

# Os determinantes da rotatividade do trabalho no Brasil: instituições x ciclos econômicos

Carlos Alberto Ramos  
Departamento de Economia  
Universidade de Brasília

Francisco Galvão Carneiro  
Mestrado em Economia de Empresas  
Universidade Católica de Brasília

## Palavras-chave

rotatividade, instituições,  
oferta e demanda por trabalho.

**Classificação JEL** J63, J64

## Key words

*turnover, layoffs, supply and  
demand for labour.*

**JEL classification** J63, J64

## Resumo

O artigo analisa os determinantes da rotatividade do trabalho, considerando o efeito de instituições vigentes no mercado de trabalho e o desempenho da economia brasileira. Contrapõem-se argumentos teóricos que sugerem que: (i) os benefícios financeiros ao assalariado demitido (FGTS) incentivam um aumento da rotatividade; (ii) a rotatividade do trabalho pode ser resultado da estrutura do mercado de trabalho (*i. e.*, das características da oferta e da demanda por trabalho). Apresenta-se ainda evidência econométrica de que mudanças no patamar da taxa de rotatividade do trabalho no Brasil não ocorreram em função da mudança na legislação do FGTS, ao final da década de 80, e de que a taxa de rotatividade no país é pró-cíclica.

## Abstract

*The article discusses the determinants of labour turnover in Brazil. We contrast the view suggesting that severance payments (FGTS) induce labour turnover with arguments suggesting that turnover rates are a function of the characteristics of supply and demand for labour in Brazil. Additionally, we present econometric evidence that changes in the level of turnover rates observed at the end of the 1980s are not associated with changes in the legislation about severance payments in Brazil and also that turnover rates are pro-cyclical.*

## 1\_ Introdução

Uma tendência comum nos países mais desenvolvidos ao longo de toda a década de 1980 foi a adoção de medidas com o objetivo de reordenar o marco legal e institucional que regula o mercado de trabalho. Existe hoje um amplo consenso sobre a importância das instituições, no que diz respeito ao desempenho do mercado de trabalho. A literatura sobre corporativismo, por exemplo, sugeria, já nos anos 80, que o desempenho macroeconômico de um país e os indicadores do mercado de trabalho (taxa de desemprego, por exemplo) poderiam estar associados ao grau de centralização das negociações coletivas.<sup>1</sup> Tal associação, por sua vez, poderia afetar não apenas o equilíbrio de curto prazo, mas também a trajetória de longo prazo de uma economia.<sup>2</sup>

No caso específico do Brasil, a forma de regulação no mercado de trabalho tem sido responsabilizada por elevados custos, ou efeitos negativos, em três dimensões:

- a. desempenho macroeconômico de curto prazo;
- b. perfil distributivo;
- c. possibilidades de crescimento de médio e longo prazos (World Bank, 2002).

No tocante a estas duas últimas dimensões, os benefícios financeiros oferecidos a um assalariado que é demitido (FGTS, 40% de multa e seguro-desemprego) constituiriam um incentivo à rotatividade (*e. g.*, Addison *et al.*, 2000). Seguindo esta linha de argumentação, o assalariado não teria incentivos para permanecer em seu posto de trabalho e, conseqüentemente, para o empresário não seria lucrativo investir na formação de seus empregados. Como resultado deste marco regulatório, os incentivos gerados iriam refletir-se em elevados custos, tanto individuais quanto sociais. Pelo lado individual, os assalariados não acumulariam capital humano, o que poderia resultar em salários baixos no transcurso de sua vida ativa. Pelo lado social, esta escassa acumulação de capital humano no posto de trabalho teria desdobramentos negativos sobre o crescimento da produtividade

.....  
<sup>1</sup> Ver, por exemplo, as contribuições de Bruno e Sachs (1985) e Calmfors e Driffill (1988) sobre a correlação entre a centralização das negociações e desempenho macroeconômico (taxa de desemprego e inflação). Esta abordagem sobre o corporativismo está

.....  
 sintetizada em Henley e Tsakalotos (1993); Amadeo e Estevão (1994).

