

Regulamentação do mercado de trabalho e duração do emprego no Brasil

RICARDO PAES DE BARROS*
CARLOS HENRIQUE CORSEUIL*
MÔNICA BAHIA**

O objetivo deste trabalho é estimar o impacto do aumento do valor das multas pagas aos trabalhadores demitidos na duração do emprego. Esse valor foi bastante elevado pela Constituição de 1988. Além de uma simples comparação da duração do emprego em períodos anteriores e posteriores à Constituição, são implementadas duas alternativas para estimar o impacto mencionado. A primeira alternativa faz uso de um método quase-experimental que permite isolar o impacto da regulação do impacto oriundo das transformações macroeconômicas experimentadas pelo Brasil. Esse método se baseia em uma divisão da população em dois grupos, denominados grupo de controle (não afetado pela regulação) e grupo de tratamento. O contraste entre a evolução dos dois grupos nos fornece uma estimativa do impacto da regulação. A segunda alternativa se baseia em regressões envolvendo estimativas da duração de emprego bem como um indicador da mudança constitucional controlado por uma série de indicadores macroeconômicos. O coeficiente associado ao indicador constitucional é tomado como uma estimativa do impacto da regulação. Esse procedimento também permite checar se os grupos usados como controle atendem aos requisitos necessários para desempenhar esse papel.

1 - Introdução

Regulamentações no mercado de trabalho são definidas invariavelmente com dois objetivos: *a*) melhorar o bem-estar da força de trabalho, ainda que ao custo de introduzir alguma ineficiência econômica; e *b*) melhorar a eficiência quando fatores externos e/ou outras imperfeições de mercado encontram-se presentes.

Essas regulamentações podem eventualmente se tornar inadequadas devido a uma definição inicialmente inapropriada ou a mudanças repentinas no ambiente econômico. Essa inadequação pode conduzir a resultados contrários aos objetivos iniciais da regulamentação. Conseqüentemente, como regra geral, regulamentações do mercado de trabalho — assim como qualquer outra regulamentação de mercado — precisam ser constantemente avaliadas e atualizadas para que se mantenham os objetivos iniciais.

* Da Diretoria de Estudos Sociais do IPEA (DISOC).

** Da UFF e do IPEA.

No entanto, qualquer estudo empírico do impacto de regulamentações no mercado de trabalho sobre o desempenho desses mercados defronta-se com três dificuldades principais. Primeiro, há que se levar em conta que regulamentações do mercado de trabalho não mudam freqüentemente, e que elas tendem a ser aplicadas universalmente a todos os setores da economia. Portanto, é difícil encontrar variações na regulamentação do mercado de trabalho tanto em séries de tempo quanto em análises *cross-section*, de modo a identificar seu impacto sobre o desempenho do mercado.

Segundo, mesmo quando a legislação varia ao longo do tempo, é difícil diferenciar seu impacto sobre o desempenho do mercado de trabalho do impacto de outros fatores macroeconômicos. Isso é particularmente importante no Brasil, onde nas duas últimas décadas a instabilidade macroeconômica alcançou níveis sem precedentes. Inflação, crescimento econômico, desequilíbrios internos e externos e o grau de abertura econômica variaram consideravelmente. Mesmo que se opte por usar variações *cross-section*, os problemas não serão menores. Nesse caso, é necessário isolar o impacto das diferenças de regulamentação de todos os outros fatores, específicos a cada setor, que poderiam tornar medidas de desempenho diferentes entre setores.

Finalmente, é preciso dispor de medidas de desempenho do mercado de trabalho. O problema aqui é que desempenho é uma característica multidimensional do mercado de trabalho, e que não há consenso sobre sua definição precisa. Portanto, não há uma medida unidimensional única para essa característica. Normalmente, utiliza-se uma medida para a “suposta” dimensão principal como “a” medida do desempenho do mercado de trabalho.

A respeito do mercado de trabalho brasileiro, vários analistas têm sido bastante críticos sobre os benefícios das regulamentações existentes.¹ De modo geral, essas regulamentações foram propostas para melhorar o bem-estar dos trabalhadores, dando-lhes maior proteção. Os analistas argumentam que elas não foram bem desenhadas e que, conseqüentemente, têm falhado em atingir seu objetivo. Na realidade, seus argumentos vão além ao afirmarem, com base na deterioração das condições de trabalho, nos salários mais baixos e na queda no grau de empregabilidade da força de trabalho, que a regulamentação piorou não somente o bem-estar da força de trabalho, mas também a eficiência. Argumenta-se que isso ocorre num novo ambiente econômico que requer, cada vez mais, maior flexibilidade do trabalho. Como conseqüência, a reforma na regulamentação do mercado

1 Ver Jatobá (1994) para um *survey* daqueles analistas que consideram que um custo não-salarial do trabalho mais alto reduz a criação de empregos. Esse *survey* inclui os argumentos de Bacha, Mata e Modenesi (1972), Camargo e Amadeo (1990), Almeida (1992), Chahad (1993), Macedo (1993), Pastore (1993) e Banco Mundial (1991).

de trabalho tornou-se um componente central na atual agenda do Congresso, especialmente depois do salto recente no desemprego.²

Embora avaliar o impacto dessas regulamentações sobre o desempenho do mercado de trabalho seja importante, o número de estudos focalizando o mercado de trabalho brasileiro tem sido muito limitado.³ As três dificuldades apontadas não são suficientes para justificar o número relativamente pequeno de estudos sobre o assunto. Em primeiro lugar, a regulamentação do mercado de trabalho passou por mudanças consideráveis em 1988, quando a nova Constituição foi promulgada contendo a maior parte da regulamentação de mercado atualmente em vigor. Além disso, o volume de informações disponíveis permite a implementação de possibilidades metodológicas promissoras para a identificação do impacto da regulação do mercado de trabalho com base em *proxies* alternativas para o desempenho desse mercado e que podem ser obtidas usando-se a informação disponível.

Portanto, o objetivo deste trabalho é identificar se as regulamentações de mercado de trabalho existentes, na maioria originadas da reforma constitucional de 1988, têm algum impacto sobre o desempenho desse mercado. Para alcançar esse objetivo exploraremos fontes de informação alternativas.

O trabalho está organizado em sete seções, incluindo esta introdução. Nas três seções seguintes descrevemos como foi enfrentada cada uma das três dificuldades já mencionadas. Primeiro, descreveremos rapidamente na Seção 2 a reforma constitucional de 1988, dando ênfase especial aos tópicos relacionados aos custos do trabalho que, basicamente, serão usados como as principais fontes de variações derivadas de diferentes regulamentações do mercado de trabalho. Em seguida, a Seção 3 descreve a metodologia de diferenças-em-diferenças, usada para estimar o impacto da reforma constitucional e separá-lo do impacto das mudanças no ambiente macroeconômico. A Seção 4 apresenta os pressupostos necessários para obter estimativas consistentes de medidas de rotatividade, nossa *proxy* para o desempenho do mercado de trabalho. A Seção 5 descreve nossa estratégia empírica para estimar o impacto das mudanças na legislação na duração dos períodos de emprego e apresenta uma análise da evidência empírica. A Seção 6 oferece uma análise de regressão que testa a hipótese necessária à metodologia diferenças-em-diferenças, além de avaliar a robustez dos resultados. Finalmente, a Seção 7 resume os principais resultados e apresenta as conclusões mais importantes do estudo.

2 O desemprego dessazonalizado aumentou nas seis maiores regiões metropolitanas brasileiras de cerca de 5,7% em outubro de 1997 para 7,4% em junho de 1998.

3 Alguns exemplos são Amadeo, Barros, Camargo *et alii* (1995), Amadeo e Camargo (1996) e Málaga (1992).

2 - A mudança constitucional de 1988

Uma nova Constituição brasileira foi promulgada em 1988 como parte do processo de redemocratização no Brasil durante a segunda metade da década de 80. Tradicionalmente, constituições brasileiras são muito detalhadas, definindo não somente leis genéricas, como também várias cláusulas legais específicas. A maior parte das leis trabalhistas, por exemplo, está inscrita na Constituição, sendo, conseqüentemente, muito difícil revê-las. A nova Constituição de 1988, em especial, afetou consideravelmente as regulações trabalhistas, promovendo mudanças em vários códigos que haviam permanecido inalterados desde a década de 40.⁴ A maior parte dessas mudanças, sintonizadas com o clima de redemocratização, aumentou o nível de proteção aos trabalhadores.

Essas mudanças, apresentadas na Tabela 1, afetaram tanto os direitos individuais dos trabalhadores quanto suas organizações. A nova Constituição proporcionou maior liberdade e autonomia aos sindicatos, e as possibilidades de intervenção por parte do governo nos sindicatos foram reduzidas drasticamente. Na realidade, vários mecanismos de intervenção oficial foram eliminados (por exemplo, o direito à intervenção pelo Ministério do Trabalho e a necessidade de registro e aprovação no mesmo ministério), assim como várias restrições de natureza institucional usadas para restringir as organizações de trabalhadores (escalas de representação e diversidade de categorias ocupacionais). Muitas regulações sobre as administrações dos sindicatos ficaram enfraquecidas, assegurando maior autonomia aos sindicatos durante as eleições de seus representantes e em suas decisões.

