

POLÍTICA DE SALÁRIO MÍNIMO E SEUS EFEITOS SOBRE O MERCADO DE TRABALHO METROPOLITANO BRASILEIRO

Geraldo Lopes de Souza Júnior*
Ivan Targino**

Resumo: Este artigo analisa os efeitos do salário mínimo (SM) sobre o mercado de trabalho metropolitano brasileiro. Estudam-se os efeitos do SM sobre o deslocamento de mão-de-obra para os estados de desemprego, informalidade e inatividade, considerando quatro Regiões Metropolitanas (Recife, P. Alegre, R. de Janeiro e São Paulo), separadamente, no período de agosto de 1994 a dezembro de 2002. O modelo utiliza o método de auto-regressão vetorial (VAR). Os resultados mostram que as inter-relações entre SM e taxa de desemprego se deram de forma positiva para todas as regiões consideradas. Em relação à taxa de atividade, observou-se o mesmo sentido na relação causal para todas as regiões, verificando que elevação no SM faz com que ocorra ingresso de mão-de-obra no mercado de trabalho. As maiores divergências se dão entre SM e grau de informalidade.

Palavras-chave: Salário mínimo. Mercado de trabalho. Regiões Metropolitanas. VAR.

Classificação JEL: J31; J38

Abstract: This article analyzes the effects of the minimum wage (MW) on the Brazilian metropolitan labor market. The study focuses on the effects of the MW on the working class and its flow into unemployment, informality and inactivity in four discrete Metropolitan Regions (MR) (Recife, P. Alegre, R. de Janeiro and S. Paulo), from August 1994 to December 2002. The model employs the vectorial auto-regression (VAR). The results show that the interrelationships between MW and the unemployment rate are positive in all the MRs. In relation to the activity rate, it was observed the same sort of interrelationship in all MRs. It was also observed that the MS increase triggers an upsurge of workers in the labor market. The most significant divergences occur in relation to the MW and the level of informality.

Keywords: Minimum wage. Labor market. Metropolitan Regions. VAR.

JEL Codes: J31; J38

* Mestre em Economia pela UFPB.

** Professor do Departamento de Economia da UFPB.

1 INTRODUÇÃO

Considerado 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. 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 a política de salário mínimo¹⁹ provoca alterações sobre a estrutura de renda e emprego da economia.

Ao longo das últimas décadas, vários estudos²⁰ têm procurado avaliar os custos e benefícios das políticas de salário mínimo que vêm sendo implementadas em vários 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. No Brasil, a literatura que tem se ocupado sobre o tema é relativamente

¹⁹ Entende-se por política de salário mínimo a fixação do valor do salário mínimo por parte do governo.

²⁰ 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.

Política de salário mínimo e seus efeitos sobre o mercado de trabalho metropolitano... extensa. De fato, ao longo das últimas décadas, foram publicados vários artigos, concentrados 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 deste trabalho 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 as Regiões Metropolitanas de Recife, Porto Alegre, Rio de Janeiro e São Paulo, separadamente, no período de agosto de 1994 a dezembro de 2002.

2 O DEBATE DO SALÁRIO MÍNIMO NO BRASIL

No Brasil, o salário mínimo foi estabelecido em 1940, decisão que se tornou presente em todas as constituições, reafirmada na de 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 comportamento²¹. 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. 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, 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. 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.

A literatura que analisa a influência do salário mínimo sobre o mercado de trabalho é bastante ampla. De acordo com Corseuil e

²¹ Uma avaliação desta questão pode ser encontrada em Barros, Foguel e Mendonça (1996).

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 busca compreender os efeitos do salário mínimo sobre a determinação dos demais salários; ii) a segunda procura determinar a relação entre salário mínimo e distribuição de renda e; iii) a terceira analisa outros efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho, como grau de informalidade e taxa de atividade.

O trabalho inicial sobre tal discussão foi o de Macedo e Garcia (1978). 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 trabalhar ao salário de subsistência. 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. Ela seria determinada pelo salário de subsistência (MACEDO e GARCIA, 1978).

