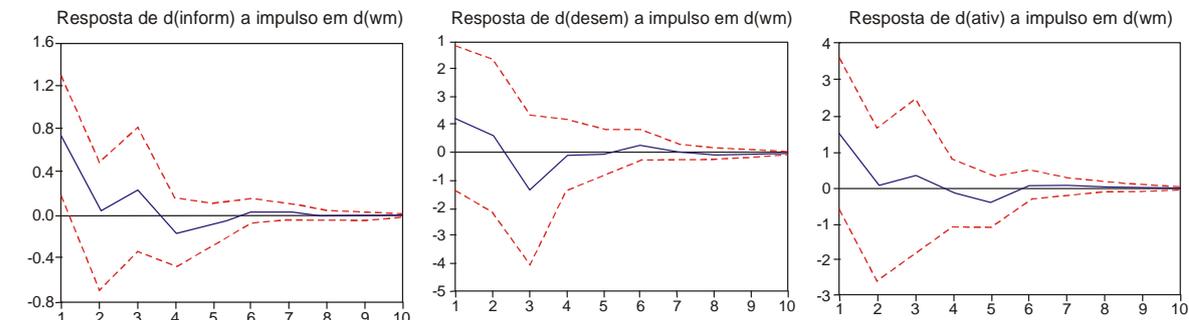
Tabela 9 – Estimativa dos coeficientes de relações contemporâneas – R.M. Porto Alegre

Relações		Coeficientes	Desvio-padrão
d(inform)	d(wm)	0,129	0,047
d(desemp)	d(wm)	0,218	0,230
d(ativ)	d(wm)	0,026	0,018

Fonte: dados da pesquisa.

Ao analisar os impactos que o salário mínimo real causa, observa-se através do gráfico 10, que o grau de informalidade e a taxa de atividade retratam que estas variáveis respondem positivamente à elevação do mínimo, com o efeito sobre ambas de aproximadamente 5 meses. Para a taxa de desemprego, um impulso no salário mínimo faz com que esta reaja de maneira positiva nos dois primeiros meses, convergindo 4 meses após.

Gráfico 10 – Resposta do grau de informalidade, da taxa de desemprego e da taxa de atividade a choques no valor do salário mínimo real – R.M. Porto Alegre



Fonte: dados da pesquisa.

Deste modo, ao verificar a trajetória do grau de informalidade, constata-se que o fluxo de mão-de-obra na região considerada não se dá no sentido da informalidade. Em relação ao deslocamento de mão-de-obra em idade ativa para a população economicamente ativa, o gráfico de impulso-resposta permite verificar que tal fato ocorre até o quarto mês após a elevação no mínimo.

4.4.3 – Região Metropolitana do Rio de Janeiro

A influência contemporânea do salário mínimo sobre os estados da força de trabalho obtida através da estimação da matriz de relações contemporâneas, apresentou os resultados

mostrados na tabela 10. Os sinais dos coeficientes estimados, indicam que as variáveis consideradas estão positivamente relacionadas ao salário mínimo na região metropolitana do Rio de Janeiro, embora a taxa de desemprego seja estatisticamente não-significativa. Para um aumento em 1 ponto percentual no valor do salário mínimo real, o grau de informalidade e a taxa de atividade se elevam 0,063 e 0,022 pontos percentuais, respectivamente.

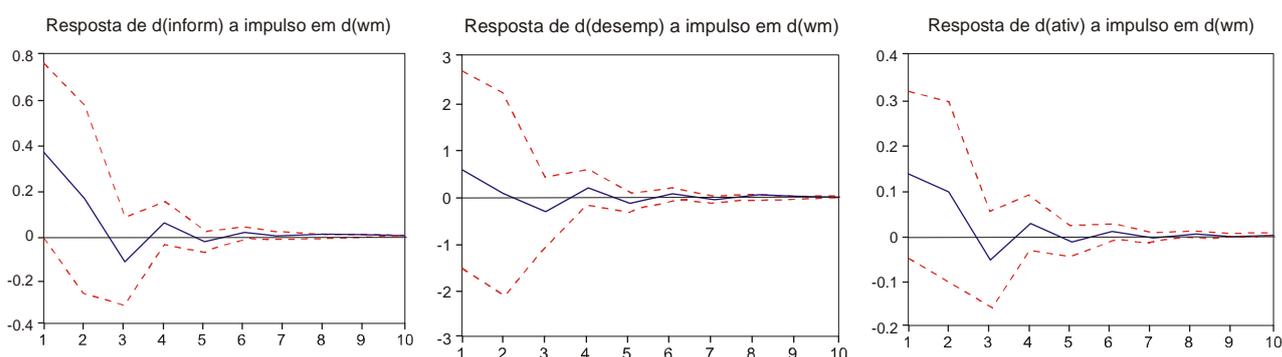
Tabela 10 – Estimativa dos coeficientes de relações contemporâneas – R.M. Rio de Janeiro

Relações		Coefficientes	Desvio-padrão
d(inform)	d(wm)	0,063	0,031
d(desemp)	d(wm)	0,098	0,177
d(ativ)	d(wm)	0,022	0,011

Fonte: dados da pesquisa.