<sup>2</sup> Veja, por exemplo, as posições de Olson (1965, 1982), e Crouch (1985) sobre os possíveis efeitos da atuação de grupos de interesse, no que diz respeito ao crescimento econômico.

de da economia como um todo, reduzindo o crescimento potencial.<sup>3</sup>

Obviamente, o corolário direto deste tipo de argumentação seria uma mudança nos benefícios financeiros pagos ao trabalhador demitido de forma involuntária. estes benefícios poderiam ser ou reduzidos, ou suprimidos, ou, alternativamente, tornarem-se parte de um fundo coletivo (FAT, por exemplo) ou ainda permanecerem inalterados, podendo ser sacados apenas em um futuro mais ou menos distante (na aposentadoria, por exemplo).

O objetivo deste artigo consiste em contribuir para o debate, através de uma análise da consistência teórica destes argumentos e de procurar testá-los empiricamente. Não obstante sua popularidade, até o momento estas proposições apresentam-se mais como hipóteses de trabalho do que como diagnósticos acabados.<sup>4</sup> Tendo como referência este objetivo, o texto está estruturado da seguinte maneira. Na Seção 2, apresentamos os fundamentos teóricos dos argumentos que acabamos de comentar, bem como suas possíveis críticas. Na Seção 3, analisamos o debate no Brasil, à luz destas considerações teóricas. As fontes de dados utilizadas para a análise descritiva e alguns resultados preliminares merecem a nossa

atenção na Seção 4. Alguns testes econômicos sobre as oscilações conjunturais e as tendências estruturais das taxas de rotatividade são apresentados na Seção 5. Por último, apresentamos os comentários finais, na Seção 6.

## 2\_ Considerações teóricas

### 2.1\_ A perspectiva da oferta: o capital humano

De acordo com a teoria do capital humano, os conhecimentos e habilidades (inatas ou adquiridas) de um indivíduo determinam sua produtividade. Esta, por sua vez, determinará o nível de rendimentos ou salários ganhos. Ou seja, existiria uma correlação entre capital humano e salários, correlação esta que seria mediada pela produtividade. este capital humano, por sua vez, pode ser geral (alfabetização, por exemplo) ou específico (habilidades ou conhecimentos requeridos por um determinado posto de trabalho). O sistema escolar tende a possibilitar a aquisição de conhecimentos gerais que serão complementados pelos conhecimentos específicos adquiridos, em sua grande maioria, ainda que não exclusivamente, através da experiência do próprio indivíduo na sua vida ativa. estes conhecimentos, por sua

.....  
<sup>3</sup> Esta argumentação deve-se a Camargo (1986). Posteriormente, suas proposições foram popularizadas por diversos artigos, sofisticando os argumentos ou tratando de outorga-lhe maior fundamentação teórica ou empírica, sem mudá-lo na sua essência. Como exemplo destes artigos posteriores podemos citar Barros, Corseuil e Foguel (2001) e Gonzaga (1998).

<sup>4</sup> O próprio Camargo (1996, p. 23), afirma: “As evidências acerca da importância deste incentivo (seguro-desemprego e indenização por afastamento) são escassas e difíceis de encontrar.”

vez, podem se originar nas atividades que o empregado exerce (*on-the-job training*) ou resultarem de uma deliberada política de formação (cursos de formação profissional, por exemplo).

No caso da política de formação, esta deve ser vista como um investimento que pode ser realizado até pela própria firma. No entanto, este é um investimento muito particular, na medida em que o objeto sobre o qual será realizado (o trabalhador) não pertence à (é propriedade da) empresa. Por outra parte, como todo investimento, o empregador ou a firma deve avaliar sua viabilidade em termos de valor presente.

Estas características de um investimento realizado em seus próprios empregados têm dois corolários. O primeiro é que a firma, ao não ser proprietária de seus assalariados, tenderá a dar-lhes uma formação o mais específica possível, a fim de não gerar (ou, minimizar as) externalidades. Ou seja, se a formação recebida pode ser utilizada em postos de trabalho alheios à firma, as possibilidades de o assalariado deixar a firma se elevam. O segundo corolário é que o investimento nos próprios assalariados pode tornar-se inviável (em termos de valor presente) se o tempo de permanência do mesmo na firma é reduzido.

Existe alguma evidência internacional sugerindo uma associação entre tempo de serviço e crescimento da produtividade. No Japão, por exemplo, apenas 9% dos assalariados possuem menos de um ano de tempo de serviço, o menor percentual entre os países da OCDE. Neste país, o tempo médio de permanência no posto de trabalho, também o maior entre os países da OCDE, é de 10,9 anos (1991). Os EUA situam-se no outro extremo; o percentual de assalariados com menos de um ano no posto de trabalho era de 28,8% do total, o maior percentual entre os países da OCDE. Por outro lado, o tempo médio de permanência no posto era de 6,7 anos, a menor média das economias desenvolvidas.