Souza e Baltar (1979) criticam a posição defendida por Macedo e Garcia. Eles 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 é 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. A partir desta controvérsia entre a

abordagem de mercado e a institucionalista²², outros trabalhos surgiram como forma de contribuir para o enriquecimento do debate acerca da importância do salário mínimo na determinação dos salários²³. Tais trabalhos, comprovaram que, apesar da variabilidade do valor do salário mínimo, este serviu como parâmetro na determinação dos salários no mercado de trabalho brasileiro, indo ao encontro com a hipótese institucionalista.

3 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Os modelos teóricos que analisam os efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho, embora possuam estruturas distintas, chegam a resultados semelhantes: o efeito do salário mínimo sobre o nível de emprego do setor coberto pela sua legislação é negativo.

Entre esses modelos, incluem-se também modelos que aceitam um setor coberto e outro não coberto pela legislação do salário mínimo, chegando a outros resultados. Welch (1974), Gramlich (1976) e Mincer (1976) introduziram, na literatura sobre o salário mínimo, a existência de um setor não coberto pela legislação (setor informal). 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

²² 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 “faro” de orientação.

²³ Dentre estes, destacam-se: Drobny e Wells (1983), Reis (1985), Sabóia (1985), Velloso (1990), Lemos (1997), Néri (1997) e Fajnzylber (2001).

Política de salário mínimo e seus efeitos sobre o mercado de trabalho metropolitano... em um segundo setor, não tratado explicitamente pelo modelo 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.

Em Welch (1974), a elevação do salário mínimo faz aumentar o salário do setor formal. Esse setor se ajustará à elevação do mínimo da mesma maneira que o modelo 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. Como resultado deste deslocamento, o nível de emprego neste setor aumentará e o nível de salários cairá. No entanto, aqueles trabalhadores que tiveram salário de reserva acima do novo salário do setor informal podem decidir não trabalhar neste setor, 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 flui os trabalhadores após um aumento no salário mínimo.

Ao introduzirem o estado de 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:

$$p_f = \frac{\delta \cdot N_f}{\delta \cdot N_f + U}$$

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

Política de salário mínimo e seus efeitos sobre o mercado de trabalho metropolitano... 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, de modo que²⁴: $W_i = p_f \cdot W_f$

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

²⁴ 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.

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. Deste modo, 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.

4 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Para estimar os impactos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho metropolitano brasileiro, utiliza-se um modelo de auto-regressão vetorial (VAR), a partir da base de dados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) para quatro Regiões Metropolitanas do Brasil (Recife, Porto Alegre, Rio de Janeiro e São Paulo)²⁵, separadamente, no período de agosto de 1994 a dezembro de 2002²⁶, verificar-se-ão tais impactos.

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).

²⁵ Tais Regiões Metropolitanas foram escolhidas de modo a representar as regiões incluídas na PME (nordeste, sudeste e sul), de modo que, acredita-se, apresentam diversidades no que tange ao mercado de trabalho.

²⁶ A PME passou por uma reformulação importante não só em relação à seleção das amostras, mas também com relação aos instrumentos de coleta, tais como o questionário básico de investigação. Para maiores detalhes, ver IBGE (2003).

4.1 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 efeitos diretos e indiretos sobre uma série de variáveis de desempenho do mercado de trabalho. No que tange aos efeitos diretos, eles 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. Consideram-se como efeitos indiretos, aqueles que resultam do impacto do ajustamento no setor formal sobre o mercado de trabalho como um todo. Além disso, o papel desempenhado pelo salário mínimo como indexador para os reajustes salariais dos setores que não seguem/cumprem a legislação trabalhista pode 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.