No gráfico 11, constam os impactos que o salário mínimo causa sobre as variáveis. Observa-se uma trajetória semelhante para as três, em que predomina efeitos positivos até os três meses posteriores ao choque e irregulares após tal período, com o tempo de convergência se dando simultaneamente no quinto mês. Em suma, efeitos positivos predominam com respeito ao aumento da população ocupada no setor informal em relação à ocupada no setor forma e a entrada da população em idade ativa para o mercado de trabalho.

Gráfico 11 – Resposta do grau de informalidade, da taxa de desemprego e da taxa de atividade a choques no valor do salário mínimo real – R.M. Rio de Janeiro



4.4.4 – Região Metropolitana de São Paulo

Os coeficientes das relações contemporâneas apresentaram os resultados mostrados na tabela 10. Os sinais dos coeficientes estimados indicam relações negativa e positiva entre grau

de informalidade e salário mínimo, e taxa de desemprego e salário mínimo, respectivamente, porém não-significativas. Em relação à taxa de atividade o resultado mostra que um aumento em 1 ponto percentual no valor do salário mínimo real causa impacto contemporâneo, no mesmo sentido, de 0,029 pontos percentuais na taxa de atividade.

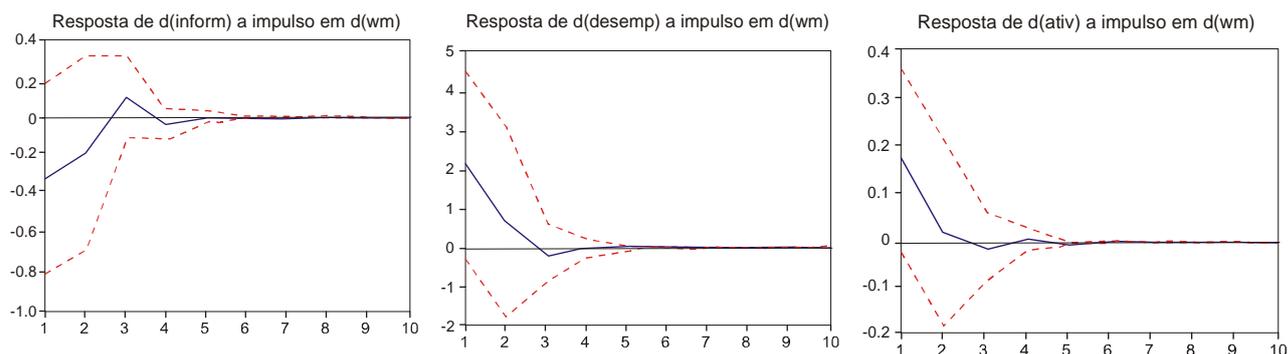
Tabela 11 – Estimativa dos coeficientes de relações contemporâneas – R.M. São Paulo

Relações		Coefficientes	Desvio-padrão
d(inform)	d(wm)	-0,052	0,040
d(desemp)	d(wm)	0,360	0,186
d(ativ)	d(wm)	0,029	0,014

Fonte: dados da pesquisa.

Verificando o gráfico 12, constata-se que um choque no valor do salário mínimo causa uma queda no grau de informalidade, efeito que só será revertido no terceiro mês posterior, quando, a partir do qual, se anula. Assim, impacto no salário mínimo real, causa como efeito predominante, queda no grau de informalidade. Para a taxa de desemprego o efeito se dá por três meses a partir do choque, sendo clara sua trajetória de elevação, com o mesmo se dando, tanto no sentido da trajetória, quanto para a dissipação do efeito, ao se considerar a taxa de atividade.

Gráfico 12 – Resposta do grau de informalidade, da taxa de desemprego e da taxa de atividade a choques no valor do salário mínimo real – R.M. São Paulo



Fonte: dados da pesquisa.

Em suma, para a Região Metropolitana de São Paulo, elevação no salário mínimo, não desloca mão-de-obra para o setor informal do mercado de trabalho. Tal verificação pode estar relacionada ao fato de que os trabalhadores possivelmente demitidos do setor formal, se deslocam para o estado de desemprego. A entrada de mão-de-obra na população

economicamente ativa, pode ser explicada pelo maior incentivo a partir da elevação no mínimo.