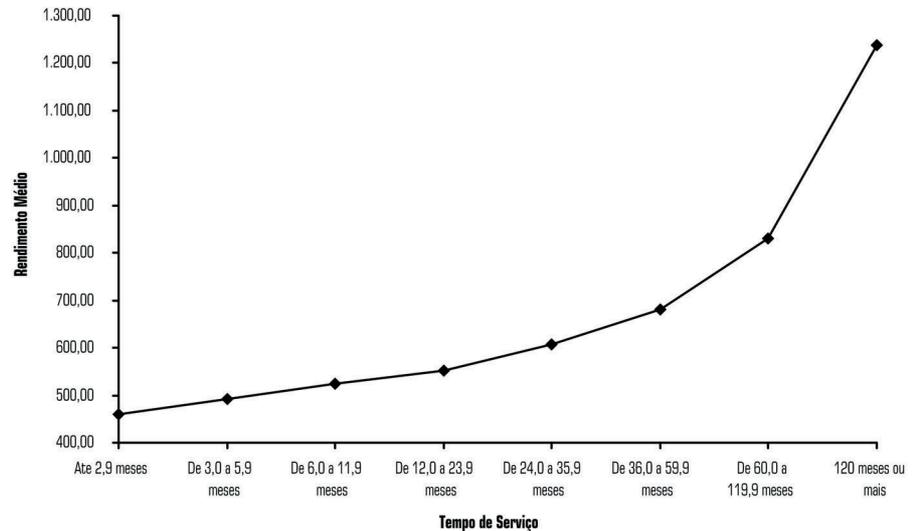
A trajetória da produtividade nos dois países mencionados parece estar de acordo com a hipótese de que a durabilidade do vínculo associa-se com um incremento de produtividade (via acumulação de capital humano). No período 1979-1989, o crescimento médio anual da produtividade no Japão foi de 2,9%, enquanto nos EUA foi de apenas 0,9%, um dos menores percentuais entre as economias da OCDE, perdendo apenas para a Grécia (0,4% ao ano) e Islândia (-0,2%).<sup>5</sup>

.....  
<sup>5</sup> Dados da OCDE (1994).

No caso específico do Brasil, os dados sugerem uma estreita associação entre tempo de permanência no emprego e salários. Assumindo-se a hipótese que os salários estão estreitamente correlacionados com a produtividade, a conclusão é quase direta: maior durabilidade do vínculo implicaria em maior acumulação de capital humano, maior produtividade e

maiores salários. Segundo os dados da RAIS/2000 (Gráfico 1), os rendimentos dos assalariados com carteira crescem com o tempo de serviço. Em média, os rendimentos dos trabalhadores com 10 anos ou mais no emprego são 170% superiores ao de início de carreira (menos de 3 meses).

**Gráfico 1\_ Rendimento médio por tempo de serviço – Brasil**



Fonte: RAIS (2000).

## 2.2\_ E a demanda?

Como se pode deduzir dos parágrafos anteriores, a teoria do capital humano concentra o problema da produtividade, **exclusivamente**, no lado da oferta de trabalho. Assim, é o capital humano do empregado (seja este geral ou específico) que determinará, em última instância, sua produtividade. Não existe nenhuma referência às características do posto de trabalho ocupado. Esta ausência de qualquer menção às características dos postos de trabalho provém, dentre outras coisas, da suposição de um mercado de trabalho concorrencial. Se não existe segmentação, indivíduos com equivalentes dotações de capital humano (produtividade) deveriam obter as mesmas remunerações, independentemente do setor de atividade ou a região na qual estejam ocupados. Existindo mobilidade, os diferenciais de salários (dado o mesmo capital humano) teriam que, no médio ou longo prazos, ser eliminados pela concorrência entre as firmas pelos trabalhadores.

Thurow (1975) realiza uma interessante distinção entre os modelos de “concorrência salarial” (*wage competition*) e o modelo que ele denomina de “concorrência pelo posto” (*job competition*). Nos modelos de inspiração neoclássica, entre os quais deve ser incluída a teoria do ca-

pital humano, o mercado de trabalho é definido como um espaço onde a interação entre a oferta e a demanda de trabalho determina o nível de salários reais de equilíbrio. Assim, o preço neste mercado (o salário real) varia de forma a ajustar oferta e demanda.