A fim de avaliar a natureza e estimar a magnitude desses efeitos, o modelo empírico proposto trata das estimativas dos efeitos do salário mínimo sobre os indicadores: taxa de atividade, taxa de desemprego e grau de informalidade²⁷. Note-se que eles representam estados em que a mão-de-obra em idade ativa, ou seja, apta a participar do mercado de trabalho, pode ser encontrada. A taxa de atividade, mensurada pela razão entre a PEA e a PIA, indica a proporção da população em idade ativa que se encontra inserida no mercado de trabalho, seja na condição de ocupada, seja na de desocupada. 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

²⁷ Nos modelos teóricos vistos anteriormente, verificou-se que a possibilidade de realocação da mão-de-obra, após um aumento no valor do salário mínimo, dá-se no sentido do desemprego, da informalidade ou para a inatividade.

desocupada para os dois setores de ocupação, quanto pela entrada de mão-de-obra do mercado de trabalho, através do aumento da PEA. Por fim, o grau de informalidade é dado pela relação entre os ocupados sem carteira assinada e os ocupados com carteira assinada. 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.

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 pode aumentar 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 outro lado, 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.

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.

4.2 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. A presença de tendência em séries temporais 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 médias 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. Nesse trabalho será utilizado o teste de Dickey-Fuller ampliado ADF (1981) para testar a presença de raiz unitária.

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.

Utilizar-se-á, neste trabalho, o procedimento de co-integração desenvolvido por Johansen e Juselius (1990). 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.

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.

Considerando a forma vetorial em que x_t passa a representar um vetor coluna com k variáveis:

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

onde, 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

Política de salário mínimo e seus efeitos sobre o mercado de trabalho metropolitano... contemporâneos com os valores correntes das variáveis e ε_t são os termos de erro estocástico, matrizes de ordem (k x 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:

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

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

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

j = j-ésima Região Metropolitana

Tal sistema 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:

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

onde, 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:

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

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.

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:

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

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:

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

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).

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. Para transpor essa abordagem, surgiram os modelos estruturais, os quais se diferenciam dos convencionais por considerarem hipóteses estruturais, baseadas em teorias econômicas pertinentes, facilitando a interpretação econômica dos resultados (BERNANKE, 1986). 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.

5 SALÁRIO MÍNIMO, NÍVEL E ESTRUTURA DE EMPREGO NAS REGIÕES METROPOLITANAS: MENSURAÇÃO DOS IMPACTOS

Esta seção apresenta os resultados do impacto do salário mínimo sobre o nível e a estrutura do emprego metropolitano. Apresenta-se, primeiramente, a relação das variáveis utilizadas e as respectivas nomenclaturas adotadas:

- wm = valor do salário mínimo real
- desemp = taxa de desemprego
- inform = grau de informalidade
- ativ = taxa de atividade

5.1 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 tornam-se necessárias.

O comportamento do nível de pessoal ocupado em cada uma das Regiões Metropolitanas consideradas em relação ao total das Regiões Metropolitanas englobadas pela PME²⁸, de acordo com a tabela 1, 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%.

Tabela 1 – População ocupada e participação percentual no total do emprego das 6 Regiões Metropolitanas (1994 – 2002)

Ano	Taxa de participação				População ocupada (em mil)			
	Recife	Porto Alegre	Rio de Janeiro	São Paulo	Recife	Porto Alegre	Rio de Janeiro	São Paulo
1994	6,56	8,52	26,07	42,87	1.042	1.351	4.134	6.800
1995	6,57	8,45	25,88	43,19	1.051	1.352	4.138	6.905
1996	6,48	8,36	25,61	43,61	1.060	1.366	4.183	7.126
1997	6,53	8,40	25,41	43,31	1.071	1.376	4.164	7.097
1998	6,65	8,48	25,45	43,10	1.087	1.386	4.160	7.043
1999	6,65	8,48	25,23	43,42	1.091	1.390	4.135	7.115
2000	6,57	8,46	24,88	43,59	1.122	1.446	4.251	7.447
2001	6,63	8,61	23,63	44,47	1.152	1.495	4.099	7.715
2002	6,70	8,63	24,00	43,99	1.183	1.524	4.237	7.763

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

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

²⁸ Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

Em relação ao comportamento da ocupação global, 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%.

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 2.