Em termos gerais, os resultados apontam para inter-relações semelhantes entre o salário mínimo e as possibilidades de (des)ocupação da mão-de-obra para as Regiões Metropolitanas consideradas. Repercussões de aumento no salário mínimo sobre a taxa de desemprego se dão no sentido positivo para 3 regiões (Recife, Porto Alegre e São Paulo). Para o Rio de Janeiro a presença de não significância na relação contemporânea e irregularidade da função de impulso-resposta, impossibilitam melhor afirmação. Tais resultados se dão em conformidade com o modelo competitivo padrão. Verificou-se também que nas regiões consideradas, elevação no valor do salário mínimo causa a entrada de mão-de-obra em idade ativa no mercado de trabalho, seja a procura de uma ocupação, ou ocupada em um dos dois segmentos. Os resultados distintos quando o salário mínimo se relaciona com o grau de informalidade, apresentando aumento na Região Metropolitana do Rio de Janeiro e de Porto Alegre e diminuição em São Paulo, retratam a ambigüidade presente nos modelos teóricos que tratam da resposta do emprego informal a elevação no salário mínimo.

O quadro 3 abaixo sintetiza os resultados para cada Região Metropolitana.

Quadro 3 – Resumo dos principais resultados dos modelos empíricos

Regiões Metropolitanas 1994:08 2002:12	Efeitos do salário mínimo sobre as possibilidades de (des)ocupação		
	Taxa de desemprego	Grau de informalidade	Taxa de atividade
Recife	positivo	?	positivo
Porto Alegre	positivo	positivo	positivo
Rio de Janeiro	?	positivo	positivo
São Paulo	positivo	negativo	positivo

Nota: Um ponto de interrogação significa que o efeito verificado não foi observado com clareza.

CONCLUSÃO

Presente em vários países, o salário mínimo tem sido um dos temas mais debatidos nos meios acadêmicos, políticos e jornalísticos. De fato, dada a sua importância como instrumento de política econômica, elevações em seu valor têm a capacidade de modificar a estrutura do mercado de trabalho de um país.

Representando uma importante instituição de regulação de mercado de trabalho à disposição dos governos, o salário mínimo pode ter uma variedade de efeitos sobre esse mercado. Considerado o preço da mão-de-obra pouco qualificada, mudanças no valor do mínimo alteram os salários relativos dos trabalhadores e ocasionam um aumento de custos para as empresas. Nesse sentido, suas elevações tendem a provocar ajustes, os quais podem levar a modificações significativas no nível de emprego, na qualificação média da mão-de-obra, na taxa de desemprego e no nível de lucros. Além disso, uma vez que sua legislação nem sempre é cumprida, aumentos no salário mínimo podem provocar efeitos sobre o grau de informalidade. Na realidade, é essencialmente a partir da combinação desses efeitos que o salário mínimo provoca alterações sobre a estrutura de renda e emprego da economia.

No primeiro capítulo, apresentou-se uma resenha de modelos teóricos que tratam dos efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho. Uma vez visto que os resultados previstos por tais modelos são bastante diversos, isto é, de um lado, uma classe de modelos que prevê redução no nível de emprego dos trabalhadores afetados pelo salário mínimo, e de outro, tem-se uma outra classe que prevê resultado oposto, um aumento no nível de emprego resultante da elevação no mínimo, e como essas divergências estão também presentes em estudos empíricos que investigam os impactos do salário mínimo, os debates em torno desse tema deverão continuar.

Esta dissertação teve como principal objetivo analisar os efeitos do salário mínimo sobre os estados de (des)ocupação da mão-de-obra no mercado de trabalho metropolitano no Brasil. Determinou-se a intensidade e a duração em que as oscilações no valor do salário mínimo são transmitidas para o grau de informalidade, taxa de desemprego e taxa de atividade, considerando-se cada Região Metropolitana separadamente (Recife, Porto Alegre, Rio de Janeiro e São Paulo). A análise compreendeu o período de agosto de 1994 a dezembro de 2002. O capítulo 4 ofereceu uma avaliação desses efeitos.

O modelo proposto para analisar tais relações foi implementado através de testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), de co-integração de Johansen e Juselius e método de Auto-Regressão Vetorial (VAR). Dada a possibilidade de definir *a priori* as

relações que ocorrem contemporaneamente, de acordo com os modelos teóricos, ou seja, a variação no valor do salário mínimo influencia o grau de informalidade, a taxa de desemprego e a taxa de atividade, os modelos VAR foram especificados com as variáveis na primeira diferença, conforme definido nos testes ADF. Observou-se certa estabilidade nos resultados entre as Regiões Metropolitanas, quando verificadas as matrizes de relações contemporâneas e os gráficos de impulso-resposta.