Contrariamente, no modelo de “*job competition*” o fator determinante da produtividade é o próprio posto de trabalho. Desta forma, a cada posto de trabalho está associado um salário. A concorrência entre trabalhadores se dá para ocupar este posto (existe uma determinada fila para ocupar um posto). Nesta perspectiva, e seguindo uma linha teórica inaugurada por Arrow (1973), a educação fornece, em um ambiente de informação imperfeita, um sinal sobre a produtividade potencial de um indivíduo (Spence, 1973). Assim, o importante não seria a educação absoluta, mas sim a educação relativa, ou, em outros termos, a diferenciação (sinal). Uma maior educação relativa permite ao indivíduo estar melhor situado na “fila” de candidatos à vaga.<sup>6</sup> A educação ou formação relevante será adquirida no posto de trabalho, geralmente de maneira informal.

Desta forma, a correlação existente entre educação e salários é explicada a partir de outro prisma. Os melhores postos de

.....  
<sup>6</sup> Veja ainda Gibbons e Katz (1992), os que desenvolvem um modelo teórico, com validação empírica, mostrando que o sinal emitido pelo trabalhador, em termos de sua qualificação e primeiro emprego, é fundamental para determinar sua “empregabilidade” no futuro.

trabalho são ocupados pelos que possuem uma maior educação pela sua posição relativa na “fila”, mas o fator determinante da produtividade (salário) é o posto.

### **3\_ O debate teórico e o caso brasileiro**

Tendo como referência as distintas perspectivas teóricas brevemente expostas nos parágrafos anteriores, cabe, agora, retornar ao debate brasileiro. A esta altura, fica evidente que, ao sugerir que o mercado de trabalho do país caracteriza-se por uma elevada rotatividade, dado que o marco institucional não induz à existência de vínculos duráveis, este diagnóstico está centrado, exclusivamente, no lado da oferta de trabalho.

Neste ponto de nossa argumentação, cabem duas considerações. A primeira diz respeito à consistência interna do próprio diagnóstico. Dada a ampla evidência, tanto nacional como internacional, sobre a estreita correlação entre tempo do vínculo e rendimento, é de se esperar que um indivíduo, assumindo que ele seja maximizador de uma função de utilidade intertemporal, conhece e leva em consideração os ganhos salariais que podem ser adquiridos permanecendo no mesmo posto ao longo de sua vida produtiva (Lazear, 1998).

Neste contexto, dois são os fatores que determinam o valor presente deste fluxo de rendimentos: a taxa de desconto e a trajetória futura dos rendimentos do trabalho. Com relação à taxa de desconto, quanto maior ela for tanto menor será o valor outorgado (em termos de valor presente) aos ganhos futuros. Esta preferência do trabalhador pelo presente pode levar a que os ganhos de induzir seu afastamento (seguro-desemprego, FGTS e multa) sejam superiores aos incrementos de salário, caso o trabalhador permaneça no posto. Assim, estaríamos na presença de outra explicação da armadilha de pobreza, através da teoria do capital humano: as famílias ou indivíduos pobres possuem uma elevada taxa de desconto (preferência pelo presente), levando-os a induzir seu afastamento e comprometendo seus rendimentos futuros.

Com relação ao segundo fator (a trajetória futura dos rendimentos do trabalho), se os ganhos de salários factíveis de serem auferidos por permanecer no mesmo posto são reduzidos, pode ser que, independentemente da taxa de desconto, seja “racional” induzir o afastamento. Aqui cabe a seguinte pergunta: que fatores determinam a taxa de crescimento dos salários por tempo de permanência do vínculo? A resposta pode ser,

naturalmente, o posto de trabalho, o que nos leva à crítica externa. Mas, antes de passar a ela, convém chamar a atenção para o fato de que, se reduzimos os benefícios financeiros recebidos no afastamento, reduzimos, também, qualquer que seja a taxa de desconto, o valor presente do fluxo de rendimentos. Obviamente, os ganhos potenciais poderiam ser o crescimento do salário oriundo da maior permanência no posto de trabalho. Mas se, dada a taxa de desconto, o valor presente destes ganhos é superior ao valor do custo de oportunidade (salários menores a serem ganhos mais benefícios, tudo em termos de valor presente), o trabalhador teria conservado seu posto, ainda na presença da compensação financeira pelo desligamento. Assim, sempre supondo que o assalariado é racional e conhece os ganhos que teria por permanecer no posto, uma redução dos benefícios resultaria em uma queda no fluxo de rendimentos (em termos de valor presente).<sup>7</sup> Ou seja, haveria uma inconsistência lógica na afirmação de que a redução dos benefícios favoreceria o próprio assalariado.

