

**TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 849**

**Os Impactos do Salário Mínimo  
sobre Emprego e Salários no  
Brasil: Evidências a partir  
de Dados Longitudinais  
e Séries Temporais**

Carlos Henrique Corseuil  
Francisco Galvão Carneiro

DEZEMBRO DE 2001

**TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 849**

**OS IMPACTOS DO SALÁRIO MÍNIMO  
SOBRE EMPREGO E SALÁRIOS NO  
BRASIL: EVIDÊNCIAS A PARTIR  
DE DADOS LONGITUDINAIS  
E SÉRIES TEMPORAIS**

Carlos Henrique Corseuil<sup>\*</sup>  
Francisco Galvão Carneiro<sup>\*\*</sup>

Rio de Janeiro, dezembro de 2001

---

<sup>\*</sup> Da Diretoria de Estudos Sociais do IPEA.

<sup>\*\*</sup> Da Universidade Católica de Brasília, Mestrado em Economia de Empresas.

---

# SUMÁRIO

---

RESUMO

ABSTRACT

1 - INTRODUÇÃO .....	1
2 - CONSIDERAÇÕES TEÓRICAS .....	3
3 - ANÁLISE LONGITUDINAL DOS IMPACTOS DO MÍNIMO SOBRE OS SALÁRIOS.....	4
3.1 - Os Dados Utilizados e suas Limitações .....	4
3.2 - A Metodologia para Estimar os Efeitos na Distribuição de Salários .....	5
3.3 - Análise dos Resultados .....	6
3.4 - Os Impactos do Mínimo sobre o Emprego.....	12
4 -EVIDÊNCIAS DE SÉRIES TEMPORAIS SOBRE OS EFEITOS DO SALÁRIO MÍNIMO.....	18
4.1 - Descrição dos Dados Utilizados.....	18
4.2 - Análise de Co-integração .....	18
5 - CONCLUSÕES.....	25
BIBLIOGRAFIA .....	26

---

---

## RESUMO

---

Este texto sintetiza os resultados de um esforço para se delimitar e quantificar os impactos do salário mínimo no mercado de trabalho brasileiro no período compreendido entre 1982 e 1999. Para isso, são analisados dados longitudinais e dados agregados de séries temporais com o objetivo de traçar um retrato bastante completo dos efeitos de variações no salário mínimo sobre os níveis de emprego e salários no Brasil. A análise de dados longitudinais permitiu observar como a distribuição de salários e o nível de emprego se alteram após uma dada variação no valor do salário mínimo. A análise de séries temporais permitiu o exame do comportamento do mercado de trabalho sob uma ótica mais agregada. Esse esforço de pesquisa é pioneiro, uma vez que apresenta um enfoque microeconômico conjugado ao comportamento agregado do mercado de trabalho. Concluímos que o salário mínimo exerce uma influência considerável sobre a distribuição de salários. Com relação ao emprego, os efeitos agregados estimados em séries de tempo apontam para um efeito negativo de variações no salário mínimo sobre o nível de emprego, bem como sobre o grau de formalidade do mercado de trabalho. Vale ressaltar que as magnitudes reportadas para esses efeitos não são expressivas. De fato, a análise desagregada com microdados sugere que esses efeitos variam consideravelmente de acordo com o instante em que o reajuste é implementado.

---

---

# ABSTRACT

---

This paper reports analysis of minimum wage on Brazilian labor market combining micro longitudinal data and aggregated time-series data. After the analysis of the minimum wage effects on Brazilian wage distribution based on micro data, the effects on employment level and composition (formal X informal) were identified for both, time series and longitudinal data.

The results show a significant effect of minimum wage on wage distribution. Regarding employment the aggregate effects points towards a decrease in employment level and also in the formal share of those employed. However the magnitudes are not striking. In fact the micro data analysis suggests that these effects vary considerably according to the date of the minimum readjust.

---

## 1 - INTRODUÇÃO

A intervenção do governo no mercado de trabalho via política de salário mínimo tem sido objeto de intenso debate em diversos países [OECD (1998)]. Um grande número de trabalhos recentes investiga o impacto do salário mínimo no mercado de trabalho de diferentes países. Para o Reino Unido, por exemplo, Bell e Wright (1996) analisaram o impacto dos chamados Conselhos de Salários (*Wage Boards and Councils*) e encontraram que o salário mínimo não elevou os salários dos trabalhadores do setor formal para acima do nível dos salários pagos no setor informal sugerindo, assim, que existiriam apenas pequenos efeitos sobre os níveis de salários e emprego na economia. Machin e Manning (1994) concluíram que o declínio do nível do salário mínimo relativo ao salário médio da economia contribuiu significativamente para ampliar a dispersão salarial ao longo dos anos 80 no Reino Unido. Machin e Manning (1994), por outro lado, enfatizaram o fato de que a extinção dos Conselhos de Salários no Reino Unido resultou em reduções de novos postos de trabalho e não gerou quaisquer ganhos salariais (p. 672).

Existem ainda estudos que associam aumentos no salário mínimo com o número de falências de pequenas empresas. Waltman, McBride e Camhout (1998) e Fischer (1997), por exemplo, investigaram se aumentos no nível do salário mínimo seriam responsáveis pela saída de pequenas empresas do mercado.<sup>1</sup> A conclusão desses estudos é que, no caso dos Estados Unidos, aumentos no valor do salário mínimo não seriam responsáveis pela falência de pequenas empresas numa taxa superior àquela observada em períodos em que o salário mínimo não aumentava.

No caso dos países em desenvolvimento, há resultados conflitantes com relação ao impacto do salário mínimo no mercado de trabalho. Bell (1997), por exemplo, encontrou importantes efeitos negativos sobre o nível de emprego para o caso da Colômbia e efeitos insignificantes no mercado de trabalho do México. Maloney (2000) apresenta uma resenha da literatura sobre salário mínimo na América Latina que mostra que o salário mínimo afeta positivamente os outros salários nas economias latino-americanas, mas com efeitos ambíguos sobre emprego e pobreza. Ou seja, enquanto aumentos do salário mínimo tendem a contribuir para uma redução da pobreza, efeitos negativos sobre o nível de emprego também são observados. Ademais, Maloney (2000) afirma que o salário mínimo também é um importante determinante do emprego e dos salários no setor informal da maioria das economias latino-americanas.

Para o caso do Brasil, Carneiro e Faria (1997) e Carneiro e Henley (1998) concluíram que o salário mínimo foi um importante determinante do nível médio dos outros salários durante os anos 80, mas que esta importância foi gradualmente

---

<sup>1</sup> O argumento por trás desse ponto é que desde que as pequenas empresas presumivelmente empregam seus recursos no ponto de máxima eficiência, aumentos nos custos do trabalho devem ser absorvidos de alguma forma. Como a demanda pode ser inelástica para algumas indústrias e a substituição de trabalho por capital pode requerer caros investimentos, algumas firmas poderiam, de fato, ser forçadas a sair do mercado.

reduzida ao longo dos anos 90. Lemos (1997) mostrou que o salário mínimo afeta positivamente os outros salários na economia por um período de cinco trimestres, após um choque inicial. Ressaltando a bicausalidade, a autora mostra ainda que o salário médio afeta positivamente o salário mínimo por um período de três trimestres após o choque. Soares (1998), por outro lado, conclui que o salário mínimo teve um comportamento reativo ao mercado de trabalho ao longo dos anos 90, e Lemos (2001) estima que aumentos no salário mínimo tendem a comprimir a distribuição de salários, com efeitos adversos moderados sobre o nível de emprego.

Neste trabalho, investigamos de forma mais precisa os impactos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho brasileiro. Para tanto, utilizamos duas estratégias complementares. A primeira se baseia em dados longitudinais para analisar os efeitos do salário mínimo sobre a distribuição de salários, o nível de emprego e o grau de informalidade no mercado de trabalho brasileiro. A estratégia complementar envolve a análise de séries temporais para verificar se o comportamento desagregado do mercado de trabalho se confirma em um nível mais agregado.

Na análise longitudinal, adotamos uma metodologia similar à reportada em Barros *et alii* (2001) para analisar as alterações na distribuição de salários após alterações no valor do salário mínimo. No que diz respeito ao nível de emprego e informalidade, implementaremos uma alternativa original que mostra como identificar os impactos de aumentos no salário mínimo pela comparação dos níveis de emprego observados em algum momento antes da elevação do salário mínimo com níveis simulados referentes a algum momento depois dessa elevação, sem a interferência de nenhum outro fator, além do aumento mencionado.

No que diz respeito à análise agregada, utilizamos modernas técnicas de análise de séries temporais para verificar como se dá o impacto de variações no salário mínimo, tanto no longo como no curto prazo. Para tanto, recorreremos à análise de co-integração de séries temporais utilizando também metodologias alternativas. Em primeiro lugar fazemos uso do método multivariado proposto por Johansen (1988). Em seguida, verificamos se o padrão encontrado pelo sistema de vetores auto-regressivos de Johansen se confirma através da utilização de um método univariado, tal como proposto por Inder (1995). Por fim, para verificar questões de exogeneidade e estabilidade estrutural, aplicamos testes de superexogeneidade aos modelos econométricos estimados, de acordo com a tipologia definida por Engle, Hendry e Richard (1983).

O texto está estruturado da seguinte forma: após esta Introdução, apresentamos na Seção 2 uma breve discussão teórica sobre os possíveis impactos do salário mínimo no mercado de trabalho. A Seção 3 explora o caráter longitudinal dos dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), do Instituto de Geografia e Estatística (IBGE) para investigar de que forma reajustes no salário mínimo alteram a distribuição de salários e os níveis de emprego no Brasil. A Seção 4 apresenta a análise de séries temporais utilizando dados agregados da PME para o

período 1982-1999, através dos testes de co-integração e exogeneidade. Finalmente, a Seção 5 traz as principais conclusões do relatório.

## 2 - CONSIDERAÇÕES TEÓRICAS

Nesta seção, apresentamos uma breve discussão de questões teóricas por trás de todo o debate acerca dos impactos do salário mínimo sobre o nível de emprego. A descrição clássica dos livros-texto revela que, em um mercado em concorrência perfeita, a fixação de um salário mínimo acima do nível de equilíbrio do mercado irá reduzir a demanda por trabalho e causar desemprego.

De uma forma mais geral, os efeitos negativos do salário mínimo dependerão de uma série de fatores, dentre eles o nível no qual é fixado (seu valor absoluto relativamente à produtividade do trabalhador), a elasticidade da demanda por trabalho (quanto mais elástica, maior o efeito negativo), a elasticidade da oferta de trabalho (quanto mais inelástica, maior o efeito negativo), e as respostas em termos de investimentos de firmas e indivíduos (quanto menores, maior o efeito negativo). Quanto maior a elasticidade de substituição entre os trabalhadores qualificados e os menos qualificados, maior o efeito negativo sobre os menos qualificados. Assim, o tamanho e o sinal do efeito do mínimo sobre o emprego podem diferir entre firmas, indivíduos e áreas geográficas, e de acordo com o nível do salário mínimo.

No entanto, alguns modelos alternativos sugerem que a introdução de um salário mínimo na economia afetará o nível de emprego de forma insignificante, podendo até mesmo gerar um ligeiro impacto positivo na demanda por trabalho [Card e Krueger (1995)]. O modelo mais simples nessa linha é o que analisa o mercado de trabalho sob a suposição de um empregador monopsonista. Nesse modelo, os trabalhadores têm pouco ou nenhum poder de barganha, uma vez que não podem obter emprego facilmente com outros empregadores. Assim, o empregador torna-se capaz de determinar o nível salarial abaixo do produto marginal do trabalho. De forma geral, impor um salário mínimo acima daquele determinado pelo empregador num mercado monopsonista pode, portanto, elevar o nível de emprego.