Nas matrizes de relações contemporâneas observam-se relações significativas entre grau de informalidade e salário mínimo para as Regiões Metropolitanas do Rio de Janeiro e de Porto Alegre. Os resultados mostram que um aumento de 1 ponto percentual (p.p.) no valor do salário mínimo real eleva em 0,063 p.p. e 0,13 p.p. o grau de informalidade para estas regiões, respectivamente. Para as Regiões Metropolitanas de São Paulo e Recife, o salário mínimo não explica contemporaneamente o grau de informalidade, embora estejam todos relacionados negativamente ao salário mínimo.

Em se tratando de relação contemporânea entre taxa de desemprego e salário mínimo, a Região Metropolitana do Recife apresentou relação positiva e significativa, indicando que, elevação de 1 p.p. no salário mínimo real aumenta a taxa de desemprego para esta região em 0,48 p.p. Nas outras regiões, apesar de não apresentar relação significativa, tal relação segue o resultado previsto pelo modelo competitivo padrão, isto é, ocorre aumento na taxa de desemprego decorrente da elevação do salário mínimo.

Observaram-se significativas relações contemporâneas entre a taxa de atividade e o salário mínimo nas Regiões Metropolitanas do Rio de Janeiro e de São Paulo, sendo que um aumento de 1% p.p. no salário mínimo real provoca entrada de mão-de-obra na população economicamente ativa, em relação à população em idade ativa de 0,022 p.p. e 0,029 p.p., respectivamente. Em todas as regiões consideradas, embora não apareça estatisticamente significativa em Recife e Porto Alegre, parte da população em idade ativa se encontra estimulada a ingressar no mercado de trabalho através de deslocamento para a população economicamente ativa.

Quanto aos impactos de choques no salário mínimo real sobre os estados de (des)ocupação em que pode se encontrar a mão-de-obra, os resultados mostram que, quando o choque no salário mínimo se dá sobre o grau de informalidade, as Regiões Metropolitanas que mais reagem a tal são as do Rio de Janeiro e de Porto Alegre, apresentando elevação na informalidade em praticamente todos os períodos nos quais os efeitos persistem. Diferentemente destas últimas, as região de São Paulo tem seu grau de informalidade no mercado de trabalho reduzido após impulso no salário mínimo, ou seja, a população ocupada

nos setores informais reduz-se em relação à ocupada no segmento formal do mercado de trabalho para tal região. Nesta dinâmica estão presentes as maiores distinções entre as Regiões Metropolitanas, talvez retratando a ambigüidade presente no modelo teórico de Mincer (1976) e Gramlich (1976). Certamente tal fato está retratando a característica do mercado de trabalho destas regiões.

Em relação à taxa de desemprego os resultados revelam que para as regiões de Porto Alegre e do Rio de Janeiro, um choque no valor do salário mínimo parece não apresentar uma reação mais estável sobre a taxa de desemprego. Os maiores impactos sobre tal condição assumida pela mão-de-obra se encontram nas Regiões Metropolitanas do Recife e de São Paulo, em que se verificam aumentos na taxa de desemprego.

A resposta de elevação na taxa de atividade em relação a um choque no salário mínimo apresenta as maiores semelhanças entre as regiões consideradas. Nas Regiões Metropolitanas de Porto Alegre, do Rio de Janeiro e de São Paulo, a população em idade ativa se encontra estimulada a ingressar no mercado de trabalho, através do aumento verificado da população economicamente ativa em relação à população em idade ativa por todos os períodos. Na região do Recife tal elevação prevalece no decorrer do efeito.

Embora esses resultados sejam até certo ponto surpreendentes, no caso de algumas destas variáveis, acredita-se que eles fornecem importantes indicativos para futuras comparações com outros resultados. Na realidade, dado que a principal intenção é contribuir para o debate em torno dos efeitos do salário mínimo no Brasil, acredita-se que esses resultados devem representar apenas um passo a mais para esse debate, recomendando-se que novas pesquisas sejam empreendidas no futuro. Assim, poder-se-á obter novas interpretações sobre o processo que poderá tornar o salário mínimo um instrumento de política econômica voltada para o bem estar coletivo.

REFERÊNCIAS

ABOWD, J.; KILLINGSWORTH, M. Structural Models of the Effects of Minimum Wages on Employment by Age Groups. **Report of the Minimum Wage Study Commission**, vol. 5, Washington, 1981.