A segunda consideração diz respeito à crítica externa. Existe uma ampla literatura, sendo clássico o trabalho de Doeringer e Piore (1971), que analisa as dife-

rentes alternativas de administração dos recursos humanos, por parte das firmas. Aquelas firmas que gerenciam seus recursos humanos através de mercados internos caracterizam-se, entre outras coisas, por oferecer a seus empregados perspectivas de carreira na própria firma, formação, uma certa estabilidade no emprego, benefícios sociais *etc.* Dados os objetivos deste texto, devemos reter duas das características destes postos de trabalho que, hoje, geralmente, são denominados de “bons postos de trabalho” ou “postos de trabalho de qualidade”:

- a. oferecem perspectivas de aperfeiçoamento no posto (*on-the-job training*);
- b. ascensão profissional. Esta ascensão profissional na firma se dá por meio de regras e convenções, fazendo pouca utilização de trabalhadores de fora da empresa (mercado externo).

Esta caracterização leva a desprezar todo o capital humano acumulado fora da firma? Não, mas aqui retomamos Thurow (1975) e Spence (1973): este pode ser útil não para determinar o desempenho no posto mas sim para sinalizar (diferenciando-se) positivamente na “fila”, a fim de elevar as possibilidades de ocupar os postos de trabalho de qualidade.

.....  
<sup>7</sup> Deve-se perceber a radical diferença entre a política de bolsa-escola para combater a armadilha da pobreza originada na educação e as propostas de reduzir os benefícios ao trabalhador desligado. Na primeira, compensa-se financeiramente a família, para induzi-la a escolarizar os filhos. No segundo caso, penaliza-se financeiramente o trabalhador, para não tornar atrativa a demissão, quando se, dada sua taxa de desconto, os ganhos de permanecer no posto fossem elevados, ele já teria tomado esta atitude.

Estas considerações podem nos levar a relativizar a importância da estratégia da oferta de trabalho na duração do vínculo e, mais importante, a chamar a atenção dos escassos benefícios econômicos e elevados custos sociais de uma mudança na legislação que reduza os benefícios ao assalariado desligado. Com efeito, reduzir estas compensações financeiras implica em penalizar os trabalhadores com menor escolaridade e formação. Estes, argumenta-se, poderiam beneficiar-se, dado que poderia elevar-se o tempo de serviço, o capital humano, a produtividade e, em última instância, seus salários. Porém, esta perspectiva de carreira depende da qualidade do posto de trabalho. Como este trabalhador tem pouca escolaridade, sua posição relativa na “fila” não lhe permite o acesso a estas vagas.

Desta forma, o resultado de uma redução dos benefícios (FGTS, seguro-desemprego e multa) pode ser penalizar os assalariados de baixa escolaridade, com custos em seu fluxo de rendimentos e poucos benefícios em termos de maiores rendimentos futuros. Por outra parte, devemos perceber que se a nossa hipótese tem algum grau de veracidade, a atitude dos trabalhadores de “rotar” em um posto de trabalho com poucas perspectivas de aumentos salariais e aperfeiçoamento profissional no cargo são “racionais”. Permanecer no

posto com poucos ganhos futuros tem um elevado custo de oportunidade: perder a multa e o seguro-desemprego.<sup>8</sup>

Nesta altura do debate, ficamos num impasse. À margem da inconsistência lógica já apontada, argumentos plausíveis se contrapõem a outros argumentos plausíveis, o que só pode ser revertido a partir de uma análise dos dados disponíveis. Este tema merecerá a nossa atenção nas próximas seções.

#### **4\_ Uma análise descritiva dos dados**

A RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) e o CAGED (Cadastro Geral de Empregados e Desempregados) são as duas fontes de informação normalmente utilizadas para tentar dimensionar, quantitativamente, os aspectos relacionados com a durabilidade do vínculo ou a rotatividade. Estas duas fontes proporcionam informações referentes ao mercado formal de trabalho.<sup>9</sup> Como os benefícios financeiros recebidos no caso de afastamento estão restritos a este subconjunto de trabalhadores, tanto a RAIS como o CAGED constituem uma boa fonte de informações para estudar o tema.