Outros modelos que prevêem efeitos positivos do salário mínimo sobre o nível de emprego são os associados com a teoria dos salários de eficiência, a teoria do capital humano e o arcabouço teórico de busca por trabalho (*job search*). No caso de modelos de salários de eficiência, assume-se que os empregadores definirão os salários dos seus empregados acima do nível de equilíbrio do mercado a fim de aumentar sua produtividade, reduzir a leniência na produção e os custos associados à rotatividade do trabalho. Nesse contexto, o salário mínimo pode resultar num aumento de emprego. A evidência apresentada por Rebitzer e Taylor (1995), no entanto, mostra que, num contexto de salários de eficiência, o efeito positivo do salário mínimo sobre o emprego poderá ser dissipado no longo prazo, dependendo da posição das firmas ao longo de sua curva de lucros e das mudanças subseqüentes no preço dos produtos e do número de firmas operando no mercado.



Modelos baseados em postulados da teoria do crescimento endógeno e calcados em elementos da teoria do capital humano também geram previsões de impactos positivos do mínimo sobre o emprego. A hipótese principal aqui é que o salário mínimo gera incentivos para que os trabalhadores com baixa produtividade invistam em mais treinamento ou educação a fim de elevar sua produtividade e, assim, sua remuneração. O incremento resultante em capital humano terá um impacto positivo sobre o crescimento econômico e, conseqüentemente, sobre o emprego. A esse respeito, Cahuc e Michel (1996) mostram que uma redução no valor do salário mínimo pode provocar uma redução no crescimento econômico. Cubit e Hargreaves-Heap (1996) argumentam que a perda líquida de emprego prevista com a introdução do mínimo pode ser nula para um determinado intervalo de valores do mínimo, uma vez que sua introdução irá elevar o investimento em capital físico pelas firmas e em capital humano pelos trabalhadores. Da mesma forma, Acemoglu e Pischke (1998) também argumentam que o salário mínimo pode elevar o treinamento oferecido pelas firmas a seus trabalhadores menos qualificados.

Considerando o arcabouço da teoria de procura por trabalho, o sinal do efeito do salário mínimo sobre o emprego irá depender do nível do salário mínimo e de seus impactos sob a intensidade da busca por trabalho, o nível do salário de aceitação e a probabilidade de oferta de um novo emprego. A este respeito, Swinnerton (1996) apresenta um modelo de busca de equilíbrio em que as firmas possuem uma curva de demanda por trabalho negativamente inclinada, a produtividade do trabalho varia de firma para firma, e os desempregados possuem informação imperfeita e procuram emprego de forma aleatória e seqüencial. Sob essas suposições, o autor mostra que, devido a um aumento na produtividade média do trabalho, pode-se obter efeitos positivos de bem-estar com a introdução do salário mínimo, mesmo na presença de impactos negativos sobre o nível de emprego.

### **3 - ANÁLISE LONGITUDINAL DOS IMPACTOS DO MÍNIMO SOBRE OS SALÁRIOS**

#### **3.1 - Os Dados Utilizados e suas Limitações**

A literatura teórica aponta argumentos sugerindo que, em certas circunstâncias, a introdução de um salário mínimo pode ter impactos positivos sobre os outros salários na economia [Machin e Manning (1994), Tiffin e Dawson (1996) e Carneiro e Faria (1997)]. A este respeito, Freeman (1996) argumenta que o salário mínimo pode ter efeitos redistributivos, dependendo de como a política de salário mínimo interage com o sistema de relações de trabalho. No entanto, se os trabalhadores que ganham salários acima do mínimo possuem alguma forma de poder de mercado, qualquer impacto redistributivo do salário mínimo poderá ser eliminado. Por outro lado, na ausência desse poder de mercado, o salário mínimo poderá reduzir a dispersão salarial [Freeman (1994)].

Para investigar esse tipo de questão para o Brasil, utilizamos informações da PME/IBGE. Conseqüentemente, a análise se restringirá às seis principais regiões

metropolitanas do país (Porto Alegre, São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador e Recife). O período de análise compreende os anos de 1995 a 1999, o que permite observar os impactos da política de salário mínimo sem a influência das altas taxas de inflação e da política de reposições salariais vigente até 1994.

Apesar da limitação de cobertura geográfica, a PME é a melhor alternativa para implementar nossa análise. Por ter um desenho longitudinal, ela permite acompanhar um mesmo domicílio durante quatro meses consecutivos. Dessa forma, nossa estratégia de identificação do impacto do salário mínimo sobre o mercado de trabalho está centrada no acompanhamento do valor da remuneração de empregados nos meses ao redor do reajuste do mínimo. No período considerado, o salário mínimo sofreu alterações somente nos meses de maio de cada ano, o que sugere uma análise centrada nos meses de abril e maio.

A pesquisa, no entanto, apresenta uma importante limitação à implementação dessa estratégia. O indivíduo é interrogado sobre a atividade que exerceu na semana de referência e sobre o último rendimento que recebeu. Acreditamos ser padrão o fato de o indivíduo reportar a atividade que exerce no instante  $t$  e a remuneração referente à atividade que exerceu no instante  $t-1$ .<sup>2</sup> Dessa forma, usamos a PME de maio e junho para implementar a alternativa descrita.

Note-se que não há garantias de que a atividade cuja remuneração foi reportada seja a mesma que o indivíduo estava exercendo na semana de referência. Também há problemas com a pessoa que perdeu seu emprego entre o mês  $t-1$  e o mês  $t$ . Como a pesquisa não coleta informações de remuneração para quem não tem ocupação, não há informação sobre a remuneração em  $t-1$ . Neste caso, repetimos a remuneração declarada em  $t-1$  para o mês  $t$ . Ou seja, supomos que o valor do salário no último mês antes de sair do emprego foi igual ao do penúltimo mês.

### 3.2 - A Metodologia para Estimar os Efeitos na Distribuição de Salários

Barros *et alii* (2001) já haviam utilizado uma metodologia baseada em dados longitudinais para identificar os efeitos de reajuste do mínimo sobre empregos e salários no Brasil. No entanto esses efeitos não foram explicitados visto que o objetivo do artigo era mostrar o impacto de reajustes do mínimo sobre o nível de pobreza. Apesar de contar com informação suficiente para mostrar os efeitos do mínimo sobre a distribuição de salários, os autores se limitaram a mostrar os efeitos sobre o nível de pobreza, medido a partir da renda familiar *per capita*.

Os autores desenvolveram uma série de passos que permitem comparar os níveis de pobreza em abril de cada ano (um mês antes do aumento do salário mínimo) com os níveis simulados para maio (data oficial para reajuste do mínimo). Mais especificamente, esses passos procuram captar como teria variado a pobreza na medida em que são considerados progressivamente os impactos do salário mínimo sobre o rendimento e o emprego das pessoas. De certa forma, pode-se considerar

---

<sup>2</sup> Note-se que não só as informações não estão sincronizadas como não há garantias de que a atividade cuja remuneração foi reportada é a mesma que o indivíduo estava exercendo na semana de referência.

esses passos como uma seqüência de contrafactuais em que se procura medir qual teria sido o nível de pobreza em maio caso considerássemos apenas o impacto do salário mínimo sobre o rendimento de determinados grupos de trabalhadores.<sup>3</sup>

Neste trabalho, estaremos basicamente explicitando esses efeitos sobre os níveis de emprego e salário. Ao contrário de Barros *et alii* (2001), que consideram o efeito do mínimo sobre a remuneração dos trabalhadores de forma bastante desagregada, optamos por agregar esses passos de forma a apresentar uma única distribuição de salários contrafactuais englobando todos os efeitos de reajustes do mínimo sobre as remunerações dos trabalhadores que supostamente tiveram seus rendimentos afetados pelo reajuste do mínimo. Foram considerados, neste grupo, aqueles trabalhadores cujo rendimento do trabalho principal de abril correspondia a um valor contido em um intervalo delimitado pelos valores do salário mínimo de abril e maio, e cujo rendimento de maio correspondia ao valor do mínimo neste mês. Também foram considerados aqueles cuja remuneração manteve uma relação de proporcionalidade fixa com o valor do mínimo.

### 3.3 - Análise dos Resultados

Dado o caráter de painel rotativo da PME, é possível observar como variou a distribuição de salários, para uma mesma amostra de trabalhadores, ao redor da data de aumento do valor do salário mínimo. Mais especificamente, comparamos nesta subseção as distribuições de salário referentes a abril e maio — para os trabalhadores que compunham a amostra de abril, maio e junho da PME — de cada ano no período de 1995 a 1999.<sup>4</sup> Os Gráficos 1 a 10 mostram essas distribuições, bem como uma distribuição contrafactual.<sup>5</sup> As distribuições revelam quatro fatos relevantes sobre a influência do salário mínimo.

Em primeiro lugar, vale ressaltar que o salário mínimo parece exercer uma influência considerável sobre a distribuição de salários. De fato, há uma concentração de trabalhadores que recebem o equivalente a um salário mínimo.<sup>6</sup> Podem-se notar, também, menores concentrações em torno de dois salários mínimos e valores inteiros, como por exemplo R\$ 200 em maio de 1996.<sup>7</sup>

---

<sup>3</sup> Na medida em que acumulamos essa seqüência de contrafactuais para todos os trabalhadores, vamos convergindo para o nível de emprego e salários observado em maio para a amostra concatenada. Assim, é importante ressaltar que esta metodologia permite identificar os impactos do salário mínimo sobre os trabalhadores ocupados em abril.

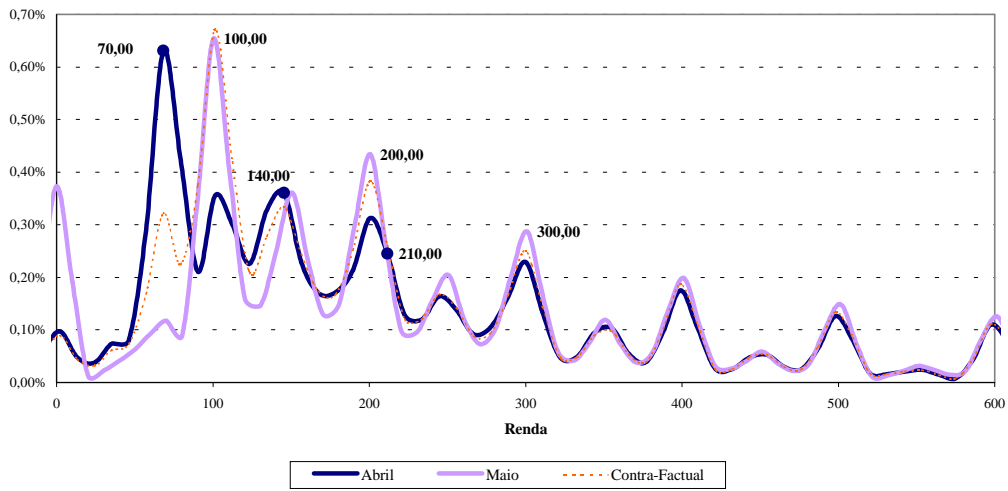
<sup>4</sup> A observação nestes três meses se faz necessária na medida em que usamos informações sobre ocupação e salário de um trabalhador. Dessa forma, usamos a informação de ocupação na PME de abril e de salário nas PMEs de maio e junho (referente a abril e maio).