AMADEO, Edward; ESTEVÃO, Marcelo. **A teoria econômica do desemprego**, São Paulo: Hucitec, 1994.

BARROS, R.; FOGUEL, M.; MENDONÇA, R. **O nível de salário mínimo no Brasil**, mimeo, Ministério do Trabalho, 1996.

BERNANKE, B. Alternative explanations of the money-income correlation. **NBER Working Papers** n. 1842, 1986.

BRASIL. **Constituição da República Federativa do Brasil**: promulgada em 05 de outubro de 1988. Juarez de Oliveira (Org.). 6 ed. amp. São Paulo: Saraiva, 2004.

BROWN, C. Minimum wage, employment, and the distribution of income. In: ASHENFELTER, O., CARD, D. **Handbook of Labor Economics**, v. 3, cap. 32, 1999.

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.

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

_____. **Myth and measurement: the new economics of the minimum wage**. New Jersey: Princeton University Press, 1995.

CORSEUIL, Carlos H.; SERVO, Luciana M. S. **Salário mínimo e bem-estar social no Brasil**: uma resenha da literatura. Rio de Janeiro: IPEA maio 2002 (Texto para Discussão, 880).

DICKENS, R.; MACHIN, S.; MANNING, A. The effects of minimum wages on employment: Theory and Evidence from the US. **NBER Working Papers**, n. 4742, 1994.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427 – 431, june 1979.

_____. **Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root**. In: *Econometrica*, Illinois, v. 49, n. 4, p. 1057 – 1079, july 1981.

DIEESE. **Boletim do DIEESE**. São Paulo: DIEESE, 1995, 2000, 2003.

DROBNY, Andrés; WELLS, John. 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, ago. 1983.

EHRENBERG, R.G.; SMITH, R. S. **A moderna economia do trabalho**. 1 ed. São Paulo: Makron Books, 1999.

ENDERS, W. **Applied econometric times series**. New York: John Willey & Sons, 1995, 433 p.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251 – 256, mar. 1987.

FAJNZYLBER, Pablo. **Minimum wage effects throughout the wage distribution**: evidence from Brazil's formal and informal sectors. Cedeplar – UFMG, 2001 (Texto para Discussão, 151).

FERGUSON, C. E. **Microeconomia**. 19 ed. Rio de Janeiro: Forense Universitária, 1996, 610 p.

FIBGE. **Metodologia da Pesquisa Mensal do Emprego**, Séries de Relatórios Metodológicos, vol. 15, Diretoria Técnica, Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro, 2003.

FOGUEL, Miguel Nathan. **Uma avaliação dos efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, jun. 1998 (Texto para Discussão, 564).

FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Willey, 1976, 424 p.

GRAMLICH, E. Impact of Minimum Wages on Other Wages, Employment and Family Incomes. **Brookings Papers on Economy Activity**, v.7, p. 409 – 451, 1976.

HECKMAN, J.; SEDLACEK, G. The Impact of the Minimum Wage on the Employment and Earnings of Workers in South Carolina. **Report of the Minimum Wage Study Commission**, v. 5, Washington, 1981.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economics Dynamics and Control**, v. 12, n. 2/3, p. 231 – 254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegrations: with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169 – 210, 1990.

LEMOES, Sara Eloísa V. S. **O efeito da política de salário mínimo na determinação do nível do salário médio no Brasil no período de 1970 a 1994**. 1997. Dissertação (Mestrado em Economia) PIMES / Universidade Federal de Pernambuco, Recife.

MACEDO, Roberto B. M.; GARCIA, Manuel E. **Observações sobre a política brasileira de salário mínimo**, São Paulo: IPE/FEA/USP – Trabalho para Discussão 27, jun. 1978.

MACEDO, Roberto B. M.; GARCIA, Manuel E. Salário mínimo e taxa de salário no Brasil: comentário. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 3, n. 10, p. 1.013 – 1.044, 1980.

MACEDO, Roberto B. M. **Os salários na teoria econômica**, Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1982.

MADDALA, G. S. **Introduction to Econometrics**, 2nd edition, Nova York, MacMillan, 1992.

MAIA, Sinézio F. **Modelos de vetores autoregressivos: uma nota introdutória**. Maringá: Universidade Estadual de Maringá, 2001 (Texto para discussão 60).

MALONEY, W. F.; MENDEZ, J. N. **Measuring the Impact of Minimum wages: Evidence from Latin America**. World Bank Policy Research Working Paper, 2002.

MINCER, J. Unemployment effects of minimum wage. **NBER Working Papers**, n.0039, 1976.