Do ponto de vista dos direitos individuais, podemos perceber mudanças importantes que aumentam os custos variáveis do trabalho e o nível de multas demissórias. O aumento do grau de proteção assegurado pela nova Constituição elevou consideravelmente os custos de emprego de uma empresa. O número máximo de horas trabalhadas caiu de 48 para 44; o número máximo de horas trabalhadas para turnos contínuos caiu de oito para seis; o valor mínimo de pagamento sobre horas extras aumentou de 20% para 50%; o período para licença-maternidade aumentou de três para quatro meses; e o valor das férias pagas aumentou de 1 para pelo menos 4/3 do salário mensal normal.

A nova Constituição também aumentou consideravelmente o nível de multas demissórias. Essa mudança na legislação será uma das fontes fundamentais de variação usadas neste estudo para estimar o impacto das regulações no desempenho do mercado de trabalho.

Vale a pena mencionar que as mudanças alteraram o nível das multas, porém não a sua natureza. Tradicionalmente, a legislação brasileira afeta o custo demissório por meio de dois mecanismos. Primeiro, os empregadores devem avisar os

⁴ A grande exceção foram as leis que regulamentam as demissões, que passaram por mudanças fundamentais em 1966, quando foi criado o FGTS.

TABELA 1

Mudanças introduzidas pela nova Constituição promulgada em outubro de 1988

Pré-Constituição	Pós-Constituição
<i>Direitos individuais</i>	
1- Máximo de horas trabalhadas por semana = 48 horas	1- Máximo de horas trabalhadas por semana = 44 horas
2 - Máximo de horas trabalhadas para turnos contínuos = 8 horas	2- Máximo de horas trabalhadas para turnos contínuos = 6 horas
3 - Remuneração mínima sobre horas extras = 1,2 da taxa de salário normal	3- Remuneração mínima sobre horas extras = 1,5 da taxa de salário normal
4 - Férias pagas = pelo menos o salário mensal normal	4- Férias pagas = pelo menos 4/3 do salário mensal normal
5 - Licença-maternidade = três meses (um antes e dois depois do nascimento)	5- Licença-maternidade = 120 dias
6 - Aviso prévio demissório = um mês	6- Aviso prévio demissório = proporcional ao tempo na empresa (a ser regulado por uma lei futura)
7 - Multa por demissão sem justificativa = 10% do Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS)	7- Multa por demissão sem justificativa = 40% do Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS)
	8- Criação de cinco dias de licença-paternidade
	9- Participação nos lucros (regulada por lei de 1996/97)
<i>Organização dos sindicatos</i>	
A) O Ministério do Trabalho tem o direito de intervir nos sindicatos e destituir sua cúpula diretiva	A) O Ministério do Trabalho está proibido de intervir nos sindicatos
B) Todo sindicato tem de ser registrado e aprovado pelo Ministério do Trabalho	B) Os sindicatos não têm de ser registrados ou aprovados pelo Ministério do Trabalho
C) A representação nacional dos sindicatos foi permitida somente em casos excepcionais	C) É permitida a representação nacional dos sindicatos
D) Os representantes dos sindicatos eram eleitos por um quórum mínimo de 2/3 dos membros na primeira votação, 1/2 na segunda votação e 2/5 na terceira votação. No caso de falta de quórum mínimo para eleição, o Ministério do Trabalho poderia escolher diretores para o sindicato e convocar outra eleição	D) Os representantes dos sindicatos são eleitos segundo as regras do próprio sindicato
E) Sindicatos de trabalhadores (empregadores) tinham permissão para se organizar em torno, apenas, de um tipo de categoria de ocupação (econômica)	E) Os sindicatos dos trabalhadores (empregadores) têm permissão para se formar em torno de diferentes tipos de categorias (econômicas) ocupacionais
F) A decisão do sindicato de entrar em greve tinha de ser aprovada por um quórum mínimo de 2/3 dos membros do sindicato na primeira convocação e 1/3 na segunda	F) A decisão do sindicato de entrar em greve segue critérios do próprio sindicato

(continua)

(continuação)

Pré-Constituição	Pós-Constituição
G) Em caso de greve, o empregador tinha de ser notificado com cinco dias de antecedência	G) Em caso de greve, o empregador tem de ser notificado com 48 horas de antecedência
H) As greves eram proibidas nas atividades consideradas fundamentais (por exemplo, serviços de energia elétrica e gás, hospitais, farmácias, serviços funerários); servidores públicos não tinham permissão para entrar em greve	H) Não existem mais setores em que é proibida a participação em greve: em atividades essenciais, trabalhadores e empregadores são responsáveis pelo fornecimento de um mínimo dos serviços; servidores públicos (excluindo a área militar) têm permissão para entrar em greve

FONTES: Camargo e Amadeo (1990) e Nascimento (1993).

seus empregados em caso de demissão. Além disso, entre o aviso prévio e a demissão efetiva os trabalhadores têm direito a duas horas por dia para procurar um novo trabalho, sem cortes no salário. Segundo, a lei estipula que todos os trabalhadores demitidos sem justa causa devem receber compensação monetária paga pelo empregador.

Antes da Constituição de 1988, o aviso tinha que ser dado com pelo menos um mês de antecedência. A Constituição de 1988 estipula que o período de aviso tem que ser dado proporcionalmente ao tempo em que o trabalhador esteve empregado. Contudo, como jamais foi aprovada uma lei específica para regular esse instrumento constitucional, o aviso continua sendo dado como antes de 1988, um mês antes da demissão a todos os trabalhadores, independentemente da duração do emprego. Dessa forma, não poderá ser usado como fonte de variação na comparação de regulações trabalhistas.

No que diz respeito à compensação monetária para trabalhadores demitidos, a lei estipula que uma percentagem fixa do Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS), um tipo de fundo de seguro do trabalho acumulado enquanto o trabalhador esteve empregado pela empresa, tem de ser paga a cada trabalhador demitido sem justa causa. Houve um aumento de quatro vezes nessa multa em decorrência da mudança Constitucional de 1988.

As características básicas do FGTS são: *a)* cada trabalhador do setor formal possui o seu próprio fundo; é, portanto, um fundo privado, ao invés de um fundo único para todos os trabalhadores; *b)* para constituir o fundo individual de cada trabalhador, o empregador tem de contribuir todo mês com o equivalente a 8% do salário mensal corrente de seu empregado. Conseqüentemente, o FGTS acumulado de um trabalhador em qualquer empresa é proporcional ao tempo de trabalho e a sua média salarial ao longo do tempo de permanência na empresa; *c)* o fundo é administrado pelo governo; *d)* os trabalhadores têm acesso ao próprio fundo apenas se demitidos sem justa causa ou em caso de aposentaria;⁵ *e)* se o

⁵ Existem algumas exceções: os trabalhadores podem usar seu FGTS como parte do pagamento para adquirir casa própria. Podem também usar para pagar despesas médicas altas.

próprio trabalhador se demite, ele não tem direito ao uso desse fundo; e f) na demissão, os trabalhadores têm acesso a todo o fundo, incluindo os fundos acumulados em empregos anteriores, além de uma multa proporcional aos fundos acumulados no trabalho do qual estão sendo demitidos.⁶

Antes de 1988, essa compensação era igual a 10% da contribuição cumulativa do empregador corrente ao FGTS do trabalhador. Depois de 1988, essa multa foi aumentada para 40% da contribuição cumulativa do empregador ao FGTS do empregado. Como a taxa é de 8% do salário, o FGTS acumula numa proporção de aproximadamente um salário mensal por ano de trabalho. Desse modo, quantitativamente, a multa acumula numa proporção equivalente a 40% (10% antes de 1988) do salário mensal corrente do trabalhador por ano de empresa. Essa compensação certamente era muito pequena antes de 1988. Na realidade, de acordo com a Constituição anterior, o trabalhador tinha de estar empregado na empresa por pelo menos 10 anos para que a compensação alcançasse a magnitude de um salário mensal. Hoje, a compensação alcança esse valor depois de 2,5 anos no emprego.

Em se tratando de incentivos, vale a pena enfatizar que a multa é paga pelo empregador ao empregado, em oposição ao empregador pagando a um fundo social mantido para os trabalhadores enquanto grupo. Em outras palavras, o trabalhador demitido recebe a multa individualmente. Essa característica da lei apresenta efeitos negativos bem conhecidos sobre o comportamento dos trabalhadores ao criar incentivos significativos para que provoquem sua própria demissão [ver Macedo (1985) e Amadeo e Camargo (1996)]. Existem duas razões principais para esses efeitos negativos. De um lado, vemos que o trabalhador ao ser demitido recebe a multa do FGTS individualmente. Além disso, ser demitido é a principal forma de ter acesso e controle sobre a totalidade de seu FGTS. Por outro lado, há fortes motivos que induzem os trabalhadores a obter seus FGTS. Primeiro, porque o FGTS tem sido mal administrado pelo governo, tipicamente gerando lucros reais negativos, ou lucros bem abaixo das taxas de mercado.⁷ Segundo, porque devido à miopia ou a restrições de crédito, os trabalhadores podem estar descontando pesadamente o futuro. Resumindo, os fatos de que todas as multas são de imediato recebidas individualmente pelo trabalhador demitido e a demissão é o mecanismo principal para os trabalhadores adquirirem controle sobre seu próprio fundo, mal administrado pelo governo, fazem com que os trabalhadores se sintam muito estimulados a induzir sua própria demissão depois de algum tempo em qualquer trabalho.