<sup>5</sup> Estes gráficos reportam resultados provenientes de uma estimativa não-paramétrica que fez uso do método de Kernell com ponderação triangular.

<sup>6</sup> Os valores assinalados nos gráficos correspondem a uma, duas e três vezes o valor do salário mínimo nos meses assinalados.

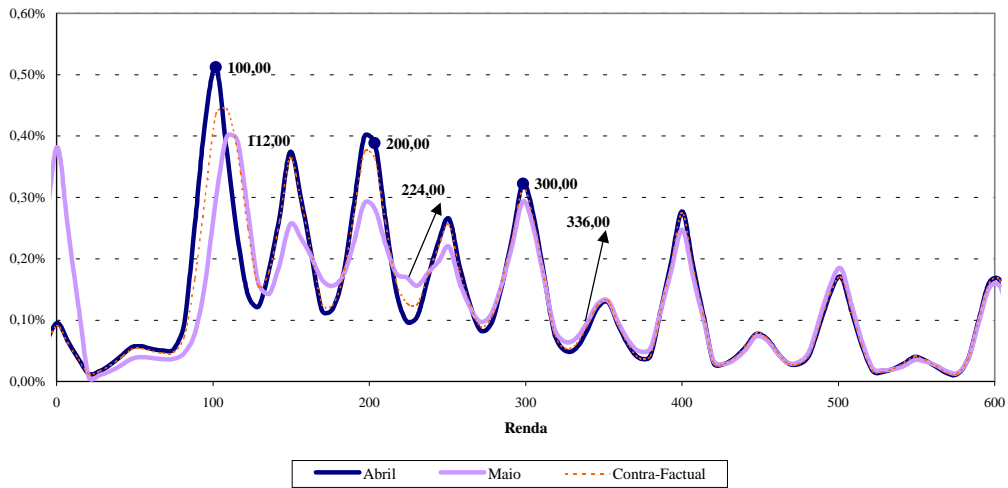
<sup>7</sup> Limitamos a exposição nos gráficos para a parte da distribuição com rendimento inferior a R\$ 600 para tornar possível uma investigação mais detalhada nesta faixa de rendimento, que vem a ser a mais afetada pelo mínimo.

**Gráfico 1: Distribuição Estimada  
Renda do Trabalho Principal - Empregados  
1995**



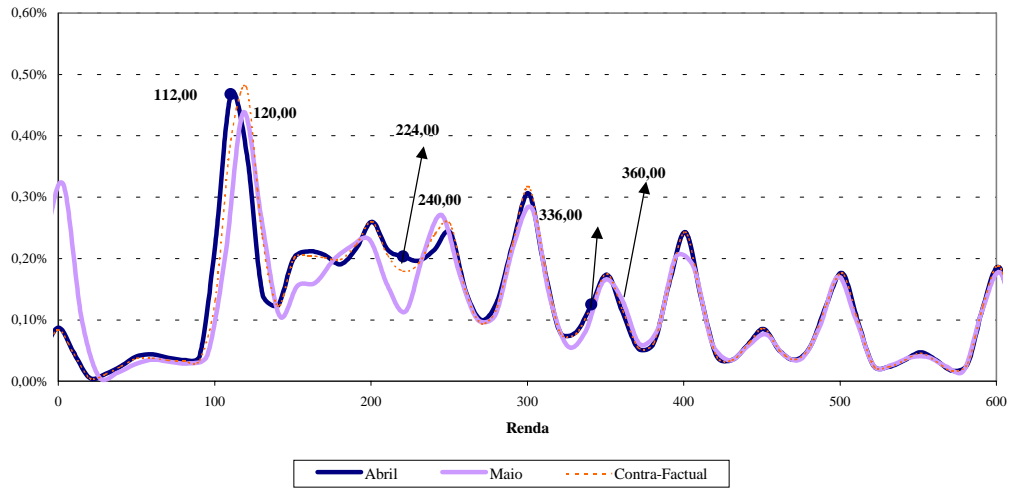
Nota: Os valores destacados no gráfico são aproximados e correspondem a múltiplos inteiros dos valores do salário mínimo em Abril e Maio.  
Fonte: Construído com base nas informações contidas na Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE).

**Gráfico 2: Distribuição Estimada  
Renda do Trabalho Principal - Empregados  
1996**



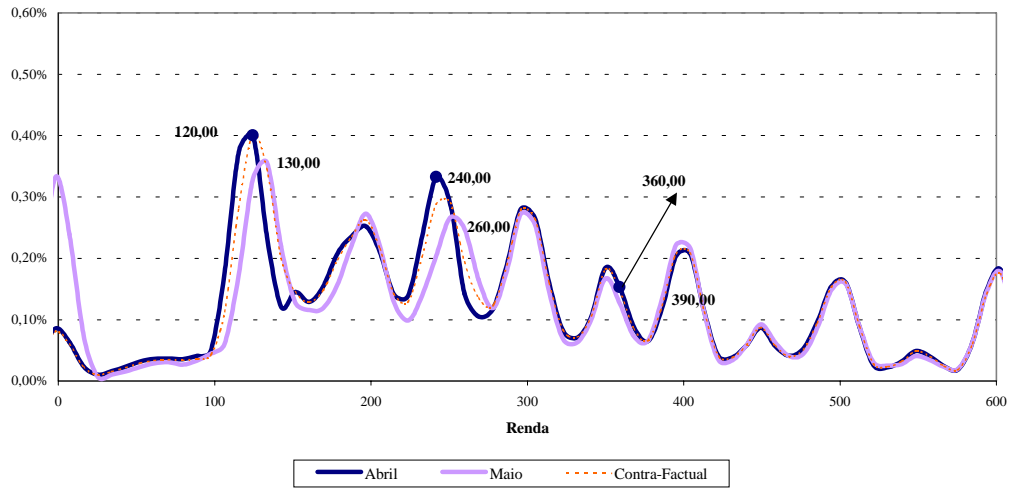
Nota: Os valores destacados no gráfico são aproximados e correspondem a múltiplos inteiros dos valores do salário mínimo em Abril e Maio.  
Fonte: Construído com base nas informações contidas na Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE).

**Gráfico 3: Distribuição Estimada  
Renda do Trabalho Principal - Empregados  
1997**



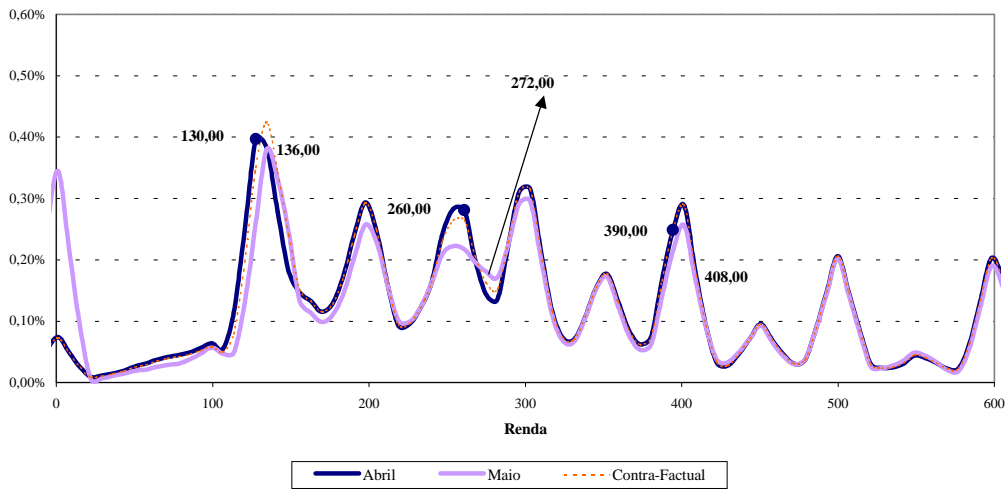
Nota: Os valores destacados no gráfico são aproximados e correspondem a múltiplos inteiros dos valores do salário mínimo em Abril e Maio.  
Fonte: Construído com base nas informações contidas na Pesquisa Mensal de Emprego(PME/IBGE).

**Gráfico 4: Distribuição Estimada  
Renda do Trabalho Principal - Empregados  
1998**



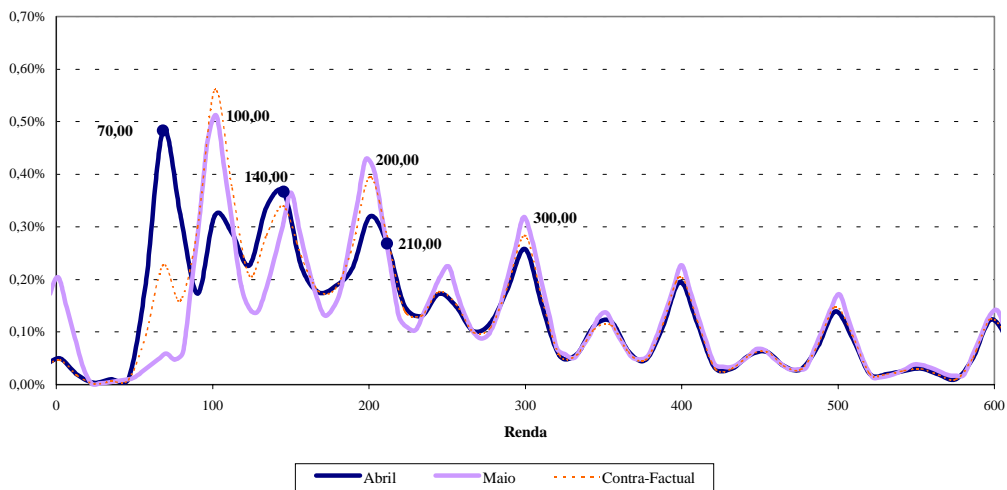
Nota: Os valores destacados no gráfico são aproximados e correspondem a múltiplos inteiros dos valores de salário mínimo em Abril e Maio.  
Fonte: Construído com base nas informações contidas na Pesquisa Mensal de Emprego(PME/IBGE).

**Gráfico 5: Distribuição Estimada  
Renda do Trabalho Principal - Empregados  
1999**



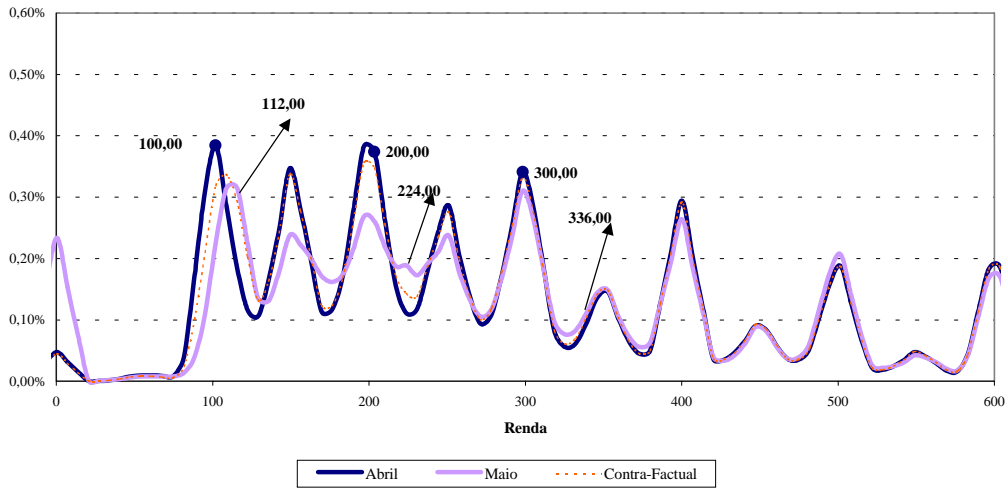
Nota: Os valores destacados no gráfico são aproximados e correspondem a múltiplos inteiros dos valores de salário mínimo em Abril e Maio.  
Fonte: Construído com base nas informações contidas na Pesquisa Mensal de Emprego(PME/IBGE).