NERI, Marcelo. O reajuste do salário mínimo de maio de 1995. **Anais do XIX Encontro Brasileiro de Econometria**, Recife, SBE, 1997.

NERI, M.; GONZAGA, G.; CAMARGO, J. M. **Efeitos informais do salário mínimo e pobreza**. Rio de Janeiro: IPEA, 1999 (Séries Seminários 6).

_____. **Distribuição regional e efetividade do salário mínimo no Brasil**. Rio de Janeiro: PUC – Rio/Departamento de Economia, mar. 1999 (Texto para Discussão 397).

OLIVEIRA, Francisco. **A Economia Brasileira: Crítica à Razão Dualista**, Petrópolis: CEBRAP, 1981.

PETTENGILL, J. Minimum Wage Laws with a Continuum of Worker Qualities. **Report of the Minimum Wage Study Commission**, v. 6. Washington, 1981.

PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335 – 346, 1988.

POCHMANN, M. **Trinta anos de políticas salariais no Brasil**. In: BARBOSA DE OLIVEIRA, *et all* (orgs.) O mundo do trabalho. São Paulo: Scritta, 1994.

REBITZER, J.; TAYLOR, L. The consequences of minimum wage laws: some new theoretical ideas. **NBER Working Papers**, n. 3877, 1991.

REIS, José Guilherme A. **Dinâmica dos salários nominais: uma análise do setor de construção civil**. 1985. Dissertação (Mestrado em Economia) Departamento de Economia / PUC, Rio de Janeiro.

RESENDE, André L. Estabilização e Reforma: 1964 – 1967. In: ABREU, Marcelo P. (Org.) **A ordem do progresso: cem anos de política econômica republicana 1898 – 1989**, Rio de Janeiro: Campus, 1992, Cap. 9, 213 – 231.

SABÓIA, João L. M. A controvérsia sobre o salário-mínimo e a taxa de salários: novas evidências. **Revista de Economia Política**, v. 5, n. 2, abr./jun. 1985.

SABÓIA, João L. M. Política salarial e distribuição de renda: 25 anos de desencontros. In CAMARGO, J. M., GIAMBIAGI, (Orgs.). **Distribuição de Renda no Brasil**, Rio de Janeiro: Paz e Terra, 2000, Cap. 8, 165 – 186.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1 – 48, jan. 1980.

SOUZA, Paulo R.; BALTAR, Paulo E. Salário mínimo e taxa de salários no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 9, n. 3, dez. 1979.

SOUZA, Paulo R. **A Determinação dos Salário e do Emprego nas Economias Atrasadas**. 1980. (Tese de Doutorado) Instituto de Economia / Universidade de Campinas, Campinas.

TAVARES, Maria da Conceição; SOUZA, Paulo Renato. Empregos e salários na indústria. **Revista de Economia Política**, v. 1, n. 1, jan-mar/1981.

VELLOSO, Ricardo Cicchelli. **Salário mínimo e taxa de salários: o caso brasileiro**. 1988. Dissertação (Mestrado em Economia) Instituto de Economia / Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro.

VELLOSO, Ricardo Cicchelli. Salário mínimo e taxa de salários: o caso brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 20, n. 3, dez. 1990.

WELCH, F. **Minimum Wage Legislation in the United States**. *Economy Inquiry*, cap. 12: 235 – 318, 1974.

WELLS, John; DROBNY, Andrés. A distribuição de renda e o salário mínimo no Brasil: uma revisão crítica da literatura existente. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 12, n. 3, dez. 1982.

ANEXOS

Tabela I – Resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller ampliado

Variáveis 1994:08 2002:12	Modelo 1**			Modelo 2***
	τ_{μ}	τ_{τ}	τ	τ^*
wm	-0.691 (1)	-2.626 (1)	1.755 (4)	-2,9975 (3)
R.M. Recife				
inform	-1.932 (1)	-3.285 (3)	0.293 (1)	-9.389 (1)
desemp	-2.718 (1)	-3.352 (2)	-0.285 (1)	-5.198 (4)
ativ	-2.669 (4)	-3.067 (6)	-0.302 (4)	-7.304 (3)
R.M. Porto Alegre				
inform	-2.322 (1)	-3.145 (2)	0.302 (1)	-8.403 (1)
desemp	-2.464 (4)	-1.814 (4)	-0.101 (4)	-7.446 (3)
ativ	-1.536 (4)	-3.340 (5)	-0.711 (4)	-7.130 (3)
R.M. Rio de Janeiro				
inform	-2.670 (6)	-3.445 (4)	-0.144 (1)	-9.797 (1)
desemp	-2.481 (4)	-2.500 (4)	-0.254 (6)	-4.239 (5)
ativ	-2.114 (1)	-2.379 (1)	-0.683 (1)	-6.992 (1)
R.M. São Paulo				
inform	-1.134 (1)	-3.319 (2)	1.289 (1)	-8.723 (1)
desemp	-1.591 (1)	-1.902 (1)	0.273 (1)	-7.408 (1)
ativ	-1.500 (1)	-3.259 (1)	-0.935 (3)	-6.289 (2)

* Significativo ao nível de 5% de significância [valores críticos em Fuller (1976) e Dickey-Fuller(1981)].