6 O FGTS é um fundo criado pelo regime militar em 1966 para servir como alternativa à lei de seguro do emprego predominante naquele período. Na prática, todos os contratos novos após 1966 adotaram o novo sistema, sendo preferido tanto pelos empregados quanto pelos empregadores.

7 Ver Almeida e Chautard (1976) para uma ampla análise do FGTS, incluindo tópicos como administração do fundo e bem-estar dos trabalhadores. Carvalho e Pinheiro (1999) apresentam uma descrição mais atualizada focalizando o papel do FGTS como fomentador de investimentos.

Por último, vale a pena mencionar que, apesar da quadruplicação na multa do FGTS de 1988, não está claro que, mesmo hoje, essa multa constitua uma restrição importante às demissões, ou mesmo parcela expressiva dos custos demissórios. Por exemplo, o custo do aviso prévio pode ser maior que a multa. Em princípio, a necessidade de aviso aumentaria o custo da demissão apenas pelo fato de, pelo período de um mês, 25% das horas do trabalhador serem pagas mas não trabalhadas. Na prática, a produtividade do trabalhador demitido cairá, uma vez ele/ela tenha recebido o aviso, implicando um declínio total bastante maior que 25% em sua contribuição à produção. Como resultado, é bastante comum as empresas pagarem um salário completo ao trabalhador, sem que este tenha que trabalhar uma única hora. Em outras palavras, o custo do aviso fica realmente entre 25% e 100% de um salário mensal, sendo na prática mais perto de 100% que de 25%.

Conseqüentemente, os custos de aviso prévio tendem a ser mais altos que a compensação demissória paga a todos os trabalhadores com menos de 2,5 anos de tempo de trabalho. Sendo a maior parte das relações de trabalho no Brasil de curta duração, os empregadores tendem a ser mais sensíveis ao custo do aviso prévio que ao valor da compensação demissória.

3 - A metodologia de diferenças-em-diferenças

Segundo essa metodologia, começamos dividindo a população total em dois grupos, os assim chamados grupos de tratamento e de controle. Se essa divisão respeitar algumas particularidades, a evolução do desempenho do grupo de controle indicaria o que teria acontecido ao grupo de tratamento se a reforma constitucional não houvesse ocorrido. Portanto, o contraste das duas evoluções é usado como uma estimativa do impacto da Constituição de 1988. Como a aplicação dessa metodologia consiste em tomar diferenças duas vezes — primeiro em relação ao tempo (entre mudanças antes e depois da Constituição), depois entre os grupos de tratamento e de controle —, ela é conhecida por diferenças-em-diferenças.

Idealmente, o grupo de tratamento seria o mais afetado pela mudança na legislação. O grupo de controle, por outro lado, idealmente deve ter duas características. Primeiro, ao contrário do grupo de tratamento, não deveria ser afetado em nada por mudanças na legislação. Segundo, os impactos de mudanças macroeconômicas subjacentes sobre os grupos de controle e de tratamento devem ser bastante similares. Para implementar essa metodologia, usamos três modos alternativos para dividir a população em grupos de controle e de tratamento.

3.1 - Dicotomia formal-informal

A existência da carteira de trabalho (documento que tem um registro completo dos principais parâmetros do contrato de trabalho formal corrente, assim como

de todos os contratos prévios do trabalhador) permite uma separação empírica fácil de trabalhadores com contratos formais, atuando de acordo com as leis trabalhistas, dos trabalhadores com contratos de trabalho informais, que não se submetem à legislação. Trabalhadores com contratos de trabalho formais são todos os empregados cujos termos do contrato de trabalho atual estão transcritos em suas carteiras de trabalho. Aqueles cujos contratos de trabalho não estão registrados na carteira de trabalho devem ser considerados informais.

Essa dicotomia é de suma importância na medida em que cerca de 25% da força de trabalho urbana ocupada encontram-se empregados sem um contrato de trabalho formal. Assim, a divisão da população de trabalhadores entre formais e informais corresponde à nossa primeira alternativa de grupos de tratamento (formal) e de controle (informal).

3.2 - Desligamentos voluntários *versus* demissões

Dados relativos ao setor informal não estão sempre disponíveis. Esse é o caso, em particular, quando se utilizam arquivos administrativos. Portanto, é importante identificar outras fontes de variação *cross-section* na legislação. A dicotomia entre desligamentos voluntários (em que a iniciativa do desligamento parte do trabalhador) e demissões (em que a iniciativa é da empresa) é uma possibilidade.

Em geral, regulações envolvendo desligamentos voluntários são totalmente diferentes daquelas que regulam o processo de demissão. No Brasil, os desligamentos voluntários permanecem essencialmente sem regulamentação, ao passo que um volume considerável da legislação foi desenhado de forma a restringir demissões sem justa causa. Além disso, as mudanças trazidas pela nova Constituição estão totalmente relacionadas a demissões. Não há nada que diga respeito a desligamentos voluntários. Assim, desligamentos voluntários e demissões correspondem à nossa segunda alternativa de divisão entre os grupos de tratamento e de controle.

3.3 - Períodos de trabalho longos *versus* períodos curtos

Tanto na Constituição nova como na antiga, toda a regulamentação das demissões sem justa causa só se aplica a períodos de trabalho de duração mínima de três meses. Demissões de trabalhadores que não tenham completado três meses de trabalho nunca foram objeto de regulamentação, situação que ainda perdura. Assim, uma divisão alternativa em grupos de tratamento e de controle pode ser realizada por meio do contraste entre períodos de trabalho bem curtos e outros períodos de trabalho, em que consideramos como bem curtos todos os períodos que tenham durado menos que três meses.

4 - Medindo a rotatividade de trabalho e a duração dos períodos de emprego

4.1 - Conceitos iniciais

Como indicador da duração de um período de trabalho, usamos a probabilidade, condicionada à duração corrente, de que o período de trabalho se encerrará no mês seguinte. Essa probabilidade, definida como uma função da duração corrente do período de trabalho, é conhecida como “função de risco”. Evidentemente, nesse caso, o indicador — função de risco — está inversamente relacionado à duração do emprego.

A função de risco é normalmente preferida ao seu complemento, a probabilidade de que não haverá interrupção da relação de trabalho no mês seguinte, condicionada à sua duração corrente. Em parte, essa preferência deriva do fato de ela poder ser dividida de acordo com a natureza do desligamento. De fato, se um período de emprego somente pode ser interrompido ou por um desligamento voluntário ou por demissão, então a função de risco é igual à soma da probabilidade de que o período de emprego será finalizado pelo desligamento voluntário e da probabilidade correspondente de que será finalizado por uma demissão, em que as duas probabilidades estão condicionadas à duração corrente do período de emprego. A probabilidade de que um período de emprego seja terminado por um desligamento voluntário (ou por uma demissão), condicionada à sua duração corrente, é comumente conhecida como função intensidade de transição. Portanto, a propriedade anteriormente mencionada pode ser resumida dizendo-se que o risco é igual à soma das intensidades de transição.

Para definir essas medidas precisamente, temos, primeiro, de introduzir alguns símbolos. Sendo assim, seja Ω o universo de todas as relações de emprego ativas no tempo t , e para cada ω em Ω , represente por $D_t(\omega)$ a duração incompleta da relação ω até o tempo t . Além disso, seja $S_t(\omega)$ a representação de um indicador quanto ao término ($S = 1$) ou não ($S = 0$) da relação ω no mês começando no tempo t . A taxa de risco, $h_t(d)$, é então definida como a probabilidade de que uma relação de emprego ativa, que até o tempo t já durou d meses, seja interrompida no mês seguinte, isto é:

$$h_t(d) = P[S_t = 1 | D_t = d]$$

Além disso, sejam $Q_t(\omega)$ e $L_t(\omega)$ indicadores do término ou não da relação ω no mês seguinte por meio de um desligamento voluntário ou de uma demissão,

respectivamente. As intensidades de transição de desligamentos voluntários e de demissões podem então ser expressas, respectivamente, por:

$$h_t^q(d) = P[Q_t = 1 | D_t = d]$$

e:

$$h_t^l(d) = P[L_t = 1 | D_t = d]$$

Se um desligamento só pode ocorrer de forma voluntária ou por demissão, então:

$$h_t(d) = h_t^q(d) + h_t^l(d)$$

Essas equações referem-se à probabilidade de desligamento para períodos de trabalho de uma estabelecida duração em meses. Na prática, entretanto, é mais conveniente usar a probabilidade de desligamento para todos os períodos de trabalho com duração em um dado intervalo.⁸ Por exemplo, pode ser mais conveniente analisar a probabilidade de desligamento de períodos de trabalho que já duraram seis meses mas que ainda não completaram um ano do que a probabilidade de desligamento de períodos de trabalho que duraram até agora exatamente sete meses. Felizmente, as equações anteriores podem ser facilmente adaptadas para definir a probabilidade de desligamento para todos os períodos de emprego com duração em qualquer intervalo dado. De forma resumida, essas probabilidades serão designadas como taxas de risco e de intensidade de transição agregadas.