**Gráfico 6: Distribuição Estimada  
Renda do Trabalho Principal - Empregados Formais  
1995**



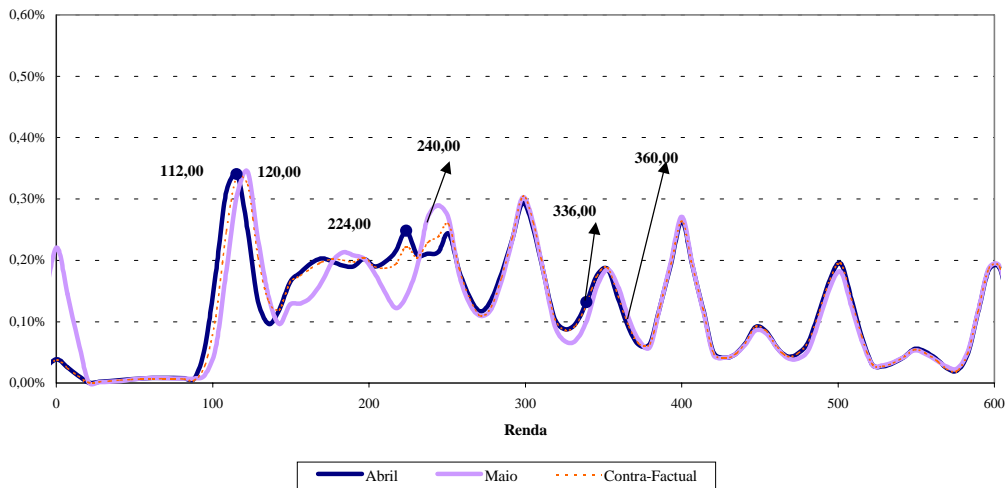
Nota: Os valores destacados no gráfico são aproximados e correspondem a múltiplos inteiros dos valores do salário mínimo em Abril e Maio.  
Fonte: Construído com base nas informações contidas na Pesquisa Mensal de Emprego(PME/IBGE).

**Gráfico 7: Distribuição Estimada  
Renda do Trabalho Principal - Empregados Formais  
1996**



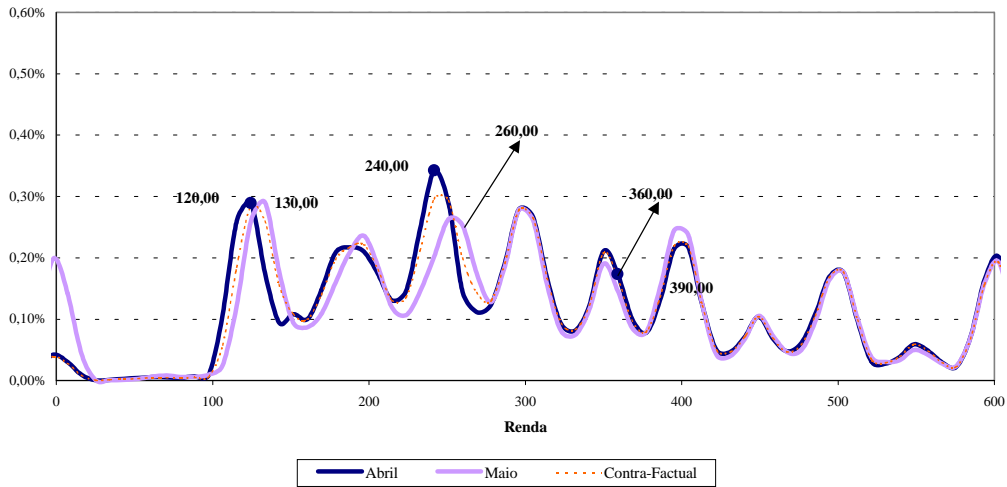
Nota: Os valores destacados no gráfico são aproximados e correspondem a múltiplos inteiros dos valores do salário mínimo em Abril e Maio.  
Fonte: Construído com base nas informações contidas na Pesquisa Mensal de Emprego(PME/IBGE).

**Gráfico 8: Distribuição Estimada  
Renda do Trabalho Principal - Empregados Formais  
1997**



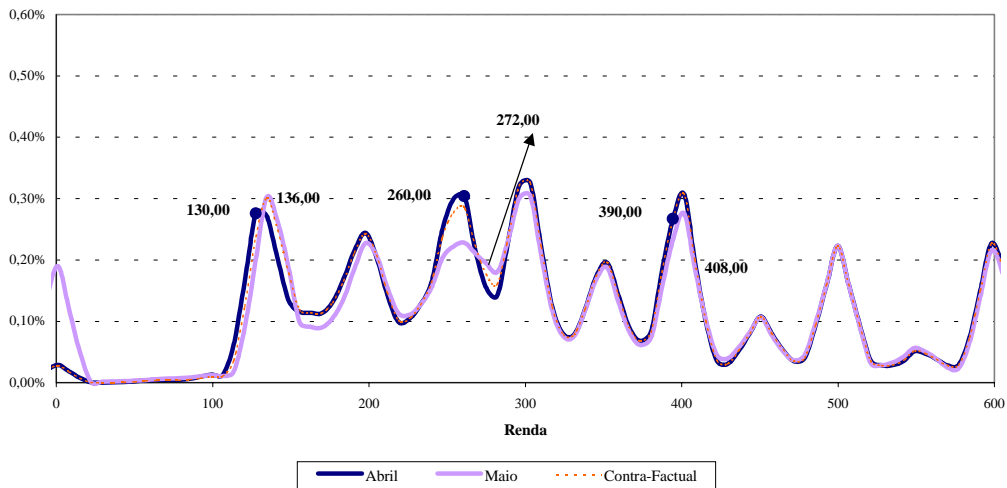
Nota: Os valores destacados no gráfico são aproximados e correspondem a múltiplos inteiros dos valores do salário mínimo em Abril e Maio.  
Fonte: Construído com base nas informações contidas na Pesquisa Mensal de Emprego(PME/IBGE).

**Gráfico 9: Distribuição Estimada  
Renda do Trabalho Principal - Empregados Formais  
1998**



Nota: Os valores destacados no gráfico são aproximados e correspondem a múltiplos inteiros dos valores de salário mínimo em Abril e Maio.  
Fonte: Construído com base nas informações contidas na Pesquisa Mensal de Emprego(PME/IBGE).

**Gráfico 10: Distribuição Estimada  
Renda do Trabalho Principal - Empregados Formais  
1999**



Nota: Os valores destacados no gráfico são aproximados e correspondem a múltiplos inteiros dos valores de salário mínimo em Abril e Maio.  
Fonte: Construído com base nas informações contidas na Pesquisa Mensal de Emprego(PME/IBGE).



Os gráficos mostram ainda que há uma mudança na distribuição de salário entre abril e maio, concentrada sobretudo nos valores inferiores a dois salários mínimos. Dito de outra forma, os resultados mostram que o efeito *spillover* do salário mínimo foi bastante limitado no período analisado.<sup>8</sup> Mais especificamente, o principal grupo com remuneração afetada pelo mínimo está na região em torno dos valores que o mínimo assume nestes meses.

Outro fato relevante diz respeito à influência do reajuste do mínimo na alteração dos salários entre abril e maio. A magnitude desta influência pode ser avaliada pela comparação da distribuição contrafactual com a distribuição de maio. De fato, estas duas distribuições assumem valores muito próximos em quase todo o domínio reportado, sugerindo que o reajuste do salário mínimo foi o principal determinante das alterações de salários observadas entre os meses de abril e maio.

Os únicos pontos do domínio onde as distribuições se distanciam correspondem aos trabalhadores com remuneração nula e aqueles com remuneração na região entre o valor do salário mínimo de abril e de maio (por exemplo entre R\$ 70 e R\$ 100, em 1995). Podemos notar que a concentração de trabalhadores com renda zero é bem superior no mês de maio do que na distribuição contrafactual. Vale ressaltar que a perda de emprego no período analisado não é captada por nossa distribuição contrafactual. Por outro lado, a relação entre as duas distribuições se inverte na região entre o salário mínimo de abril e o de maio. Este fato sugere que estes foram os trabalhadores penalizados com a perda do emprego e, conseqüentemente, da remuneração. Os gráficos sugerem que uma parcela menor de trabalhadores parece ter saído do ponto equivalente a dois salários mínimos de abril.

### **3.4 - Os Impactos do Mínimo sobre o Emprego**

Para investigar esta relação entre salário mínimo e nível de emprego, utilizamos duas abordagens distintas. A primeira delas parametriza a distribuição de salários enquanto a segunda usa um grupo de controle. No que se segue, apresentamos uma breve discussão de ambas as abordagens.

#### **3.4.1 - Abordagem não-paramétrica**

##### *Metodologia proposta*

Estimaremos o impacto do salário na probabilidade de um indivíduo perder o emprego fazendo uso do método de diferenças-em-diferenças. De acordo com este método, podemos estimar o efeito de um “choque” no nível de uma determinada variável comparando a evolução desta variável para dois grupos distintos de uma população (ou amostra).

Para que o método gere estimadores consistentes, esses grupos, que são chamados de tratamento e controle, devem satisfazer algumas propriedades. Em primeiro

---

<sup>8</sup> Este fato provavelmente está relacionado com o fim da política de indexação dos salários.

lugar, o grupo de tratamento deve ser afetado pelo “choque” a ser estudado enquanto o grupo de controle não. Em segundo lugar, ambos os grupos devem ser igualmente afetados por todos os outros determinantes da variável de interesse.<sup>9</sup>

Para descrever a construção desse estimador, faz-se necessário um breve parêntese para apresentar uma notação. Denote por  $P_{0i}$  a probabilidade de o trabalhador manter-se empregado em um determinado período sem que o valor do mínimo seja reajustado, e  $P_{1i}$  a probabilidade de o trabalhador manter-se empregado em um determinado período tendo havido reajuste no valor do mínimo nesse período. Tal como em Angrist e Krueger (1999), suponha que essas probabilidades sejam determinadas da seguinte forma:

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

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

Ou seja, a determinação de  $P$  pode ser decomposta em termos aditivos relacionados exclusivamente ao grupo ( $g$ ) e exclusivamente ao tempo ( $t$ ). Por fim, há um componente cuja existência está atrelada ao reajuste do mínimo ( $Y$ ). Esse termo indica exatamente qual o efeito do aumento do salário mínimo sobre a probabilidade de se manter empregado.