** Modelo 1: $\Delta x_t = \alpha + \beta_t + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_t \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$, nas versões com constante, com constante e tendência, e sem constante e tendência.

*** Modelo 2: $\Delta \Delta x_t = \gamma \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_t \Delta \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$, definido após constatado a não existência de termos deterministas.

Tabela II – Resultados dos testes de co-integração de Johansen e Juselius – R.M. Recife

$\lambda_{\text{traço}}$		$\lambda_{\text{máximo}}$		Teste do maior autovalor		Teste do traço	
H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	Valor observado	Valor crítico 95%	Valor observado	Valor crítico 95%
r = 0	r > 0	r = 0	r = 1	18,5788	27,07	32,9911	47,21
r ≤ 1	r > 1	r = 1	r = 2	7,0890	20,97	14,4122	29,68
r ≤ 2	r > 2	r = 2	r = 3	5,0559	14,07	7,3232	15,41
r ≤ 3	r > 3	r = 3	r = 4	2,2673	3,76	2,2673	3,76

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela III – Resultados dos testes de co-integração de Johansen e Juselius – R.M. Porto Alegre

$\lambda_{\text{traço}}$		$\lambda_{\text{máximo}}$		Teste do maior autovalor		Teste do traço	
H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	Valor observado	Valor crítico 95%	Valor observado	Valor crítico 95%
r = 0	r > 0	r = 0	r = 1	22.117	27,07	46.688	47,21
r ≤ 1	r > 1	r = 1	r = 2	17.535	20,97	25.571	29,68
r ≤ 2	r > 2	r = 2	r = 3	6.417	14,07	8.035	15,41
r ≤ 3	r > 3	r = 3	r = 4	1.617	3,76	1.617	3,76

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela IV – Resultados dos testes de co-integração de Johansen e Juselius – R. M. Rio de Janeiro

$\lambda_{\text{traço}}$		$\lambda_{\text{máximo}}$		Teste do maior autovalor		Teste do traço	
H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	Valor observado	Valor crítico 95%	Valor observado	Valor crítico 95%
r = 0	r > 0	r = 0	r = 1	20.184	27,07	36.001	47,21
r ≤ 1	r > 1	r = 1	r = 2	11.006	20,97	15.816	29,68
r ≤ 2	r > 2	r = 2	r = 3	4.468	14,07	4.810	15,41
r ≤ 3	r > 3	r = 3	r = 4	0.341	3,76	0.341	3,76

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela V – Resultados dos testes de co-integração de Johansen e Juselius – R.M. São Paulo

$\lambda_{\text{traço}}$		$\lambda_{\text{máximo}}$		Teste do maior autovalor		Teste do traço	
H ₀	H ₁	H ₀	H ₁	Valor observado	Valor crítico 95%	Valor observado	Valor crítico 95%
r = 0	r > 0	r = 0	r = 1	14.641	27,07	28.364	47,21
r ≤ 1	r > 1	r = 1	r = 2	9.443	20,97	13.723	29,68
r ≤ 2	r > 2	r = 2	r = 3	4.027	14,07	4.279	15,41
r ≤ 3	r > 3	r = 3	r = 4	0.252	3,76	0.252	3,76

Fonte: dados da pesquisa.

Quadro I – Escolha da defasagem do modelo VAR – R.M. Recife

Defasagem	Critérios de informação				
	SBC		HQ		
6					
5	20.501		19.155		
4	19.914		18.825		
3	19.562		18.729		
2	19.033		18.456		
1	18.733		18.412		
	Teste para especificação dos resíduos				
	Equações				Sistema
VAR(6)	wm	inform	desemp	ativ	
LB(16)					0,094
LM	0,562	0,991	0,694	0,058	
JB	0,017	0,252	0,075	0,323	
VAR(5)	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,099
LM	0,629	0,995	0,876	0,041	
JB	0,020	0,397	0,174	0,167	
VAR(4)	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,707
LM	0,962	0,999	0,872	0,020	
JB	0,571	0,977	0,201	0,637	
VAR(3)	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,464
LM	0,209	0,950	0,417	0,018	
JB	0,093	0,281	0,404	0,459	
VAR(2)*	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,363
LM	0,897	0,967	0,175	0,063	
JB	0,601	0,169	0,396	0,671	
VAR(1)	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,193
LM	0,997	0,281	0,041	0,112	
JB	0,410	0,671	0,094	0,696	

Fonte: dados da pesquisa.