Para defini-las precisamente, seja $\{a_i: i = 1, \dots, z\}$ uma partição de $N = \{0, 1, \dots\}$, de modo que

$$a_i = \{d_i, \dots, d_{i+1}\}$$

para todo $i = 1, \dots, z$, $0 = d_1 < d_2 < \dots < d_z$ e $a_z = \{d_z, d_{z+1}, \dots\}$. Além disso, seja H_{it} a probabilidade de que uma relação de emprego ativa, que até o tempo t já tenha durado entre d_i e d_{i+1} meses, será interrompida no mês seguinte. Então, H_{it} é dada por:

$$H_{it} = P[S_t = 1 | d_i \leq D_t < d_{i+1}] = P[S_t = 1 | D_t \in a_i]$$

⁸ Conceitualmente, d deveria se referir a uma medida de tempo instantânea. Nesse sentido, o uso de meses já é uma simplificação para fins práticos.

Por analogia, podemos definir as correspondentes intensidades de transição respectivamente por:

$$H_{ii}^q = P[Q_t = 1 | d_i \leq D_t < d_{i+1}] = P[Q_t = 1 | D_t \in a_i]$$

e:

$$H_{ii}^l = P[L_t = 1 | d_i \leq D_t < d_{i+1}] = P[L_t = 1 | D_t \in a_i]$$

Neste trabalho os períodos de emprego serão divididos, de acordo com sua duração, em quatro intervalos, isto é, consideramos o caso de $n = 5$. Esses quatro intervalos são determinados pela escolha de $d_1 = 0$, $d_2 = 3$, $d_3 = 6$, $d_4 = 12$ e $d_5 = 24$.⁹ Portanto, os períodos no primeiro intervalo são aqueles que não duraram ainda três meses. Para simplificar a exposição, referimo-nos a eles como períodos muito curtos. O segundo intervalo consiste de todos os períodos que já duraram pelo menos três meses mas ainda não chegaram a seis. Os períodos nesse intervalo são chamados de períodos curtos. No terceiro intervalo estão todos os períodos que já duraram pelo menos seis meses, porém que ainda não chegaram a um ano. Os períodos nesse intervalo são denominados períodos não tão curtos. O quarto intervalo é composto por todos os períodos que já duraram pelo menos um ano, mas que não chegaram a dois. Vamos nos referir a eles como períodos longos.¹⁰

Para obter estimativas para o risco e as intensidades de transição combinamos três conjuntos de dados distintos: Rais, Caged e PME. A PME é uma pesquisa mensal de emprego, enquanto a Rais e o Caged são arquivos administrativos.¹¹ Seguimos três procedimentos empíricos alternativos para obter estimativas consistentes da evolução temporal dessas probabilidades a partir desses conjuntos de dados. Os dois primeiros combinam dados da Rais e do Caged enquanto o outro utiliza apenas os dados da PME. Não apenas os dados utilizados, mas também a natureza das hipóteses necessárias para obter estimadores consistentes variam

9 Essa opção foi restrita por meio de informação disponível pela Rais e pelo Caged.

10 Poderíamos considerar um quinto intervalo incluindo períodos que já tenham durado pelo menos dois anos. Entretanto, esse seria um intervalo muito grande para a aplicação de um conceito de risco.

11 A Relação Anual de Informações Sociais (Rais) é um arquivo administrativo que apresenta, em 31 de dezembro de cada ano, uma lista completa de todas as relações trabalhistas ativas no setor formal. O arquivo inclui também muitas características do trabalhador e da empresa. Uma das características disponíveis para cada trabalhador no arquivo é a duração de seu emprego corrente, ou seja, o tempo de trabalho na empresa. Portanto, com base nessa informação, é possível estimar a distribuição de relações trabalhistas ativas quanto a sua duração incompleta até 31 de dezembro de cada ano. A Rais está disponível de 1985 a 1996.

O Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (Caged) é um arquivo administrativo mensal que apresenta dados relativos ao setor formal sobre todos os desligamentos que ocorreram em um dado mês. Esse arquivo inclui também informações sobre a natureza dos desligamentos e informações básicas sobre trabalhadores e empresas. Particularmente, é possível identificar em cada caso a razão para o desligamento (desligamento voluntário *versus* demissão) e a duração completa do período de trabalho.

consideravelmente entre esses três procedimentos. Na Subseção 4.2 descrevemos cada um dos três procedimentos empíricos.

4.2 - Medidas de risco e intensidade de transição

O primeiro procedimento para estimar as probabilidades de transição consiste em usar a informação da Rais sobre a situação das relações trabalhistas ativas classificadas por sua duração incompleta até o tempo t , correspondente a 31 de dezembro de um dado ano, e os dados do Caged sobre quantas dessas relações trabalhistas ativas estarão terminadas em janeiro do ano seguinte, quantas foram finalizadas por desligamento voluntário e quantas o foram por demissões. O número de relações ativas de emprego que no instante t apresentavam duração de d meses está representado por $N_t(d)$, e o número correspondente àquelas finalizadas em janeiro por $M_t(d)$. As relações em que o trabalhador se desligou do emprego estão representadas por $M_t^q(d)$, e as finalizadas por demissões por $M_t^l(d)$. Mais especificamente, temos:

$$N_t(d) = \# \{ \omega \text{ em } \Omega_t \mid D(\omega) = d \}$$

$$M_t(d) = \# \{ \omega \text{ em } \Omega_t \mid D(\omega) = d \text{ e } S(\omega) = 1 \}$$

$$M_t^q(d) = \# \{ \omega \text{ em } \Omega_t \mid D(\omega) = d \text{ e } Q(\omega) = 1 \}$$

e:

$$M_t^l(d) = \# \{ \omega \text{ em } \Omega_t \mid D(\omega) = d \text{ e } L(\omega) = 1 \}$$

Com base nessa informação, obtemos as funções de risco e intensidade de transição para cada ano por meio de:

$$h_t(d) = M_t(d) / N_t(d)$$

$$h_t^q(d) = M_t^q(d) / N_t(d)$$

$$h_t^l(d) = M_t^l(d) / N_t(d)$$

Essas expressões fornecem um método prático para estimar as probabilidades de desligamento para períodos de trabalho de uma determinada duração em meses. Devido à natureza dos dados disponíveis, t é sempre 31 de dezembro de algum ano. Conseqüentemente, o mês começando em t é sempre janeiro do ano seguinte. Assim, todas as estimativas referem-se à probabilidade de o desligamento ocorrer em janeiro, condicionada à duração dos períodos de trabalho até 31 de dezembro. Portanto, mesmo que designadas pelo ano relacionado ao momento t , essas estimativas não refletem a média desse ano. De fato, as estimativas referem-se a janeiro dos anos seguintes. Estimativas para as funções intensidade de transição e de risco agregado também podem ser obtidas por:

$$H_{ii} = \frac{\sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} M_t(s)}{\sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} N_t(s)}$$

$$H_{ii}^q = \frac{\sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} M_t^q(s)}{\sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} N_t(s)}$$

e:

$$H_{ii}^l = \frac{\sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} M_t^l(s)}{\sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} N_t(s)}$$

Combinando dados do Caged e da Rais é possível estimar todas essas probabilidades de transição, para cada ano entre 1986 e 1995.

Conforme já mencionado, as estimativas anteriormente descritas referem-se apenas a transições ocorridas em janeiro. A partir do momento em que as probabilidades podem seguir um padrão sazonal durante o ano, é importante verificar a que ponto nossas conclusões são sensíveis à escolha de um mês de referência.

Infelizmente, não é possível calcular precisamente as probabilidades de transição para cada mês, pois os dados disponíveis referem-se apenas ao estoque de 31 de dezembro. Não obstante, podemos obter uma aproximação da média para o ano todo. Na verdade, observamos fluxos em todos os meses, e podemos combinar o fluxo médio mensal para o ano com o estoque em 31 de dezembro (admitindo que esse estoque não varie muito durante o ano), de modo a obter uma aproximação para as probabilidades de transição médias mensais para o ano. Estimativas da taxa de risco agregado podem ser obtidas por:

$$\bar{H}_{ti} = \frac{\frac{1}{12} \sum_{i=0}^{11} \sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} M_{t+i}(s)}{\sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} N_t(s)}$$

Novamente, combinando dados do Caged e da Rais é possível estimar todas as probabilidades de transição para cada ano entre 1986 e 1995.

Outra possível fonte de distorção nas estimativas baseadas no Caged é a possibilidade de subestimativas de desligamentos (M) devido ao desaparecimento de empresas. Essas empresas podem deixar de informar os desligamentos correspondentes aos seus empregos. Entretanto, ignoramos essa possibilidade devido à falta de informação da ocorrência desse procedimento.

Podemos usar também dados de uma pesquisa mensal domiciliar — Pesquisa Mensal de Emprego (PME) — para estimar as probabilidades de transição para os setores formal e informal. A PME é uma pesquisa de emprego típica que cobre as seis maiores áreas metropolitanas brasileiras. Para este estudo, usamos dados mensais dessa pesquisa cobrindo o período 1982/97. O ponto mais importante dessa pesquisa é o fato de conter informações sobre a duração completa dos períodos prévios de trabalho daqueles que se encontram desempregados atualmente. A pesquisa também contém informações indicando se os períodos de trabalho terminaram por desligamento voluntário do empregado ou por demissão.