A estimação desse termo seria extremamente simples se fôssemos capazes de observar as probabilidades  $P_{0i}$  e  $P_{1i}$  para o grupo de tratamento no mesmo período. Nesse caso, bastaria calcular:

$$E [ P_{1i} \setminus g^r, t^d ] - E [ P_{0i} \setminus g^r, t^d ]$$

ou:

$$E [ P_{1i} \setminus g^r, t^a ] - E [ P_{0i} \setminus g^r, t^a ]$$

onde  $g^r$  denota o grupo de tratamento e  $t^d, t^a$  denotam os períodos contemplados, ou não, por um reajuste do mínimo. No entanto, em  $t^d$  só observamos  $P_1$  e em  $t^a$  só observamos  $P_0$ . Apesar dessa aparente impossibilidade, a estimação de  $Y$  torna-se viável através do seguinte cálculo:

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

onde  $g^c$  representa o grupo de controle. Esta estimativa pode ser obtida através da seguinte regressão:

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 G_{it} + \alpha_2 T_t + \alpha_3 G_{it} \cdot T_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

<sup>9</sup> Card e Krueger (1994) é provavelmente a maior referência de uma investigação semelhante utilizando esse método. Esse trabalho motivou outros semelhantes como Foguel (1997), que foi o pioneiro no Brasil.

Todas as variáveis citadas são binárias.  $P_{it}$  vale 1 caso o indivíduo tenha perdido o emprego ao longo do período  $t$  (sendo esse  $t^d$  ou  $t^a$ ),  $G_{it}$  vale 1 se o indivíduo pertencer ao grupo de tratamento, e  $T_t$  vale 1 se a informação for referente ao período que compreende o aumento do valor do mínimo ( $t^d$ ). Nesse caso verifica-se que:

$$\alpha_3 = \{E[P_{1i} \mid g^r, t^d] - E[P_{1i} \mid g^c, t^d]\} - \{E[P_{0i} \mid g^r, t^a] - E[P_{0i} \mid g^c, t^a]\}$$

Portanto:

$$\alpha_3 = Y$$

A alternativa de estimar esse parâmetro via regressão apresenta duas vantagens. Em primeiro lugar, são computadas automaticamente estimativas relacionadas à significância estatística desse parâmetro. Além disso, características pessoais, que porventura influenciem  $P$  e não estejam distribuídas de maneira perfeitamente uniforme entre os dois grupos, podem ser incorporadas ao modelo.

Essa metodologia também permite analisar o impacto do reajuste do mínimo sobre o grau de informalidade dos empregados. Para tal análise, foi adotado um procedimento análogo ao implementado para avaliar a perda de emprego. No caso da informalidade,  $P$  vale 1 se o indivíduo deixa de ocupar um emprego com carteira assinada e passa a ocupar um informal.

Para implementar essa metodologia é necessário recorrer a duas definições. Primeiro, temos que definir um grupo de trabalhadores (tratamento) cuja probabilidade de se manter empregado é afetada pelo salário mínimo, e outro (controle) cuja probabilidade não foi afetada pelo mínimo, mas tenha sido afetada por outros fatores, relacionados ao tempo, da mesma forma que o primeiro grupo. Segundo, é necessário definir um período em que as probabilidades tenham sido afetadas pelo aumento do mínimo e outro em que não tenham sido ( $t^d$ ,  $t^a$ , respectivamente).

### *Os resultados para emprego*

A concatenação da PME também permite a obtenção de estimativas do impacto do salário mínimo sobre o nível de emprego usando a metodologia descrita no item 3.2. Esta metodologia, bem simples do ponto de vista operacional, necessita da especificação de um grupo de controle e um grupo de tratamento. Para identificar esse grupo de trabalhadores, usaremos os resultados sobre distribuição de salários comentados no item anterior, que considera como grupo de tratamento aqueles que tinham a renda do trabalho principal em abril entre os valores do salário mínimo de abril e maio. Conforme comentado, há evidências de que o nível de emprego desses trabalhadores teria sido afetado pelo reajuste do mínimo.

No entanto, outros fatores também podem ter exercido influência sobre esta variável (o exemplo mais evidente seria o nível de atividade). Daí a necessidade de eleger um grupo de controle composto por indivíduos com características

bastante semelhantes à do grupo de tratamento. Desta forma, elegemos para grupo de controle os indivíduos com remuneração de abril entre o salário mínimo de maio e o valor correspondente a duas vezes o salário mínimo de abril (por exemplo entre R\$ 100 e R\$ 140, em 1995). Excluimos desse grupo aqueles com remuneração igual a 1,5 e 2 vezes o salário mínimo de abril.

Para aplicar a fórmula descrita na expressão (3) é necessário contabilizar os trabalhadores que perderam o emprego em ambos os grupos, entre os meses de abril e maio. Mais uma vez, valemo-nos do caráter longitudinal da PME para observar essa movimentação. Este procedimento é adotado tanto para os trabalhadores com carteira como para os sem carteira. Os resultados para o estimador de diferenças-em-diferenças ( $Y$ ) aparecem na quinta e sexta colunas da Tabela 1, como coeficientes de um modelo logit. No modelo estimado, acrescentamos também como variáveis explicativas o nível de instrução, a idade e o sexo do indivíduo.

Tabela 1

**Medidas do Impacto do Salário Mínimo sobre a Probabilidade de Transição de Ocupado para Não-Ocupado — 1995-1999**

	Tratamento		Tempo		Estimador Y		Elasticidade	
	CC	SC	CC	SC	CC	SC	CC	SC
1995	0,40	0,08	0,33	-0,0245*	-0,12	0,017 <sup>†</sup>	-0,05	0,00
1996	0,12	0,33	0,12	-0,06	-0,03	0,0 <sup>†</sup>	-0,16	0,67
1997	-0,00612*	0,24	-0,04	-0,21	0,11	-0,00264 <sup>†</sup>	1,05	0,00
1998	0,14	0,49	-0,0167*	-0,00307*	-0,22	0,0 <sup>†</sup>	-2,21	0,62
1999	0,06	0,30	-0,15	-0,20	0,11	-0,2 <sup>†</sup>	1,81	-4,70

Fonte: Baseada em informações da PME/IBGE.

\* Mostra que a estimativa não é estatisticamente distinta de zero

Dois fatos merecem destaque entre os resultados expostos. Primeiro, a magnitude do efeito do salário mínimo sobre a probabilidade de transitar para a categoria de não-ocupado varia consideravelmente entre os anos analisados, variando inclusive qualitativamente. Além disso, pode ser notado que essas magnitudes entre os trabalhadores sem carteira assinada tendem a ser menos significativas do que aquelas referentes aos com carteira assinada.

As colunas 1 a 4 ilustram que o método de identificação do salário mínimo afeta bastante o resultado. As duas primeiras colunas mostram o valor estimado do coeficiente da *dummy* de grupo. Já as colunas 3 e 4 mostram o valor estimado do coeficiente da *dummy* de tempo. É interessante notar que muitas vezes os resultados desses coeficientes apresentam sinais opostos aos referentes ao nosso estimador. Ou seja, caso o efeito do mínimo fosse identificado apenas pela comparação das probabilidades entre os dois grupos em um mesmo instante ou apenas pela comparação dos dois instantes sem distinção pelo grupo chegaríamos a conclusões bastante distintas das que chegamos.

Vale ressaltar que a evolução desses resultados pode estar sendo influenciada pelo padrão das magnitudes dos reajustes nos anos considerados. De fato, os reajustes

apresentam uma tendência de queda entre 1995 e 1999. Sendo assim, reportamos na sétima e oitava colunas os resultados em forma de elasticidade. A fórmula para o cálculo dessa elasticidade está descrita no Apêndice. Os resultados apontam três fatos interessantes: *a)* os efeitos parecem ser maiores entre os com carteira; *b)* os efeitos oscilam ao longo do tempo entre positivo e negativo; e *c)* as magnitudes são sempre inferiores a 5, e muitas vezes inferiores a 1.

Esses resultados tendem a ser interpretados na literatura como elasticidade da demanda por trabalho em relação ao salário mínimo. No entanto, elementos de oferta podem exercer uma influência considerável nesses fluxos. Na Tabela 2, repetimos esse procedimento restringindo a probabilidade de transição entre ocupado e não-ocupado quando a iniciativa da separação vinha do empregador. Ou seja, só computamos como separação aquelas em que o indivíduo declara ter sido despedido do último emprego.

Tabela 2

**Medidas do Impacto do Salário Mínimo sobre o Nível de Emprego via Demissão — 1995-1999**

	Estimador Y		Elasticidade	
	CC	SC	CC	SC
1995	-1,76	1,05	-3,13	3,69
1996	0,42	0,57	4,24	4,83
1997	0,83	-1,62	17,78	-15,14
1998	-0,18	-0,24	-1,85	-2,20
1999	-0,00*	-0,39	0,00	-7,05

Fonte: Baseada em informações da PME/IBGE.

\* Mostra que a estimativa não é estatisticamente distinta de zero.

Os resultados mostram magnitudes mais expressivas, ampliando as variações ao longo do tempo. Dessa forma, o efeito de um aumento de 10% no salário mínimo na probabilidade de ser demitido entre os trabalhadores com (sem) carteira variou entre -31,3% (36,9%) em 1995 e 0% (-70,5%) em 1999, passando por 177,8% (-171,4%) em 1997.<sup>10</sup> Esses números mostram que não há uma relação bem definida entre salário mínimo e probabilidade de ser demitido no mês em que esse piso é reajustado.

Os demais trabalhos que estimam uma relação do salário mínimo e alguma variável relacionada ao nível de emprego apresentam resultados sugerindo um sinal negativo. Foguel (1997), Lemos (2001) e Fajnzylber (2001) encontram elasticidades emprego do salário mínimo ligeiramente negativas. No entanto, duas diferenças importantes merecem ser destacadas. Primeiro devemos ressaltar que a maior parte da amostra nesses trabalhos remonta ao período pré-real [no caso de Foguel (1997) toda a amostra está contida na década de 80], quando altas taxas de inflação e a existência de políticas salariais eventualmente faziam o mercado de trabalho reagir de forma distinta a reajustes do mínimo. Além disso as estimativas dos trabalhos mencionados se referem a um comportamento médio de um período

<sup>10</sup> Note-se que esses resultados não medem o impacto sobre o nível de emprego e sim para um componente do fluxo de saída desse estado.

que inclui vários episódios de reajuste do mínimo, e portanto não havia como ser detectada qualquer volatilidade entre os episódios.

Um procedimento análogo poderia ser implementado para as separações cuja iniciativa parte do trabalhador. No entanto, a amostra com essa característica tem um tamanho extremamente limitado, impossibilitando a identificação de qualquer efeito por parte do salário mínimo. Vale dizer que uma parte considerável dos trabalhadores não declara a razão do desligamento.

### *Resultados para a informalidade*

Esta metodologia também permite analisar o impacto do reajuste do mínimo sobre o grau de informalidade dos ocupados. Para tal análise, foram eleitos grupos de tratamento e controle análogos aos utilizados na análise sobre nível de emprego. A única diferença é que, desta vez, nos restringimos aos empregados com carteira assinada em abril, ou seja, aqueles que eram empregados com carteira assinada e recebiam um salário entre os valores do mínimo de abril e maio correspondem ao grupo de tratamento. Os que recebiam entre o mínimo de maio e duas vezes o mínimo (excluindo 1,5) de abril constituem o controle. Em ambos os grupos contabilizamos quantos passaram para uma posição sem carteira assinada ou uma posição autônoma.