Outra característica marcante refere-se 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 2). 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 2 – Evolução anual média da taxa de desemprego aberto (%) e da taxa de atividade: 1994 - 2002

Ano	Taxa de desemprego aberto				Taxa de atividade			
	Recife	Porto Alegre	Rio de Janeiro	São Paulo	Recife	Porto Alegre	Rio de Janeiro	São Paulo
1994	6,07	3,98	3,95	5,18	53,59	61,90	56,73	61,72
1995	5,86	4,72	3,69	5,52	52,78	61,37	56,02	61,65
1996	6,18	6,25	3,93	6,71	52,12	61,91	55,85	62,57
1997	6,45	5,89	4,01	7,14	51,52	60,99	54,95	61,03

Geraldo Lopes de Souza Júnior e Ivan Targino Moreira

1998	9,72	7,95	5,91	9,40	52,89	61,02	54,97	60,20
1999	8,91	7,79	5,84	9,11	51,62	59,79	53,90	59,22
2000	8,69	7,73	5,70	8,14	51,65	60,64	54,39	60,35
2001	8,74	5,87	4,81	6,99	50,38	58,84	52,97	58,99
2002	8,28	6,39	5,86	9,17	50,38	59,07	54,90	59,01

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

Nota: Em 1994, os valores referem-se 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 3. 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 3 – Evolução anual média do grau de informalidade: 1994 - 2002

Anos	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 referem-se 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 4).

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, seja menor 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.

Tabela 4 - Evolução anual média do rendimento médio nominal dos trabalhadores com carteira assinada e sem carteira assinada: 1994 – 2002

Anos	Trabalhadores com carteira assinada				Trabalhadores sem carteira assinada			
	Recife	Porto Alegre	Rio de Janeiro	São Paulo	Recife	Porto Alegre	Rio de Janeiro	São Paulo
1994	224,59	344,62	321,43	496,88	344,62	321,43	496,88	344,62
1995	300,41	437,69	409,91	612,40	437,69	409,91	612,40	437,69
1996	385,00	513,37	536,75	758,27	513,37	536,75	758,27	513,37
1997	410,44	558,15	591,22	827,80	558,15	591,22	827,80	558,15
1998	425,45	583,74	626,72	858,30	583,74	626,72	858,30	583,74
1999	434,48	586,95	624,59	858,18	586,95	624,59	858,18	586,95
2000	463,46	632,72	659,38	901,77	632,72	659,38	901,77	632,72
2001	477,14	649,14	697,57	911,69	649,14	697,57	911,69	649,14
2002	517,22	673,73	735,30	951,77	673,73	735,30	951,77	673,73

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

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

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).

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.

5.2 Testes de raiz unitária

Os testes de raiz unitária realizados nessa subseção consideram o processo gerador das séries constituído 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 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. 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 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.

5.3 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 (1990) e os resultados constam nas tabelas II 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.

5.4 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.

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.

5.4.1 Região Metropolitana do Recife

A matriz estimada de coeficientes de relações contemporâneas apresentou os resultados mostrados na tabela 5. 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 5 – Estimativa dos coeficientes de relações contemporâneas das R's.Metropolitanas

Relações		Recife		Porto Alegre		R. de Janeiro		São Paulo	
		Coef.	Desvio padrão	Coef.	Desvio padrão	Coef.	Desvio padrão	Coef.	Desvio padrão
d(inform)	d(wm)	0,029	0,046	0,129	0,047	0,063	0,031	-0,052	0,040
d(desemp)	d(wm)	0,486	0,206	0,218	0,230	0,098	0,177	0,360	0,186
d(ativ)	d(wm)	0,038	0,027	0,026	0,018	0,022	0,011	0,029	0,014

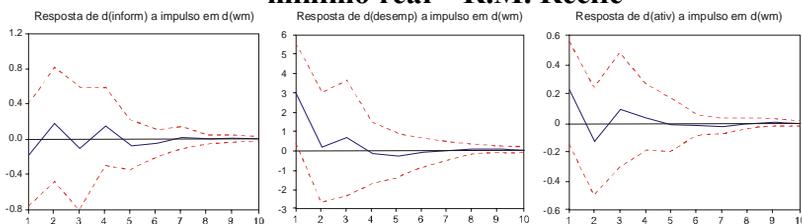
Fonte: dados da pesquisa.