Para obter estimativas sobre o risco e a intensidade de transição para fora da situação de emprego a partir dessa fonte de dados devemos supor, adicionalmente à hipótese de *steady state*, que as durações dos períodos de emprego e desemprego são estocasticamente independentes. Essa pode ser considerada uma hipótese forte, pois pode-se esperar que alguém que tenha estado desempregado por um período muito longo seja pouco dotado de habilidades ou outras características produtivas não-observadas, e que portanto teria períodos de emprego mais cur-

tos. Porém, se não for esse o caso, podemos mostrar (ver Apêndice) que a taxa de risco agregado pode ser aproximada pela seguinte equação:

$$H_{ti} \approx \frac{1}{(d_{i+1} - d_i)} \frac{\sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} U_t'(s)}{\sum_{s=d_i}^{\infty} U_t(s) + \frac{1}{2} \sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} U_t(s)}$$

onde $U_t(s)$ define o número de trabalhadores desempregados no momento t cujos trabalhos anteriores duraram o período contido no intervalo indicado por s . Equações similares ajudam a estimar as intensidades de transição agregadas.

5 - Análise empírica

5.1 - Resultados

Para implementar a metodologia diferenças-em-diferenças devemos especificar um período anterior e posterior a 1988. Usamos os anos 1986 e 1987 como período pré-1988. A escolha de um período pós-1988 é mais difícil. Inicialmente, gostaríamos de escolher um período o mais próximo possível de 1988. Por um lado, essa escolha ajudaria a isolar o efeito da drástica reforma na Constituição do impacto de outras mudanças macroeconômicas concomitantes que ocorreram ao longo do tempo. Em outras palavras, em termos da separação do impacto da reforma constitucional daquele decorrente das mudanças no ambiente macroeconômico, quanto mais próximos os períodos pré e pós-1988, melhor. Por outro lado, como os efeitos da reforma constitucional podem também ter se distribuído ao longo do tempo, para captar uma parte significativa destes seria necessário usar um período pós-1988 não muito próximo a esse ano. Nesse último caso, entretanto, não é possível garantir que o efeito das mudanças no ambiente macroeconômico teria sido apropriadamente isolado. Por causa desse *trade-off*, escolhemos 1991 e 1992 para representar o período pós-1988.

Estimativas do contraste entre as taxas de risco agregadas relativas a esses dois períodos são apresentadas na Tabela 2. As estimativas nessa tabela mostram que a taxa de risco, principalmente para períodos de trabalho curtos, caiu consideravelmente logo após a reforma constitucional. Os valores permaneceram em torno de dois pontos percentuais para esse grupo.

Como o ambiente básico macroeconômico não permaneceu constante nesse período, devemos considerar esse resultado com cuidado. Para uma estimativa

TABELA 2

Primeiras diferenças das taxas de risco: (1986/87) - (1991/92)

	1/4-1/2 ano	1/2-1 ano	1-2 anos
Arquivos administrativos			
Rais e Caged (fluxos de janeiro)	-2,7	-0,3	-0,3
Rais e Caged (fluxo médio)	-2,0	-0,5	-0,2
Pesquisa de emprego			
Formal	-1,7	-0,7	-0,1
Informal	-0,8	-0,3	0,0

FONTES: Rais, Caged e PME.

mais precisa, é necessário contrastar as diferenças temporais das taxas de risco associadas aos grupos de tratamento e de controle.

Para descrever a metodologia mais explicitamente, sejam Y_0^r e Y_1^r indicadores da duração do emprego para o grupo de tratamento antes e depois da reforma constitucional, respectivamente. Além disso, sejam Y_0^c e Y_1^c os indicadores correspondentes à duração do emprego para o grupo de controle antes e depois da reforma constitucional, respectivamente. No último caso, o impacto da reforma constitucional no grupo de tratamento será avaliado pelo estimador de diferenças-em-diferenças, Δ , dado por:

$$\Delta = (Y_1^r - Y_0^r) - (Y_1^c - Y_0^c)$$

Para implementar essa metodologia, usamos três modos alternativos para dividir a população em grupos de tratamento e de controle. Primeiro, usamos trabalhadores informais como grupo de controle e trabalhadores formais como grupo de tratamento. Segundo, dividimos os desligamentos entre desligamentos voluntários e demissões. Nesse caso, os desligamentos voluntários formam o grupo de controle e as demissões o grupo de tratamento. Finalmente, usamos os períodos muito curtos como grupo de controle.

A decisão a respeito de quando usar cada um desses grupos alternativos de controle e de tratamento foi, em última instância, totalmente guiada pela disponibilidade de dados. Na realidade, usamos todas as alternativas que os dados disponíveis nos permitiram.

Quando os desligamentos voluntários são usados como controle, a equação desse estimador é mais simples. Para chegar a esse resultado, é preciso observar

primeiro que a reação dos desligamentos voluntários às mudanças macroeconômicas comporta-se de maneira contrária à das demissões. Na realidade, quando a economia avança em direção a uma recessão, as demissões aumentam enquanto os desligamentos voluntários caem. Dessa forma, quando aplicamos as diferenças-em-diferenças, deveríamos mudar o sinal das primeiras diferenças nos desligamentos voluntários antes de tomar a segunda diferença. Mais especificamente, nesse caso o estimador diferenças-em-diferenças, Δ , será dado por:

$$\Delta = (Y_1^l - Y_0^l) + (Y_1^q - Y_0^q)$$

ou o equivalente:

$$\Delta = (Y_1^l + Y_1^q) - (Y_0^l + Y_0^q)$$

já que, em geral, $Y_1^l + Y_1^q = Y_1$ e $Y_0^l + Y_0^q = Y_0$, onde Y_0 e Y_1 são os indicadores correspondentes a todos os desligamentos, antes e depois da reforma constitucional, respectivamente. Nesse caso, $\Delta = Y_1 - Y_0$, que é o estimador da diferença simples estudado na seção anterior. Em outras palavras, todos os resultados apresentados na Tabela 2 poderiam ser interpretados como tendo sido obtidos pelo estimador diferenças-em-diferenças que usa os desligamentos voluntários como grupo de controle.

A Tabela 3 apresenta estimativas por diferenças-em-diferenças para o impacto da reforma constitucional na duração do emprego, usando o setor informal e os períodos muito curtos como grupo de controle.

Quando o setor informal é usado como controle, ao menos para os períodos curtos, o impacto estimado da reforma constitucional na duração do emprego é negativo e apreciável. A taxa de risco para períodos curtos declinou, tanto no setor formal quanto no informal, entre o período anterior e o posterior à reforma constitucional. A queda, contudo, foi um ponto percentual maior no setor formal.

A Tabela 3 apresenta também estimativas usando períodos muito curtos como grupo de controle. A queda na taxa de risco para períodos curtos foi de 0,5 a 1,5 ponto percentual menor do que para os períodos curtos. Entretanto, quando comparamos a evolução das taxas de risco para períodos muito curtos com outros grupos além dos períodos curtos, temos resultados opostos, com magnitude semelhante. Quer dizer, as taxas de risco para outros períodos foram de 0,5 a 1,5 ponto percentual menor do que para os períodos muito curtos.

Assim, os resultados parecem ser mais fáceis de analisar por períodos de emprego. Temos evidências de que a taxa de risco declinou para os períodos curtos

TABELA 3

Diferenças-em-diferenças aplicadas às taxas de risco: tratamento-controle

Base de dados	Demissão-desligamentos voluntários	Outros períodos-períodos muito curtos	Formal-informal
Rais e Caged (fluxos de janeiro)			
0-1/4 ano	-1,8	-	-
1/4-1/2 ano	-2,7	-0,9	-
1/2-1 ano	-0,3	1,5	-
1-2 anos	-0,3	1,5	-
Rais e Caged (fluxo médio)			
0-1/4 ano	-0,8	-	-
1/4-1/2 ano	-2,0	-1,2	-
1/2-1 ano	-0,5	0,3	-
1-2 anos	-0,2	0,6	-
PME			
0-1/4 ano	-1,3	-	0,2
1/4-1/2 ano	-1,7	-0,5	-0,9
1/2-1 ano	-0,7	0,6	-0,4
1-2 anos	-0,1	1,2	0,0

FONTES: Rais, Caged e PME.

de acordo com qualquer das três definições implementadas para o grupo de controle. Nenhum outro período de emprego registrou um padrão das taxas de risco tão consistente.

5.2 - Algumas limitações da metodologia

Embora as mudanças na legislação não tivessem um efeito *direto* nesses grupos de controle (uma das condições necessárias que a divisão entre grupos de tratamento e de controle tem de respeitar), é muito provável que eles tenham sido afetados indiretamente pela reforma constitucional. O comportamento dos desligamentos voluntários, por exemplo, pode ser influenciado significativamente pelo aumento da compensação demissória. Aumentos nesse tipo de compensação provavelmente reduzem o incentivo ao desligamento voluntário, pois alguns trabalhadores preferem esperar ou mesmo forçar sua demissão de modo a obter a compensação.