A Tabela 3 traz resultados para a informalidade organizados da mesma forma que os da Tabela 1. O estimador de diferenças-em-diferenças apresenta magnitudes e sinais que também variam ao longo do tempo. Entretanto, cabe notar que os sinais são sempre iguais para ambos os grupos em um dado ano. Os resultados referentes à elasticidade mostram que a transição para o grupo sem carteira é bem menos volátil ao longo do tempo. Um aumento de 10% do mínimo teria provocado um aumento de cerca de 20% nas transições do com carteira para o sem carteira em 1998 e uma diminuição de 27% em 1999. Já em relação à transição para uma ocupação autônoma, um reajuste do mínimo de 10% chega a diminuir essa transição em quase 240%.

Tabela 3

### **Medidas do Impacto do Salário Mínimo sobre a Transição de Empregado Formal para Informal — 1995-1999**

	Estimador Y		Elasticidade	
	SC	Autônomo	SC	Autônomo
1995	-0,09	-0,08	-0,03	-0,18
1996	-0,34	-0,06	-1,51	-1,23
1997	0,06	0,13	0,43	-0,42
1998	0,26	0,36	2,04	9,43
1999	-0,21	-1,65	-2,70	-23,76

*Fonte: Baseada em informações da PME/IBGE.*

Essa falta de padrão nos resultados referentes à informalidade também está presente em trabalhos anteriores. Enquanto Foguel (1997) reporta que o mínimo tende a aumentar a participação dos empregados com carteira em detrimento dos

autônomos e dos sem carteira, Foguel, Ramos e Carneiro (2000) mostram impactos negativos do mínimo sobre o emprego com carteira e positivo sobre o sem carteira.

## **4 - EVIDÊNCIAS DE SÉRIES TEMPORAIS SOBRE OS EFEITOS DO SALÁRIO MÍNIMO**

### **4.1 - Descrição dos Dados Utilizados**

A análise de séries temporais permite investigar o impacto do salário mínimo sobre o emprego em termos agregados. Para a análise do impacto sobre o emprego, as séries utilizadas foram a do número de empregados com e sem carteira de trabalho assinada, e a do Produto Interno Bruto (PIB). A fonte das variáveis foi sempre a PME; os dados sobre salário mínimo foram obtidos junto ao Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) e os dados relativos ao PIB foram obtidos no *site* do Ipea-Data na Internet. Os dados foram considerados com periodicidade mensal para o período de janeiro de 1982 a dezembro de 1999.

### **4.2 - Análise de Co-integração**

A existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre duas variáveis pode ser investigada através de técnicas de co-integração originalmente propostas por Engle e Granger (1987) e Johansen (1988). Para saber se duas variáveis quaisquer são co-integradas, realizamos primeiro testes de raízes unitárias para os processos estocásticos que as geram usando o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste de Perron (1989), que considera a hipótese de não-estacionariedade na presença de quebras estruturais. Após esse procedimento, aplicamos, então, o método de análise de co-integração por máxima verossimilhança, tal como proposto por Johansen (1988), Johansen e Juselius (1990) e Johansen (1991). Finalmente, a fim de verificarmos se a causalidade se dá realmente na direção desejada, ou seja, do salário mínimo para o nível de emprego, realizamos o teste de exogeneidade fraca para o parâmetro estimado para a variável salário mínimo nas equações de emprego e salários, tal como em Johansen (1992).

#### **4.2.1 - Impacto sobre o emprego**

Ao analisar as propriedades estatísticas das séries temporais consideradas, procedeu-se, inicialmente, à escolha do número ótimo de defasagens a ser inserido no modelo, fazendo-se uso do chamado critério de Schwarz, tal como recomendado por Stock (1994). A partir daí, procedeu-se aos testes de raízes unitárias tradicionais, tais como o ADF e o teste de Perron para quebras estruturais. Os resultados desses testes não permitiram a rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade quando os níveis das variáveis foram considerados, mas apenas ao considerarmos suas primeiras diferenças. Dessa forma, pudemos concluir que as variáveis apresentam-se integradas de mesma ordem, o que

permitiu que se procedesse à investigação da possibilidade de existência de co-integração nas equações de emprego.

Seguindo a estratégia-padrão observada na literatura, nossa análise do impacto de mudanças no salário mínimo sobre o nível de emprego baseou-se na estimação de um modelo simples de emprego que teve a seguinte forma geral:

$$E = f(m, Y, t)$$

onde  $E$  representa o emprego,  $m$  o salário mínimo,  $Y$  o produto agregado e  $t$  uma tendência determinística. De acordo com a visão clássica de livros-texto sobre os efeitos do salário mínimo no mercado de trabalho, o coeficiente para a variável  $m$  deve apresentar um sinal negativo. Por outro lado, a variável  $Y$ , representando os efeitos do crescimento do produto sobre o emprego, deveria atrair um coeficiente positivo, pelo menos para o caso do setor formal.

O procedimento de Johansen (1988) foi aplicado inicialmente e os resultados encontram-se reportados nas Tabelas 3 e 4. Os resultados foram obtidos usando-se defasagens até a oitava ordem no vetor auto-regressivo.<sup>11</sup> Tanto a estatística de autovalores quanto o teste do traço rejeitaram fortemente a hipótese de ausência de co-integração em favor de um único vetor de co-integração. As tabelas também reportam os autovalores padronizados ( $\beta'$ ) e os coeficientes de ajustamento ( $\alpha$ ). Os coeficientes de ajustamento medem a velocidade de ajustamento a desequilíbrios entre as variáveis do vetor de co-integração. O coeficiente de ajustamento positivo para o emprego no setor formal (0,007) implica que mudanças defasadas no emprego formal induzem mudanças correntes e na mesma direção no emprego neste setor. Para o caso do setor informal, o coeficiente de ajustamento foi negativo (-0,139) indicando que mudanças passadas no emprego induzem mudanças na direção oposta no emprego informal. Os baixos valores desses coeficientes sugerem um lento ajustamento a desequilíbrios na relação de longo prazo, o que parece ser compatível com o contexto de dados agregados de alta frequência como no caso em que estamos lidando.

Como houve evidência de um único vetor de co-integração, decidimos usar o estimador de mínimos quadrados ordinários totalmente parametrizado (FPLS), tal como proposto por Inder (1995). Este é um método eficiente de uma única equação [Maddala e Kim (1998)] que se apresenta como uma versão do estimador de mínimos quadrados totalmente modificado (FM-OLS). Este estimador é similar, em princípio, ao teste de Phillips-Perron (1988) para raízes unitárias, no sentido em que começa com um estimador de mínimos quadrados e depois aplica correções a ele a fim de levar em conta problemas de endogeneidade e correlação

---

<sup>11</sup> Para decidir pela ordem apropriada das defasagens no sistema de vetores auto-regressivos (VAR) para os propósitos da análise de co-integração estimamos primeiro uma equação não-restrita na forma reduzida para nossas seis variáveis com uma ordem máxima de 12 defasagens. A partir daí, seguimos o tradicional *Hendry Approach* e procedemos à exclusão sucessiva de defasagens, baseados em testes-F para regressores excluídos (isto é, testamos a significância conjunta de cada defasagem sobre cada variável no VAR de seis equações). Os resultados indicaram que nenhuma defasagem acima da oitava ordem foi significativa.



serial. Para propósitos de comparação, também estimamos um modelo auto-regressivo de defasagens distribuídas (ADL) com a mesma ordem de defasagens utilizada na análise baseada no método de Johansen. A solução estática de longo prazo do ADL aparece nas Tabelas 5 e 6, juntamente com os resultados obtidos através do método de Johansen (1988) e Inder (1995).

Tabela 4

**Análise de Co-integração para Emprego no Setor Informal — 1986(1) a 1999(11)**

Autovalores	0.234	0.078	0.028
Hipóteses	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
$\lambda$ Max	45.55	14.98	5.25
Valor Crítico 95%	25.50	19.00	12.30
$\lambda$ traço	64.46	18.90	4.91
Valor Crítico 95%	42.40	25.30	12.30
Autovalores Padronizados ( $\beta'$ )			
	Esc	Y	mw
	1.000	1.320	-0.003
	-0.566	1.000	-0.003
	-96.44	-914.340	1.000
	Trend		
			-0.004
			-0.000
			3.766
Coeficientes de Ajustamento Padronizados ( $\alpha'$ )			
	-0.139	-0.108	-0.750
			n.d.

*n.d. = não-disponível.*

Tabela 5

**Relações de Longo Prazo Estimadas para o Emprego Formal — 1986(1) a 1999 (11)**

Variável Dependente	FPLS	Solução Estática de Longo Prazo Modelo ADL	Johansen
Ecc			
Mw	-0.001	-0.024	-0.006
Y	0.044	2.220	3.938
Tendência	n.d.	-0.003	-0.008

*Notas: A estimação pelo método FPLS foi realizada com dois leads e dois lags para cada variável.*

*n.d. = não-disponível.*

Tabela 6

**Relações de Longo Prazo Estimadas para o Emprego Informal — 1986(1) a 1999 (11)**

Variável Dependente	FPLS	Solução Estática de Longo Prazo Modelo ADL	Johansen
Esc			
Mw	0.002	0.0004	0.003
Y	-0.027	-0.3670	-1.320
Tendência	n.d.	0.0035	0.004

*Notas: A estimação pelo método FPLS foi realizada com dois leads e dois lags para cada variável.*

*n.d. = não-disponível.*

Os resultados revelaram um robusto impacto negativo de mudanças no salário mínimo sobre os níveis de emprego dos trabalhadores do setor formal no longo prazo, com o contrário acontecendo para o caso dos trabalhadores do setor informal. Isto é, aumentos no salário mínimo tendem a reduzir o emprego formal e a elevar o emprego informal. A elasticidade do emprego com respeito a mudanças no salário mínimo variou de  $-0,001$  a  $-0,024$  para trabalhadores do setor formal e de  $0,0004$  a  $0,003$  para trabalhadores do setor informal.

Outro resultado interessante diz respeito à maneira pela qual os níveis de emprego se comportam ao longo do ciclo econômico. O emprego no setor formal tende a reagir pró-ciclicamente a mudanças na atividade econômica ao passo que o emprego informal reage anticíclicamente a flutuações no produto. A intuição por trás desse processo é simples, uma vez que o crescimento econômico tende a criar mais empregos, encorajar o emprego formal e, portanto, desencorajar o emprego informal.