Nota: Um asterisco significa que a defasagem foi utilizada na estimação do modelo.

Quadro II – Escolha da defasagem do modelo VAR – R.M. Porto Alegre

Defasagem	Critérios de informação				
	SBC		HQ		
6	24,725		23,112		
5	24,162		22,807		
4	23,660		22,564		
3	23,177		22,338		
2	23,048		22,467		
1	22,516		22,193		
	Teste para especificação dos resíduos				
	Equações				Sistema
VAR(6)	wm	inform	desemp	ativ	
LB(16)					0,564
LM	0,009	0,570	0,882	0,335	
JB	0,000	0,008	0,029	0,047	
VAR(5)	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,2078
LM	0,027	0,2755	0,8905	0,6053	
JB	0,0022	0,0159	0,0804	0,0409	
VAR(4)	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,1893
LM	0,107	0,1781	0,8983	0,7641	
JB	0,0039	0,0591	0,2461	0,0739	
VAR(3)	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,2478
LM	0,4203	0,0455	0,6436	0,2834	
JB	0,057	0,0967	0,6079	0,0631	
VAR(2)*	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,186
LM	0,8079	0,9238	0,2584	0,8754	
JB	0,019	0,6754	0,9190	0,1161	
VAR(1)	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,0262
LM	0,4806	0,9609	0,0589	0,4645	
JB	0,017	0,7376	0,7391	0,6626	

Fonte: dados da pesquisa.

Nota: Um asterisco significa que a defasagem foi utilizada na estimação do modelo.

Quadro III – Escolha da defasagem do modelo VAR – R.M. Rio de Janeiro

Defasagem	Critérios de informação				
	SBC		HQ		
6	18,982		17,369		
5	18,509		17,164		
4	17,926		16,837		
3	17,335		16,502		
2	16,752		16,175		
1	16,281		15,961		
	Teste para especificação dos resíduos				
	Equações				Sistema
VAR(6)	wm	inform	desemp	ativ	
LB(16)					0,353
LM	0,005	0,975	0,974	0,926	
JB	0,001	0,044	0,531	0,016	
VAR(5)	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,512
LM	0,072	0,948	0,973	0,856	
JB	0,001	0,016	0,584	0,029	
VAR(4)	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,912
LM	0,179	0,916	0,871	0,631	
JB	0,015	0,042	0,857	0,142	
VAR(3)	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,904
LM	0,256	0,806	0,787	0,512	
JB	0,106	0,054	0,983	0,274	
VAR(2)	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,766
LM	0,722	0,766	0,801	0,598	
JB	0,296	0,141	0,991	0,228	
VAR(1)*	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,132
LM	0,657	0,867	0,351	0,895	
JB	0,286	0,368	0,896	0,120	

Fonte: dados da pesquisa.

Nota: Um asterisco significa que a defasagem foi utilizada na estimação do modelo.

Quadro IV – Escolha da defasagem do modelo VAR – R.M. São Paulo

Defasagem	Critérios de informação				
	SBC		HQ		
6	19,956		18,343		
5	19,457		18,112		
4	18,843		17,754		
3	18,256		17,423		
2	17,668		17,091		
1	17,169		16,848		
	Teste para especificação dos resíduos				
	Equações				Sistema
VAR(6)	wm	inform	desemp	ativ	
LB(16)					0,018
LM	0,052	0,880	0,570	0,878	
JB	0,000	0,015	0,466	0,020	
VAR(5)	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,326
LM	0,020	0,642	0,427	0,921	
JB	0,000	0,063	0,223	0,110	
VAR(4)	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,652
LM	0,041	0,810	0,292	0,933	
JB	0,031	0,115	0,363	0,094	
VAR(3)	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,790
LM	0,022	0,659	0,129	0,787	
JB	0,105	0,241	0,061	0,205	
VAR(2)*	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,724
LM	0,998	0,992	0,046	0,341	
JB	0,054	0,150	0,036	0,340	
VAR(1)	wm	inform	desemp	ativ	Sistema
LB(16)					0,068
LM	0,966	0,820	0,051	0,304	
JB	0,021	0,405	0,012	0,780	

Fonte: dados da pesquisa.

Nota: Um asterisco significa que a defasagem foi utilizada na estimação do modelo.