O gráfico 2 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

Política de salário mínimo e seus efeitos sobre o mercado de trabalho metropolitano... 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 dá-se 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 2 – 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



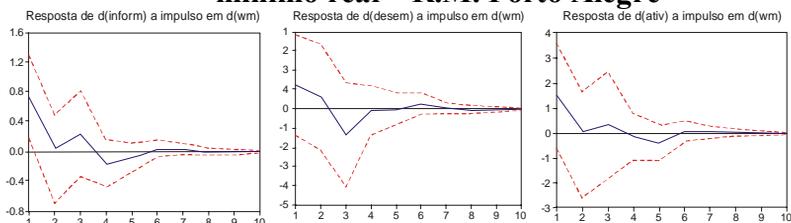
Fonte: dados da pesquisa.

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.

5.4.2 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 de 1 ponto percentual eleva a razão entre população ocupada no setor informal e população ocupada no setor formal em 0,13 pontos percentuais (veja tabela 5).

Gráfico 3 – 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.

Ao analisar os impactos que o salário mínimo real causa, observa-se, através do gráfico 3, 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.

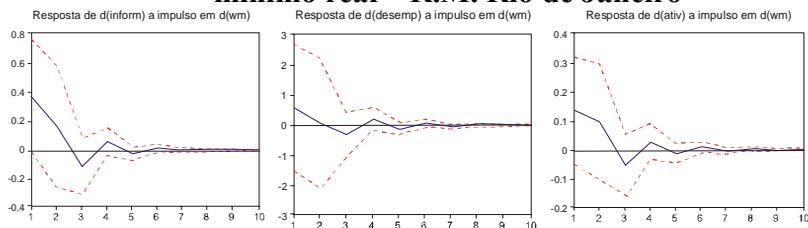
Deste modo, ao verificar a trajetória do grau de informalidade, constata-se que o fluxo de mão-de-obra, na região considerada, não se dá no sentido da informalidade. Em relação ao deslocamento de mão-de-obra em idade ativa para a população economicamente ativa, o gráfico de impulso-resposta permite verificar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

5.4.3 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 5. 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 de 1 ponto percentual no valor do salário mínimo real, o grau de informalidade e a taxa de atividade elevam-se em 0,063 e 0,022 pontos percentuais, respectivamente.

No gráfico 4, 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 formal e a entrada da população em idade ativa para o mercado de trabalho.

Gráfico 4 – 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

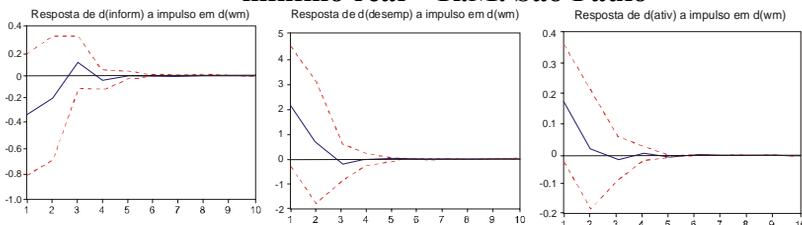


Fonte: dados da pesquisa.

5.4.4 Região Metropolitana de São Paulo

Os coeficientes das relações contemporâneas apresentaram os resultados mostrados na tabela 5. 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 de 1 ponto percentual no valor do salário mínimo real causa impacto contemporâneo, no mesmo sentido, de 0,029 pontos percentuais na taxa de atividade.

Gráfico 5 – 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.

Verificando o gráfico 5, 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 dá-se 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.

Em suma, para a Região Metropolitana de São Paulo, elevação no salário mínimo não desloca mão-de-obra para o setor informal do

Política de salário mínimo e seus efeitos sobre o mercado de trabalho metropolitano... mercado de trabalho. Tal verificação pode estar relacionada ao fato de que os trabalhadores, possivelmente demitidos do setor formal, desloquem-se 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.