#### 4.2.2 - A dinâmica de curto prazo do emprego

A fim de obter uma especificação válida de curto prazo, incluímos informações de longo prazo, obtidas através da análise de co-integração entre as variáveis, numa equação de curto prazo. Os subscritos CC e SC referem-se aos setores formal (trabalhadores com carteira de trabalho assinada) e informal (sem carteira de trabalho assinada), respectivamente. O termo  $\tau$  é o mecanismo de correção de erros obtido através dos modelos estimados pelo método de Johansen e  $\Sigma$  *seasonals* são variáveis *dummies* sazonais. Incluímos ainda mecanismos de correção de erros construídos a partir dos resíduos da solução estática de longo prazo do modelo ADL, o que acabou gerando resultados bastante similares e que, por isso, não foram reportados. As equações satisfazem todas as estatísticas-teste ao nível de significância de 5% e apresentam estimativas para os coeficientes que estão de acordo com os postulados teóricos. Os modelos considerados para o emprego nos setores formal e informal foram os seguintes:

$$\begin{aligned} \Delta E_{CCt} = & 0.0009 & + & 0.1731 \Delta E_{CCt-11} & - & 0.01059 \Delta m_t & & \\ & (0.0013) & & (0.0544) & & (0.0058) & & \\ & - & 0.01202 \Delta m_{t-3} & + & 0.08629 \Delta Y_{t-5} & - & 0.09127 \tau_{CCt-1} & (3) \\ & (0.0056) & & (0.0363) & & (0.0740) & & \\ & + \Sigma \text{ sazonais} & & & & & & \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 = 0.5814 & \quad F(20,156) = 10.834 & \quad \sigma = 0.0127 & \quad DW = 2.10 \\ AR\ 1-7\ F(7,149) = 2.599 & \quad ARCH\ 7\ F(7,142) = 0.38582 & \quad NORM\ \chi^2(2) = 2.499 \\ HET\ F(25,130) = 0.70859 & \quad RESET\ F(1,155) = 1.3654 & & \\ N = 1982(1) \text{ a } 1999(11) & & & \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta E_{SCt} = & -0.0233 & - & 0.2461 \Delta E_{SCt-1} & + & 0.0176 \Delta m_t & + & 0.0262 \Delta m_{t-6} & \\ & (0.0081) & & (0.0694) & & (0.0122) & & (0.0121) & \\ & - & 0.2069 \Delta Y_{t-5} & - & 0.0575 \tau_{SCt-1} & + \Sigma \text{ sazonais} & & (4) \\ & (0.0770) & & (0.0214) & & & & \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 = 0.4000 & \quad F(18,158) = 5.8472 & \quad \sigma = 0.0267 & \quad DW = 2.01 \\ AR\ 1-5\ F(5,153) = 1.7689 & \quad ARCH\ 5\ F(5,148) = 1.3946 & \quad NORM\ \chi^2(2) = 0.17743 \\ HET\ F(23,134) = 0.6092 & \quad RESET\ F(1,157) = 0.3120 & & \\ N = 1982(1) \text{ a } 1999(11) & & & \end{aligned}$$

De uma forma geral, o padrão observado para o longo prazo permaneceu o mesmo no curto prazo. A dinâmica encontrada apresenta-se bastante simples. Variações defasadas no produto ( $\Delta Y$ ) impactam positivamente variações correntes no emprego formal e impactam negativamente mudanças correntes no emprego informal. O impacto de variações no salário mínimo sobre o emprego também é diferente para cada setor. Variações correntes no salário mínimo afetam positivamente variações no emprego informal, ao passo que o oposto se observa no caso do emprego formal. Após alguns meses, no entanto, existe uma mudança na direção do impacto do salário mínimo sobre o emprego para ambos os setores, o que pode ser indicativo de que, após esses efeitos iniciais, alguma forma de compensação possa ser observada no médio prazo. O mecanismo de correção de erros ( $\tau$ ) apresentou-se com o sinal negativo esperado, mas seu baixo valor absoluto confirma que o ajustamento a desvios com relação ao equilíbrio de longo prazo é lento.

### 4.2.3 - Testes de exogeneidade

A exogeneidade dos regressores contemporâneos em uma determinada equação é importante para que sua análise possa ser realizada de maneira correta. O teste de exogeneidade que aplicamos baseia-se na tipologia definida por Engle, Hendry e Richard (1983), que apresentam três conceitos para diferentes níveis de exogeneidade: fraca, forte e superexogeneidade. Dados os nossos propósitos, vamos discutir brevemente apenas o primeiro deles.<sup>12</sup> A idéia de exogeneidade fraca leva em consideração os parâmetros de interesse de um modelo, fato que não se observava nas definições tradicionais de variáveis predeterminadas e variáveis estritamente exógenas. A noção de parâmetros de interesse, por outro lado, pode ser visualizada através da decomposição da distribuição conjunta de duas variáveis quaisquer  $Y$  e  $X$  no produto entre as suas distribuições condicional e marginal. Para ilustrar o procedimento, vamos considerar o seguinte modelo,  $Y = X\beta + \varepsilon$ .

A análise refere-se à distribuição condicional de  $\{Y_t; t = 1, 2, \dots, T\}$  dados os valores dos regressores  $X$  no tempo  $t$ ,  $Y_t$  e os parâmetros  $\beta$ . O termo  $\varepsilon$  representa o vetor de resíduos que se distribuem como um ruído branco.

Seja  $\Psi$  a representação dos parâmetros da distribuição conjunta de  $Y_t$  e  $X_t$ ;  $f(Y_t, X_t; \Psi)$ . Suponha ainda que  $\Psi$  possa ser dividida em  $(\Psi_1, \Psi_2)$ , onde  $\Psi_1$  represente os parâmetros de interesse, e  $\Psi_2$  seja o vetor de resíduos. Assim, podemos escrever:

$$\begin{array}{cc}
 \text{Distribuição} & \text{Distribuição} \\
 \text{Condicional} & \text{Marginal} \\
 \underbrace{\hspace{10em}} & \underbrace{\hspace{10em}} \\
 f(Y_t, X_t; \Psi) = f(Y_t/X_t; \Psi_1) \cdot f(X_t; \Psi_2)
 \end{array}$$

---

<sup>12</sup> Para uma explicação detalhada sobre os demais conceitos de exogeneidade, o leitor interessado pode reportar-se a Ericsson, Hendry e Mizon (1998).

Denotando os parâmetros de interesse por  $\theta$  (incluindo agora o vetor  $\beta$  e as variâncias dos resíduos  $\sigma^2$ ), este método implica que a natureza estocástica de  $X_t$  seja irrelevante com respeito às inferências sobre  $\theta$ . Assim podemos dizer que:

**Definição:** “ $X_t$  será exogenamente fraca ao longo do período  $t = 1, 2, \dots, T$  se existir uma reparametrização do modelo com  $\Psi = (\Psi_1, \Psi_2)$  tal que  $\theta$  seja função de  $\Psi_1$  apenas, e  $\Psi_1$  e  $\Psi_2$  sejam ‘*variation free*’ (ou seja, para um valor específico qualquer de  $\Psi_1$ ,  $\Psi_2$  é livre para assumir qualquer outro valor)” [ver Engle, Hendry e Richard (1983), definição 2.5].

Esta definição assegura, na verdade, que  $\theta$  pode ser obtido com informações provenientes de  $\Psi_1$  apenas, uma vez que se exclui a possibilidade de que  $\Psi_1$  e  $\Psi_2$  estejam relacionados direta ou indiretamente [Ericsson, Hendry e Mizon (1998)].

Como o salário mínimo corrente aparece na equação de emprego dos setores formal e informal, a estabilidade de seu processo marginal deve ser investigada para os propósitos do teste de exogeneidade. Uma característica interessante da superexogeneidade é que apenas um simples modelo marginal precisa ser estruturalmente instável. Assim, tal como em Ahumada (1992), Ericsson e Irons (1995) e Carneiro e Henley (2000), usamos um modelo univariado auto-regressivo (AR) para  $\Delta m$  para avaliar sua instabilidade estrutural ao longo do tempo.

O seguinte modelo foi obtido após simplificarmos um modelo AR(13):

$$\begin{aligned} \Delta m_t = & 0.02039 + 0.166 \Delta m_{t-1} + 0.103 \Delta m_{t-2} \\ & (0.01452) \quad (0.0621) \quad (0.06323) \\ & - 0.05746 \Delta m_{t-3} + 0.6119 \Delta m_{t-4} + \Sigma \text{ sazonais} \\ & (0,06142) \quad (0,06034) \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} R^2 = 0.559914 \quad F(15,150) = 12.723 [0.0000] \quad \sigma = 0.127811 \quad DW = 1.91 \\ AR\ 1-7 \quad F(7,143) = 0.82024 \quad ARCH\ 7 \quad F(7,136) = 1.6301 \quad NORM \quad \chi^2(2) = 29.97 \\ HET \quad F(69, 80) = 1.6744 \quad RESET \quad F(1,149) = 8.3488 \quad N = 1982(1) \text{ a } 1999(11) \end{aligned}$$

Analisando os testes de Chow para esta equação, rejeitamos a hipótese nula de que a mesma apresenta-se estruturalmente estável e concluímos, portanto, pela presença de quebra estrutural no modelo marginal para o salário mínimo. Engle e Hendry (1993) propõem usar os determinantes da instabilidade do processo marginal como teste para a superexogeneidade. Uma maneira de realizar este teste é através da inclusão de variáveis *dummies* binárias para cada ponto onde há a indicação de quebra estrutural no modelo marginal (5). Dessa forma, o modelo expandido torna-se, agora:

$$\begin{aligned} \Delta m_t = & 0.00938 + 0.1977 \Delta m_{t-1} + 0.1469 \Delta m_{t-2} \\ & (0.01291) \quad (0.05533) \quad (0.05608) \\ & - 0.02887 \Delta m_{t-3} + 0.5815 \Delta m_{t-4} - 0.2651 D89(3) \\ & (0.05421) \quad (0.05364) \quad (0.1171) \\ & - 0.3468 D90(4) + 0.3448 D91(8) + 0.6093 D92(5) + \Sigma \text{ sazonais} \\ & (0.1203) \quad (0.1171) \quad (0.1177) \end{aligned} \quad (6)$$

$R^2 = 0.668841$   $F(19,146) = 15.52$   $\sigma = 0.11238$   $DW = 1.84$   
 $AR\ 1-7\ F(7,139) = 1.1141$   $ARCH\ 7\ F(7,132) = 1.3027$   $NORM\ \chi^2(2) = 15.71$   
 $HET\ F(23,122) = 1.92$   $RESET\ F(1,145) = 21.781$   
 $N = 1982(1)$  a  $1999(11)$

As variáveis *dummies* referem-se aos períodos indicados por seus nomes e apresentam-se altamente significantes para o modelo marginal do salário mínimo, coincidindo com as duas principais intervenções econômicas observadas ao longo do período considerado, a saber, o Plano Verão de 1989 e o Plano Collor de 1990. De acordo com Engle e Hendry (1993), os determinantes da instabilidade estrutural devem ser estatisticamente insignificantes se adicionados aos modelos condicionais (3) e (4). Assim, reestimamos as equações (3) e (4) incluindo as variáveis *dummies* binárias que coincidem com cada quebra estrutural:

$$\begin{aligned} \Delta E_{CCt} = & 0.0012 + 0.1549 \Delta E_{CCt-11} - 0.00847 \Delta m_t \\ & (0.0013) \quad (0.0536) \quad (0.0059) \\ & - 0.00795 \Delta m_{t-3} + 0.07661 \Delta Y_{t-5} - 0.00539 \tau.(E)_{CCt-1} \\ & (0.0055) \quad (0.0229) \quad (0.0036) \\ & - 0.0018 D89(3) - 0.01199 D90(4) - 0.0068 D91(8) \\ & (0.01303) \quad (0.01301) \quad (0.01323) \\ & + 0.02094 D92(5) + \Sigma \text{ sazonais} \\ & (0.01390) \end{aligned} \quad (7)$$