O setor informal, por outro lado, parece também ser afetado indiretamente por meio de, pelo menos, duas vias. Primeiro, porque as mudanças no setor formal tendem a atingir o setor informal pelos seus efeitos nas condições do mercado de trabalho como um todo, por exemplo como resultado de seus efeitos sobre a taxa de desemprego. Segundo, porque mudanças na legislação podem ter um papel no processo de negociação, mesmo no setor informal, pelo seu efeito sobre a noção de relação de trabalho justa.

A probabilidade de desligamentos nos períodos bem curtos pode também ser indiretamente influenciada pela legislação. Por um lado, as empresas podem aumentar as demissões dos empregados antes que eles completem três meses no trabalho para evitar ter de pagar mais tarde as multas demissórias. Por outro, como resultado do aumento dessas multas, as empresas tornam-se mais seletivas em seus processos de admissão, conduzindo a um declínio global nas taxas de demissão.

Existe ainda outra razão pela qual o setor informal, os desligamentos voluntários e os períodos muito curtos de emprego podem não constituir grupos de controle ideais. Idealmente, é necessário também que mudanças no ambiente macroeconômico tenham impacto idêntico nos grupos de tratamento e de controle. Entretanto, não há razão teórica ou empírica que garanta que as respostas dos desligamentos voluntários e das demissões, dos períodos de emprego curtos e longos e dos setores formal e informal aos choques macroeconômicos devam ser da mesma magnitude.

Na realidade, existem boas razões para que as sensibilidades dos setores formal e informal difiram consideravelmente quanto às mudanças macroeconômicas. Por exemplo, mudanças no grau de abertura da economia ao comércio exterior tendem a apresentar efeitos bastante distintos nos dois setores na medida em que o setor formal é especializado na produção de *tradeables* enquanto o setor informal produz predominantemente *não-tradeables*. Devido a essas limitações, decidimos analisar também resultados derivados de uma metodologia alternativa.

6 - Análise de regressão

A estratégia empírica delineada anteriormente requer dados apenas para dois períodos de tempo: um pré e outro pós-1988. Entretanto, se há dados disponíveis para um grande número de pontos no tempo, e se as mudanças macroeconômicas podem ser caracterizadas por indicadores mensuráveis, então é possível obter estimativas do impacto da reforma constitucional e dos fatores macroeconômicos sobre as taxas de risco por meio de uma análise de regressão. Esses impactos, além disso, podem ser obtidos separadamente para os grupos de controle e de tra-

tamento. Portanto, de acordo com esse procedimento empírico, é possível testar a validade do grupo de controle impondo algumas restrições sobre os coeficientes estimados.

O procedimento consistiria essencialmente em regressões das estimativas mensais baseadas na PME para a taxa de risco agregado contra um indicador para a mudança constitucional (ou seja, um indicador que terá valor 0 antes e 1 depois da mudança constitucional), outro indicador para o grupo (o grupo de tratamento está associado ao valor 0, enquanto o de controle está associado ao valor 1), um conjunto de indicadores macroeconômicos e interações do indicador do grupo com cada um dos indicadores macroeconômicos e também com o indicador da mudança constitucional.

$$h_{t,i}(x_1, x_2, c, r) = \beta_0 + x'_{1t}\beta_1 + x'_{2t}\beta_2 + \beta_3c_t + \beta_4g_i + x'_{1t}\beta_5 \cdot g_i + \beta_6g_i c_t + r'\beta_7 + \varepsilon_{ti} \quad (1)$$

x_1 é a matriz dos valores obtidos para os quatro indicadores macroeconômicos em cada mês: *a*) taxa de crescimento real do PIB; *b*) o grau de abertura, medido pela razão entre o fluxo total de comércio (importações mais exportações) e o PIB; *c*) taxa de inflação; e *d*) a volatilidade da taxa de inflação, medida pelo seu desvio-padrão no tempo. x_2 é a matriz das demais variáveis explicativas temporais, e que entram no modelo em adição ao indicador que capta os efeitos da mudança na Constituição (*c*). Essas variáveis são: uma tendência linear e *dummies* mensais sazonais. Indicadores regionais (*R*) e o indicador de grupo (*g*) complementam nossa especificação. Essas estimativas via análise de regressão serão válidas mesmo que o controle seja afetado pela Constituição e/ou que os fatores macroeconômicos não afetem igualmente os grupos de controle e de tratamento. Por outro lado esse método requer que nenhum outro fator afete as funções de risco além dos considerados no modelo descrito antes.

Esse procedimento foi implementado considerando cada uma das alternativas para grupo de controle e para um intervalo de cada vez, exceto para os períodos muito curtos (admite-se que esse intervalo não é afetado pela Constituição, mesmo quando faz parte do grupo de tratamento). Os coeficientes estimados estão relacionados na parte superior das Tabelas 4a, 4b e 4c. Os valores associados ao indicador constitucional são uma estimativa alternativa para o impacto da mudança na legislação sobre a rotatividade. A regressão, entretanto, adiciona uma informação importante, especificamente o grau de confiança nas estimativas.

Podemos ver que, das nove estimativas alternativas (três períodos de emprego vezes três controles), quatro são significativamente diferentes de zero. Esses coeficientes significativos são: aqueles relacionados à utilização de períodos muito curtos e dos desligamentos voluntários como grupos de controle, e os relativos a

TABELA 4a

Pooling de taxas de risco para os setores formal e informal

Variáveis	Período curto		Período não tão curto		Período longo	
	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor
Indicador para a mudança constitucional (b_3)	0,1	87,5	0,3	82,9	-1,1	48,6
Grau de abertura	2,3	1,9	2,0	12,7	3,5	5,0
Taxa de crescimento do PIB	-12,0	0,9	-6,2	29,7	1,7	82,9
Volatilidade da inflação	0,0	19,4	0,0	36,9	0,0	44,9
Taxa de inflação	1,0	50,9	-0,9	64,5	6,8	1,3
indicador para o setor informal (b_4)	-6,4	0,0	-4,3	1,8	-0,8	74,2
Indicador para o setor informal x Indicador para a mudança constitucional (b_6)	-1,3	30,3	0,0	98,5	4,3	5,5
Indicador para o setor informal x grau de abertura (b_5^1)	-1,2	36,2	0,8	63,0	-0,4	85,2
Indicador para o setor informal x taxa de crescimento do PIB (b_5^2)	9,8	1,8	8,6	11,5	-0,7	92,9
Indicador para o setor informal x volatilidade da inflação (b_5^3)	0,1	14,1	0,1	13,9	0,0	95,7
Indicador para o setor informal x taxa de inflação (b_5^4)	-0,3	89,2	3,7	18,6	-1,7	66,4
Testes F para a validade do setor informal como grupo de controle						
H1: Setor informal não é afetado pela Constituição ($b_3 + b_6 = 0$)		19,7		80,9		4,6
H2: Efeitos de indicadores macroeconômicos são idênticos nos setores formal e informal ($b_5^1 = b_5^2 = b_5^3 = b_5^4 = 0$)		5,0		25,4		99,5

FONTE: PME.

TABELA 4b

Pooling de taxas de risco para períodos muito curtos e outros períodos

	Período curto		Período não tão curto		Período longo	
	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor
Variáveis						
Indicador para a mudança constitucional (b_3)	-1,0	2,6	0,3	57,6	3,3	0,0
Grau de abertura	2,4	0,0	3,5	0,0	3,3	0,0
Taxa de crescimento do PIB	-2,7	24,2	-1,3	67,1	1,1	78,6
Volatilidade da inflação	0,0	15,9	0,0	4,8	0,0	12,2
Taxa de inflação	1,2	12,6	3,3	0,2	5,0	0,0
Indicador para período muito curto (b_4)	-5,6	0,0	-12,1	0,0	-19,8	0,0
Indicador para período muito curto x indicador para a mudança constitucional (b_6)	0,7	26,4	-0,7	44,6	-3,8	0,1
Indicador para período muito curto x grau de abertura (b_5^1)	-0,9	20,5	-1,9	4,1	-2,1	7,0
Indicador para período muito curto x taxa de crescimento do PIB (b_5^2)	-4,3	4,2	-5,1	7,8	-6,8	6,2
Indicador para período muito curto x volatilidade da inflação (b_5^3)	0,0	86,5	0,0	63,9	0,1	5,2
Indicador para período muito curto x taxa de inflação (b_5^4)	-1,1	31,0	-3,3	3,1	-4,8	1,1
Testes F para a validade de períodos muito curtos como grupo de controle						
H1: Períodos muito curtos não são afetados pela Constituição ($b_3 + b_6 = 0$)		50,8		60,9		53,5
H2: Efeitos de indicadores macroeconômicos são idênticos em períodos curtos e muito curtos ($b_5^1 = b_5^2 = b_5^3 = b_5^4 = 0$)		28,4		7,9		0,7

FONTE: PME.

NOTA: Baseado no setor formal.