6 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.

Em termos gerais, os resultados dos testes realizados 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, ou seja, com a imposição do salário mínimo, além do salário que equilibra o mercado de trabalho, surge um excedente de oferta em relação à demanda, implicando em efeito negativo sobre o nível de emprego.

Verificou-se também que nas regiões consideradas, a 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. Sabendo que a taxa de atividade representa o quanto da população em idade ativa está inserida no mercado de trabalho, pode-se interpretar sua elevação como uma relação positiva entre salário e oferta de trabalho, a qual se dá em conformidade com a curva de oferta de trabalho positivamente inclinada.

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. Tais resultados vão de encontro com os modelos que incorporam tal segmentação setorial no mercado de trabalho, podendo ocorrer migração de trabalhadores do setor formal para o informal. Deste modo, trabalhadores afetados pelo salário mínimo têm a opção de ingressarem no setor informal, aumentando o grau de informalidade. Entretanto, outros trabalhadores que perderam o emprego no setor formal podem decidir não trabalhar no setor informal, podendo se tornarem desempregados a espera de uma ocupação no setor formal ou, então, saírem da força de trabalho.

7 REFERÊNCIAS

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.

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.

DICKEY, D. A.; FULLER, W.. **Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root**. In: *Econometrica*, Illinois, v. 49, n. 4, p. 1057 – 1079, July 1981.

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.

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

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

Geraldo Lopes de Souza Júnior e Ivan Targino Moreira

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).

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

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.

LEMOS, 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.

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.

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.

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. **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.

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)

Notas: * Significativo ao nível de 5% de significância [valores críticos em Fuller (1976) e Dickey-Fuller(1981)]; ** Modelo 1: $\Delta x_t = \alpha + \beta_t + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$, nas versões com constante, com

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

Tabela II – Resultados dos testes de co-integração de Johansen e Juselius

$\lambda_{\text{traço}}$		$\lambda_{\text{máximo}}$		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%
Região Metropolitana de Recife							
$r = 0$	$r > 0$	$r = 0$	$r = 1$	18,5788	27,07	32,9911	47,21
$r \leq 1$	$r > 1$	$r = 1$	$r = 2$	7,0890	20,97	14,4122	29,68
$r \leq 2$	$r > 2$	$r = 2$	$r = 3$	5,0559	14,07	7,3232	15,41
$r \leq 3$	$r > 3$	$r = 3$	$r = 4$	2,2673	3,76	2,2673	3,76
Região Metropolitana de Porto Alegre							
$r = 0$	$r > 0$	$r = 0$	$r = 1$	22.117	27,07	46.688	47,21
$r \leq 1$	$r > 1$	$r = 1$	$r = 2$	17.535	20,97	25.571	29,68
$r \leq 2$	$r > 2$	$r = 2$	$r = 3$	6.417	14,07	8.035	15,41
$r \leq 3$	$r > 3$	$r = 3$	$r = 4$	1.617	3,76	1.617	3,76
Região Metropolitana do Rio de Janeiro							
$r = 0$	$r > 0$	$r = 0$	$r = 1$	20.184	27,07	36.001	47,21
$r \leq 1$	$r > 1$	$r = 1$	$r = 2$	11.006	20,97	15.816	29,68
$r \leq 2$	$r > 2$	$r = 2$	$r = 3$	4.468	14,07	4.810	15,41
$r \leq 3$	$r > 3$	$r = 3$	$r = 4$	0.341	3,76	0.341	3,76
Região Metropolitana de São Paulo							
$r = 0$	$r > 0$	$r = 0$	$r = 1$	14.641	27,07	28.364	47,21
$r \leq 1$	$r > 1$	$r = 1$	$r = 2$	9.443	20,97	13.723	29,68
$r \leq 2$	$r > 2$	$r = 2$	$r = 3$	4.027	14,07	4.279	15,41
$r \leq 3$	$r > 3$	$r = 3$	$r = 4$	0.252	3,76	0.252	3,76

Fonte: dados da pesquisa.