$R^2 = 0.5488$   $F(13,163) = 15.253$   $\sigma = 0.0128$   $DW = 2.24$   
 $AR\ 1-7\ F(7,156) = 2.283$   $ARCH\ 7\ F(7,149) = 0.4953$   $NORM\ \chi^2(2) = 0.9619$   
 $HET\ F(28,144) = 0.6588$   $RESET\ F(1,162) = 0.2258$   
 $N = 1982(1)$  a  $1999(11)$

$$\begin{aligned} \Delta E_{SCt} = & -0.01976 - 0.25836 \Delta E_{SCt-1} + 0.0226 \Delta m_t + 0.0286 \Delta m_{t-6} \\ & (0.0087) \quad (0.0727) \quad (0.0141) \quad (0.0132) \\ & - 0.2055 \Delta Y_{t-5} - 0.0526 \tau.(E)_{SCt-1} \\ & (0.08256) \quad (0.0229) \\ & - 0.02133 D89(3) + 0.0062 D90(4) + 0.0013 D91(8) \\ & (0.0289) \quad (0.0289) \quad (0.0292) \\ & + 0.0318 D92(5) + \Sigma \text{ sazonais} \\ & (0.0307) \end{aligned} \quad (8)$$

$R^2 = 0.4102$   $F(18,158) = 4.5539$   $\sigma = 0.0274$   $DW = 2.02$   
 $AR\ 1-7\ F(7,137) = 1.5417$   $ARCH\ 7\ F(7,130) = 0.5108$   $NORM\ \chi^2(2) = 0.0728$   
 $HET\ F(27,116) = 0.6074$   $RESET\ F(1,143) = 0.2439$   
 $N = 1982(1)$  a  $1999(11)$

Em ambos os casos acima, as variáveis *dummies* não foram estatisticamente significantes, confirmando a superexogeneidade do salário mínimo nos seus modelos condicionais, tanto para o setor formal quanto para o setor informal. Conforme ilustrado por Ericsson e Irons (1995), uma implicação importante da superexogeneidade é que modelos de correção de erros, tais como aqueles nas equações (3) e (4), podem ter uma interpretação em termos de expectativas futuras (*forward looking*). Em termos práticos, a intervenção do governo poderia se dar de forma efetiva e capaz de alterar o valor do salário mínimo e o nível de emprego nos setores formal e informal. Ou seja, sob a superexogeneidade, temos que o processo pelo qual essa intervenção se observa não afeta o comportamento dos

agentes, como no caso da Crítica de Lucas, o que possibilita que as políticas de intervenção do governo no mercado de trabalho sejam efetivas.

## 5 - CONCLUSÕES

Este artigo apresenta uma análise sobre os impactos do salário mínimo no mercado de trabalho brasileiro, complementando análises anteriores [ver Foguel, Ramos e Carneiro (2000)]. Ademais, apresenta, ainda, uma análise dos efeitos do salário mínimo sobre os níveis de emprego e informalidade, utilizando-se de microdados e dados agregados de séries temporais. Vale ressaltar o fato de apresentarmos uma análise que se complementa, ao buscar evidências tanto em nível desagregado quanto em nível agregado dos possíveis efeitos do salário mínimo no mercado de trabalho, permitindo maior compreensão do fenômeno estudado.

No que diz respeito à análise em nível desagregado, nossos resultados indicam que variações no valor do salário mínimo são responsáveis por importantes modificações na distribuição de salários. A análise dos dados longitudinais confirma que a mudança na distribuição de salários, após uma alteração no salário mínimo, se dá em torno de valores inferiores a dois salários mínimos. Esse padrão parece sugerir, portanto, que variações do salário mínimo afetam a distribuição de salários, mas com um limitado efeito *spillover* sobre remunerações acima de dois salários mínimos.

A abordagem empírica baseada em microdados gerou resultados que apontam para a necessidade de estudar a fundo as reações das firmas a um reajuste do mínimo. A probabilidade de um trabalhador empregado perder esse *status* reage de forma bastante diversa a um reajuste do mínimo de acordo com o instante investigado. As variações ocorrem não só na magnitude mas também no sinal, ou seja, a probabilidade mencionada ora aumenta ora diminui em resposta a um reajuste do mínimo. O mesmo fenômeno ocorre quando se estima a reação da probabilidade de um empregado formal passar a ocupar um posto informal diante de um reajuste do mínimo.

No que concerne aos resultados da análise de séries temporais, nossas estimativas apontam que aumentos no valor do salário mínimo tendem a gerar efeitos de pequena magnitude sobre desemprego e informalidade. Em termos agregados, um aumento do salário mínimo tende a apresentar um impacto de longo prazo negativo sobre os níveis de emprego formal, com o oposto acontecendo para o caso do emprego informal. O mesmo padrão é observado no curto prazo, quando variações no salário mínimo afetam negativamente o emprego formal e positivamente o emprego informal.

Vale dizer que nossos resultados também permitiram examinar o comportamento agregado do emprego, que parece obedecer à lógica dos ciclos econômicos. Ou seja, as elasticidades emprego-produto obtidas sugerem que, em períodos de expansão da atividade econômica, cresce o emprego formal e reduz-se o emprego

informal, com o oposto acontecendo em períodos de contração econômica. Finalmente, a análise de exogeneidade realizada confirmou a robustez dos resultados ao permitir constatar que nossas estimativas não estão sujeitas à Crítica de Lucas. Isso significa dizer que, mesmo diante de mudanças no ambiente econômico, nossas estimativas continuam válidas e podem ser utilizadas pelo governo como referencial para suas políticas.

## **BIBLIOGRAFIA**

ACEMOGLU, D., PISCHKE, J. S. *The structure of wages and investment in general training*. NBER, 1998 (NBER Working Paper, 6.357).

AHUMADA, H. A dynamic model of the demand for currency: Argentina 1977-1988. *Journal of Policy Modeling*, v. 14, p. 335-361, 1992.

ANGRIST, J., KRUEGER, A. Empirical strategies in labor economics. In: ASHENFELTER, O., CARD, D. *Handbook of Labor Economics*. v. 3, Elsevier, Cap. 1, 1999.

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

BELL, D. N. F., WRIGHT, R.W. The impact of minimum wages on the wages of the low paid: evidence from the wage boards and councils. *Economic Journal*, v. 106, p. 650-656, 1996.

BELL, L. A. The impact of minimum wages in Mexico and Colombia. *Journal of Labour Economics*, v. 15, p. S102-S135, 1997.

CAHUC, P., MICHEL, P. Minimum wage unemployment and growth. *European Economic Review*, p. 1.463-1.482, 1996.

CARD, D., KRUEGER, A. B. Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review*, v. 84, n. 4, 1994.

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

CARNEIRO, F. G., FARIA, J. R. Causality between the minimum wage and other wages. *Applied Economics Letters*, v. 4, p. 507-510, 1997.

CARNEIRO, F. G., HENLEY, A. Wage determination in Brazil: the growth of insider power and informal employment. *Journal of Development Studies*, v. 34, p. 117-138, 1998.

\_\_\_\_\_. Real wages and the Lucas critique: can the government tax policy influence wage policy. *Revista de Econometria*, 2000 (forthcoming).

CUBITT, R. P., HARGREAVES-HEAP, S. P. *Minimum wage legislation, investment and human capital*. Economics Research Centre, University of East Anglia, 1996, mimeo.

DICKENS, R., MACHIN, S., MANNING, A. Estimating the effect of minimum wages on employment from the distribution of wages: a critical view. *Labour Economics*, v. 5, p. 109-134, 1998.

ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 1987.

ENGLE, R. F., HENDREY, D. F. Testing superexogeneity and invariance in regression models. *Journal of Econometrics*, v. 56, n. 1-2, p. 119-139, Mar. 1993.

ENGLE, R. F., HENDRY, D. F., RICHARD, J-F. Exogeneity. *Econometrica*, v. 51, p. 277-304, 1983.

ERICSSON, N. R., HENDRY, D. F., MIZON, G. E. Exogeneity, cointegration, and economic policy analysis. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 16, p. 370-387, 1998.

ERICSSON, N. R., IRONS, J. S. The Lucas critique in practice: theory without measurement. In: HOOVER, K. D. (ed.). *Macroeconometrics: developments, tensions and prospects*. Kluwer Academic Publishers, 1995.

FAJNZYLBER, P. *Minimum wage effects throughout the wage distribution: evidence from Brazil's formal and informal sectors*. Cedeplar, 2001, mimeo.

FISCHER, C. C. A note on "in defense of the minimum wage". *Journal of Economic Issues*, v. 31, p. 261-263, 1997.

FOGUEL, M. *Uma análise dos efeitos do salário mínimo sobre o mercado de trabalho no Brasil*. PUC-Rio, 1997 (Tese de Mestrado).

FOGUEL, M. N., RAMOS, L., CARNEIRO, F. G. The economic impact of minimum wages. *Anais do XXVIII Encontro Anual de Economia*, Campinas, Anpec, 2000.

FREEMAN, R. B. Minimum wages — again ! *International Journal of Manpower*, v. 15, p. 8-25, 1994.

\_\_\_\_\_. The minimum wage as a redistributive tool. *Economic Journal*, v. 106, p. 639-649, 1996.

INDER, B. *Finite sample arguments for appropriate estimation of cointegrating vectors*. Australia: Monash University, 1995.

JOHANSEN, S. Statistical analysis on cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.

\_\_\_\_\_. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, p. 1.551-1.580, 1991.

\_\_\_\_\_. Testing weak exogeneity and the order of cointegration in U.K. money demand data. *Journal of Policy Modeling*, v. 14, p. 313-334, 1992.



JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, p. 169-209, 1990.

LEMOS, S. *O efeito da política de salário mínimo na determinação do nível de salário médio no brasil no período de 1970 a 1994*. UFPE/Pimes, 1997 (Tese de Mestrado).

\_\_\_\_\_. *The effects of the minimum wage on employment in Brazil*, University College London, Department of Economics, 2001, mimeo.

MACHIN, S., MANNING, A. The effects of minimum wages on wage dispersion and employment: evidence from the U.K. wages councils. *Industrial and Labour Relations Review*, v. 47, p. 319-329, 1994.

MADDALA, G. S., KIM, I. M. *Unit roots, cointegration, and structural change*. Themes in Modern Econometrics. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.

MALONEY, W. F. *A note on minimum wages in Latin America*. The World Bank, 2000, mimeo.

MEYER, R. H., WISE, D. A. Discontinuous distributions and missing persons: the minimum wage and unemployed youth. *Econometrica*, v. 6, p. 1.677-1.698, 1983.

OECD. Making the most of the minimum statutory minimum wages, employment and poverty. *Employment Outlook*, Chapter 2, 1998.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, p. 1.361-1.401, 1989.

PHILLIPS, P., PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, p. 335-346, 1988.

REBITZER, J., TAYLOR, L. The consequences of minimum wage laws: some new theoretical ideas. *Journal of Public Economics*, v. 56, p. 245-255, 1995.

SOARES, F. V. A existência e a direção de causalidade entre o rendimento dos trabalhadores não-qualificados por posição na ocupação e o salário mínimo entre 1982 e 1995 — uma análise empírica. *Anais do XXVI Encontro Nacional de Economia*, p. 1.149-1.168, 1998.

STOCK, J. Unit roots, structural breaks and trends. In: ENGEL, R., McFADDEN, D. (eds.). *Handbook of econometrics*. Elsevier, v. 4, p. 2.739-2.841, 1994.

TIFFIN, R., DAWSON, P. J. Average earnings, minimum wages and Granger-causality in agriculture in England and wales. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 58, p. 435-442, 1996.

SWINNERTON, K. A. Minimum wages in an equilibrium search model with diminishing returns to labor in production. *Journal of Labour Economics*, v. 14, n. 2, p. 340-555, 1996.

WALTMAN, J., MCBRIDE, A., CAMHOUT, N. Minimum wage increases and the business failure rate. *Journal of Economic Issues*, v. 32, p. 219-223, 1998.