TABELA 4c

Pooling de taxas de risco para desligamentos voluntários e demissões

Variáveis	Período curto		Período não tão curto		Período longo	
	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor
Indicador para a mudança constitucional (b_3)	-1,3	4,5	-0,1	92,7	2,8	3,0
Grau de abertura	1,8	1,5	2,8	1,2	2,6	7,2
Taxa de crescimento do PIB	-2,7	41,4	-1,0	83,4	4,2	52,4
Volatilidade da inflação	0,0	27,4	0,0	15,5	0,0	38,0
Taxa de inflação	1,8	10,3	4,3	1,0	6,6	0,3
Indicador para desligamentos voluntários (b_4)	-4,4	0,0	-6,2	0,0	-9,3	0,0
Indicador para desligamentos voluntários x indicador para a mudança constitucional (b_6)	0,8	36,7	-1,8	18,3	-3,8	3,6
Indicador para desligamentos voluntários x grau de abertura (b_5^1)	-3,1	0,2	-6,5	0,0	-8,8	0,0
Indicador para desligamentos voluntários x taxa de crescimento do PIB (b_5^2)	-5,1	9,1	-4,5	31,3	-10,5	8,0
Indicador para desligamentos voluntários x volatilidade da inflação (b_5^3)	-0,1	5,6	0,0	27,0	0,0	93,1
Indicador para desligamentos voluntários x taxa de inflação (b_5^4)	0,9	55,7	-0,2	91,6	-2,0	51,8
Testes F para a validade dos desligamentos voluntários como grupo de controle						
H1: Os desligamentos voluntários não foram afetados pela Constituição ($b_3 + b_6 = 0$)		46,9		5,0		43,3
H2: Os efeitos dos indicadores macroeconômicos têm sinal contrário nos desligamentos voluntários e demissões ($-b_1^1 = -2b_5^1$; $-b_1^2 = 2b_5^2$; $-b_1^3 = 2b_5^3$; $-b_1^4 = 2b_5^4$)		0,4		0,2		0,0

FONTE: PME.

períodos de emprego curtos e longos. Entre esses quatro resultados temos duas estimativas positivas e duas negativas. Os resultados positivos correspondem àqueles estimados para os trabalhadores cujo período de emprego é longo, enquanto os negativos correspondem àqueles estimados para os trabalhadores cujo período de emprego é curto. Esse último resultado é consistente com os resultados da Subseção 5.1.

O passo seguinte é a análise sobre qual controle satisfaz as condições necessárias estipuladas. Como mencionado, para um grupo de controle ser válido ele tem de satisfazer duas propriedades. Primeiro, ele não deve ser afetado pela mudança constitucional. Segundo, mudanças macroeconômicas devem ter o mesmo impacto sobre os grupos de tratamento e de controle. Como descrevemos na Subseção 5.2, essas propriedades podem não ser válidas para os grupos de controle considerados neste estudo. Entretanto, ambas as propriedades são testáveis sob o pressuposto de que é possível controlar explicitamente para mudanças macroeconômicas.

Se a primeira propriedade é válida (ou seja, que a mudança na Constituição não teve efeito no grupo de controle), então o valor estimado para as taxas de risco associadas ao grupo de controle deve ser igual para períodos pré e pós-mudança constitucional. Pode ser escrito precisamente por:

$$Z = E(H / g = 1, c = 1) - E(H / g = 1, c = 0) = 0$$

onde, de acordo com (1), podemos ver que:¹²

$$Z = \beta_3 + \beta_6$$

Nossa estatística de teste será baseada nos coeficientes análogos estimados, ou seja:

$$b_3 + b_6$$

onde representamos por b as estimativas dos verdadeiros coeficientes β . Assim, temos que se a mudança constitucional não afetou o grupo de controle, a soma do coeficiente no indicador para mudança constitucional com o coeficiente da interação dos indicadores constitucionais e dos grupos deve ser zero.

¹² $E(H/g = 1, c = 1) = \beta_0 + E(x_1 \cdot \beta_1 / g = 1, c = 1) + E(x_2 \cdot \beta_2 / g = 1, c = 1) + \beta_3 + \beta_4 + E(x_1 \cdot \beta_5 / g = 1, c = 1) + \beta_6$ e $E(H/g = 1, c = 0) = \beta_0 + E(x_1 \cdot \beta_1 / g = 1, c = 1) + E(x_2 \cdot \beta_2 / g = 1, c = 1) + \beta_4 + E(x_1 \cdot \beta_5 / g = 1, c = 1)$

Se a segunda propriedade é válida (ou seja, se mudanças macroeconômicas têm o mesmo efeito nos grupos de tratamento e de controle), então o valor esperado para o efeito dos indicadores macroeconômicos sobre as taxas de risco associadas aos grupos de tratamento e de controle deve ser igual. Ele pode ser expresso precisamente por:

$$E\left(\frac{\partial H}{\partial X_1} / g=1\right) = E\left(\frac{\partial H}{\partial X_1} / g=0\right)$$

isto é equivalente a testar se $\beta_5 = 0$.¹³

Uma vez mais vamos basear nossa estatística de teste no vetor análogo de coeficientes estimados (b_5) para ver se cada um dos elementos desse vetor é nulo ($b_5^1 = b_5^2 = b_5^3 = b_5^4 = 0$). Esse teste é diferente quando consideramos os desligamentos voluntários como controle. Nesse caso, testamos se o efeito das mudanças macroeconômicas nos dois grupos (desligamentos voluntários e demissões) teve a mesma magnitude, porém sinais opostos, ou seja:

$$E\left(\frac{\partial H}{\partial X_1} / g=1\right) = -E\left(\frac{\partial H}{\partial X_1} / g=0\right)$$

que é equivalente a testar se $-\beta_5 = 2\beta_1$.

A probabilidade-limite (p -valor) relacionada a ambos os testes estatísticos mencionados antes, para cada uma das nove regressões, está na última parte das Tabelas 4a, 4b e 4c. Os resultados relacionados ao pressuposto de o controle ter sido afetado pela Constituição estão quase totalmente de acordo com a hipótese nula de ausência de efeito. Apenas uma, das nove combinações alternativas entre grupos de controle e períodos de emprego consideradas, apresentou alguma evidência de ter sido afetada pela Constituição: os trabalhadores informais cujos períodos de duração são longos. Não há, portanto, quase nenhuma evidência sobre qualquer efeito da mudança constitucional sobre os comportamentos do setor informal, dos períodos muito curtos de emprego e dos desligamentos voluntários.

Entretanto, quando consideramos a possibilidade de os grupos terem sido igualmente afetados por outros fatores além da Constituição, os resultados não são tão favoráveis. Essa hipótese (levando em consideração a correção do sinal) foi rejeitada na divisão entre desligamentos voluntários e demissões. Não foi rejeitada na divisão formal-informal, enquanto na análise entre os períodos muito

¹³ De acordo com (1) temos: $E\left(\frac{\partial H}{\partial X_1} / g=1\right) = \beta_1 + \beta_5$ e $E\left(\frac{\partial H}{\partial X_1} / g=0\right) = \beta_1$

curtos e os outros foi rejeitada apenas para aquele correspondente a períodos de emprego longos.

Assim, a melhor alternativa para implementar a metodologia diferenças-em-diferenças requer o uso de períodos muito curtos ou do setor informal como grupos de controle, restritos a períodos de emprego curtos e não muito curtos. De acordo com essa alternativa, não está claro se houve algum efeito da Constituição nas taxas de risco, pois temos evidência de que essa medida de rotatividade diminuiu para períodos de duração curtos e aumentou na maioria das alternativas para períodos de duração não muito curtos (ver Tabela 4b).

7 - Resumo e conclusão

Neste estudo investigamos o impacto do aumento dos custos demissórios na duração dos períodos de emprego. O principal mecanismo de identificação é a mudança de 1988 na Constituição. Como resultado dessa mudança, a compensação para demissões sem justa causa quadruplicou. Para medir a duração dos períodos de emprego usamos taxas de desligamento condicionais à duração corrente do período de emprego (taxas de risco).

As estimativas apresentaram resultados ambíguos. De acordo com a metodologia diferenças-em-diferenças (aplicada aos controles apropriados), essa medida de rotatividade diminuiu para períodos curtos de emprego (três a seis meses), mas parece ter aumentado para aqueles não muito curtos (seis a 12 meses). A análise de regressão também forneceu resultados ambíguos, pois indicou diminuição das taxas de risco associadas a períodos curtos e aumento para períodos longos (12 a 24 meses).

Existe uma explicação possível para os movimentos nos desligamentos ocasionados pela combinação entre os movimentos de desligamentos voluntários e demissões. Por um lado, as empresas podem se tornar mais relutantes em demitir um trabalhador que não seja realmente apropriado para a função oferecida. Podem então dar oportunidade maior para ver se o trabalhador desempenha sua função de acordo com a expectativa da empresa. Por outro lado, o volume de dinheiro acumulado no FGTS se torna mais atraente para o trabalhador, e essa atração aumenta com a duração do período de trabalho. Assim, pode aumentar a iniciativa dos trabalhadores no sentido de propor acordos às empresas nos quais eles se desligam voluntariamente, mas fingem estar sendo demitidos para ter então acesso ao fundo. Portanto, se há uma correspondência entre períodos de emprego de três a seis meses e o período de tempo em que a empresa se tornou relutante, e entre períodos de emprego mais longos e o tempo que o trabalhador tenta o acordo, então os resultados deveriam ser aqueles apresentados.

Apêndice

Taxas de risco agregado e intensidades de transição baseadas em pesquisas de emprego, hipótese de estado estacionário e independência estocástica entre períodos de emprego e desemprego.

Seja $p_t(d, u)$ a representação da probabilidade de que um trabalhador cujo trabalho anterior durou d meses e que está desempregado no instante t há u meses não deixará o conjunto dos desempregados no próximo mês. Então, em cada momento de tempo t , o número de trabalhadores desempregados cujos trabalhos anteriores duraram d meses, $U_t(d)$, é dado por:

$$U_t(d) = \sum_{s=-\infty}^t \left\{ M_s(d) \left(\prod_{r=s}^{t-1} p_r(d, r-s) \right) \right\}$$

A hipótese de estado estacionário sugere que o subscrito para o tempo não é relevante. Assim, em particular, essa equação pode ser reescrita como:

$$U(d) = M(d) \sum_{s=-\infty}^{\infty} \left\{ \left(\prod_{r=s}^{\infty} p(d, r-s) \right) \right\}$$

Além disso, a independência estocástica entre a duração de períodos de emprego e desemprego sugere que:

$$p(d, r-s) = \lambda(r-s)$$

Portanto:

$$U(d) = M(d) \sum_{s=-\infty}^{\infty} \left\{ \left(\prod_{r=s}^{\infty} \lambda(r-s) \right) \right\} = \Lambda M(d)$$

onde:

$$\Lambda = \sum_{s=-\infty}^{\infty} \left\{ \left(\prod_{r=s}^{\infty} \lambda(r-s) \right) \right\}$$

Dessa forma, estabelecemos um resultado prático de que, a cada momento no tempo, o número de trabalhadores desempregados cujos empregos prévios duraram d meses, $U_t(d)$, é proporcional ao número de períodos de emprego de duração d terminando no tempo t , $M_t(d)$.

A partir da hipótese do estado estacionário é possível escrever a taxa de risco como uma função dos desligamentos, como apresentado na seguinte expressão:

$$h_t(d) = M_t(d) / N_t(d) = M_t(d) / \left\{ N_t(0) - \sum_{s=0}^{d-1} M_t(s) \right\} = M_t(d) / \sum_{s=d}^{\infty} M_t(s)$$

onde usamos a hipótese de que todos os períodos de emprego têm duração finita para obter que $\lim_{d \rightarrow \infty} N_t(d) = 0$, o que implica:

$$N_t(0) = \sum_{s=0}^{\infty} M_t(s)$$

Portanto, a taxa de risco pode ser obtida a partir de dados sobre trabalhadores desempregados por:

$$h_t(d) = M_t(d) / \sum_{s=d}^{\infty} M_t(s) = U_t(d) / \sum_{s=d}^{\infty} U_t(s)$$

Se também for admitido que a duração do período de desemprego é independente da forma pela qual o período de emprego anterior se encerrou — se por desligamento voluntário ou demissão —, então as intensidades de transição também poderiam ser obtidas a partir de dados relativos aos trabalhadores desempregados por:

$$q_t(d) = U_t^q(d) / \sum_{s=d}^{\infty} U_t^q(s)$$

e:

$$l_t(d) = U_t^l(d) / \sum_{s=d}^{\infty} U_t^l(s)$$

onde $U_t^g(d)$ é o número de trabalhadores desempregados no tempo t cujos trabalhos anteriores duraram d meses e terminaram por desligamento voluntário, e $U_t^l(d)$ é o número de trabalhadores desempregados no tempo t cujos trabalhos anteriores duraram d meses e terminaram por demissão. Esse pressuposto parece ser muito mais fraco que o anterior, pois pode-se argumentar que a demissão não estava relacionada necessariamente à qualificação do trabalhador, especialmente durante períodos de ajuste para as empresas, como, por exemplo, nas recessões.

Usamos procedimentos semelhantes para escrever as taxas de risco agregado, que podem ser expressas por:

$$H_{ti} = \frac{\sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} M_t(s)}{\sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} \sum_{r=s}^{\infty} M_t(r)}$$

Na medida em que

$$\frac{\sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} M_t(s)}{\sum_{r=s}^{\infty} M_t(r)}$$

é muito pequeno:

$$\sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} \sum_{r=1}^{\infty} M_t(r) \approx (d_{i+1} - d_i) \left[\sum_{s=d_{i+1}}^{\infty} M_t(s) + \frac{1}{2} \sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} M_t(s) \right]$$

Isso nos permite simplificar a expressão da taxa de risco agregado para:

$$H_{ti} \approx \frac{\frac{1}{(d_{i+1} - d_i)} \sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} M_t(s)}{\sum_{s=d_{i+1}}^{\infty} M_t(s) + \frac{1}{2} \sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} M_t(s)}$$

Considerando que

$$U_t(d) = \Lambda M(d)$$

a taxa de risco agregado pode ser aproximada pela seguinte equação:

$$H_{ti} \approx \frac{\frac{1}{(d_{i+1} - d_i)} \sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} U_t^l(s)}{\sum_{s=d_i}^{\infty} U_t(s) + \frac{1}{2} \sum_{s=d_i}^{d_{i+1}} U_t(s)}$$

Abstract

The objective of the paper is to estimate the impact of an increase of dismissal penalties, implemented by the 1988 Brazilian constitution, on the duration of employment spells. After a simple comparison of estimates of this variable in periods pre and post 1988 we made use of two alternative methods to estimate the impact we are looking for. The first method use control groups in order to separate the impact of underlying changes in the macroeconomic environment from the impact of the constitutional change. Accordingly, we proceed by breaking down the overall population into two groups, the so-called the treatment and control groups and then apply what is known as differences-in-differences methodology. The second method would essentially consist of regressing monthly or yearly estimates for the duration of employment spells on an indicator for the constitutional change, controlling for a set of macroeconomic indicators. The estimated coefficient on this indicator would then be an estimate of the impact of the constitutional change on the hazard rate. This procedure also allow us to test the validity of all control groups on which we base part of our empirical analysis.

Bibliografia

- ALMEIDA, S. C. *As contribuições sociais de empregadores e trabalhadores: repercussões sobre o mercado de trabalho e grau de evasão*. Rio de Janeiro: IPEA, fev. 1992 (Documento de Política, 8).
- ALMEIDA, W. J. M. de, CHAUTARD, J. L. *FGTS: uma política de bem-estar social*. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1976, 159 p. (Relatório de Pesquisa, 30).
- AMADEO, E., BARROS, R. P. de, CAMARGO, J. M. *et alii*. Brazil. In: MÁRQUEZ, G. (ed.). *Reforming the labor market in a liberalized economy*. Washington: IADB, 1995, p. 35-78.

AMADEO, E., CAMARGO, J. M. Labour legislation and institutional aspects of the Brazilian labour market. *Labour*, v. 7, n. 1, Spring 1993.

———. Instituições e o mercado de trabalho brasileiro. In: CAMARGO, J. M. (ed.). *Flexibilidade do mercado de trabalho no Brasil*. Rio de Janeiro: FGV, 1996.

BACHA, E. L., MATA, M. da, MODENESI, R. L. *Encargos trabalhistas e absorção de mão-de-obra: uma interpretação do problema e seu debate*. Rio de Janeiro: IPEA, 1972, 257 p. (Relatório de Pesquisa, 12).

BANCO MUNDIAL. *Brazil: the Brazilian labor market in the 1980s*. Washington, July 1991 (World Bank Report n. 9693-BR).

BARROS, R. P. de, CORSEUIL, C. H., BAHIA, M. *Labor market regulation and the duration of employment in Brazil*. Rio de Janeiro: IPEA, 1999 (Discussion Paper, 676).

CAMARGO, J. M., AMADEO, E. J. *Legislação trabalhista e aspectos institucionais do mercado de trabalho brasileiro*. Rio de Janeiro: PUC, 1990.

CARVALHO, C. E., PINHEIRO, M. M. S. *FGTS: avaliação das propostas de reforma e extinção*. Rio de Janeiro: IPEA, set. 1999, 41 p. (Texto para Discussão, 671).

CHAHAD, J. P. Z. *Encargos sociais e emprego no Brasil*. São Paulo: Fipe, 1993, p. 21-27

JATOBÁ, J. Encargos sociais, custos da mão-de-obra e flexibilidade do mercado de trabalho no Brasil. *Conferência sobre regulamentação do mercado de trabalho no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 1994, p. 1-36 (Série Seminários, 1/94).

MACEDO, R. B. M. Diferenciais de salários entre empresas privadas e estatais no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 39, n. 4, p. 448-473, Oct./Dec. 1985.

———. Reforma da previdência social: resenha e consolidação. In: BRASIL — MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL. *A previdência social e a reforma constitucional*. Brasília: Cepal, 1993.

MÁLAGA, G. T. Dynamic labor demands: cases of interest for Brazil. *Anais do XV Encontro Brasileiro de Econometria, 1992*, Campos do Jordão (SP). São Paulo: SBE, 1992.

NASCIMENTO, A. M. *Iniciação ao direito do trabalho*. São Paulo: LTr, 1993.

PASTORE, J. Encargos sociais no Brasil e no mundo: versão preliminar. *Mesa-redonda sobre encargos sociais*. Brasília: Ministério do Trabalho, 1993, 28 p.

(Originais recebidos em dezembro de 1999. Revistos em dezembro de 1999.)