A fim de dimensionar este fenómeno (rotatividade), tanto a RAIS como o CAGED utilizam a seguinte fórmula:

<sup>8</sup> A estes custos poderíamos agregar o FGTS, se a taxa de desconto do assalariado é superior à taxa de capitalização deste fundo.

<sup>9</sup> No caso da RAIS, o universo coberto abrange a totalidade do mercado formal. O CAGED é menos abrangente, já que não inclui os assalariados estatutários.

$$\text{taxa de rotatividade} = \frac{\text{mínimo (admissões; desligamentos)}^{10}}{\text{estoque inicial}}$$

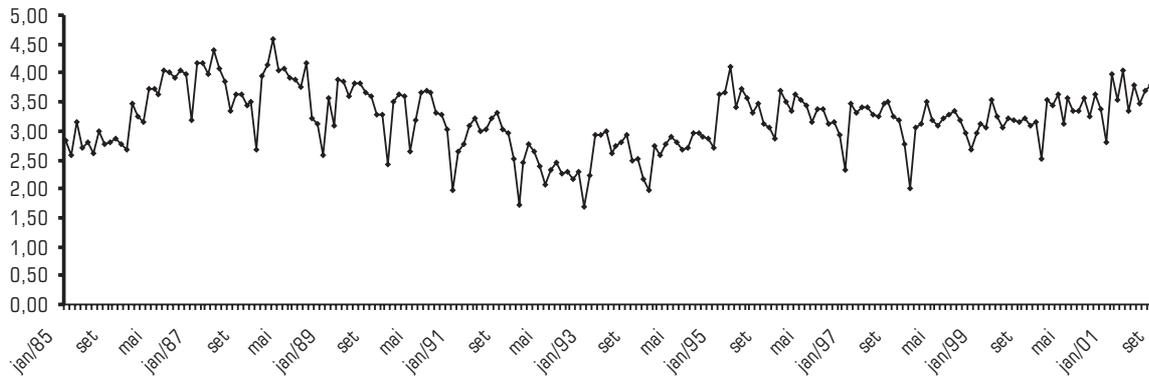
A justificativa da definição anterior é mais ou menos intuitiva. Imaginemos que as admissões são superiores aos desligamentos. Neste caso, o nível de emprego aumentou, mas parte destas admissões não são criação de empregos, mas sim mera substituição dos desligados. Quando as admissões são inferiores aos desligamentos, o raciocínio seria contrário.

A observação do Gráfico 2 sugere que, em princípio, a taxa de rotatividade tem um comportamento pró-cíclico e apresenta ruptura no começo dos anos 90. Com respeito ao carácter pró-cíclico, este parece evidente quando percebe-se que a taxa de rotatividade aumenta quando o nível de atividade está aquecido (1985-1986 e 1994), reduzindo-se em períodos de desaceleração (1990-1992 e 1995). Esta correlação positiva entre o ciclo conjuntural e a taxa de rotatividade sugeriria a pertinência do diagnóstico que sustenta que a principal causa da rotatividade é a conduta dos assalariados. Quando o nível de atividade está aquecido, torna-se mais atrativo forçar o afastamento, dado que as oportunidades de trabalho no mercado informal são maiores, os rendimentos neste espaço

mais elevados, e um posterior retorno ao mercado formal mais provável (ou menos difícil). O contrário ocorreria durante a fase descendente do ciclo. Mas, como há alguma evidência na literatura internacional (Davis e Haltiwanger, 1990; Caballero e Hammour, 1995; Mortensen e Pissarides, 1994, Munasinghe; 2000, por exemplo) indicando que a rotatividade da mão-de-obra segue o ciclo, o caso brasileiro não seria singular. Desta forma, o corolário lógico consiste em supor que o carácter pró-cíclico da taxa de rotatividade não está associado a um determinado modo de regulação (instituições e legislação) nacional do mercado de trabalho.

.....  
 10 A OCDE, por exemplo, utiliza admissões mais desligamentos por 100 assalariados como uma *proxy* da rotatividade (OCDE, 1994). Outros autores utilizam outras formas de mensuração. Por exemplo, Boeri (1996) distingue entre rotatividade do trabalho (*labor turnover*) e rotatividade do posto de trabalho (*job turnover*).

.....  
 A primeira estaria diretamente associada à nossa definição de rotatividade, enquanto que a segunda seria equivalente à taxa de crescimento do emprego, em um determinado período, num setor específico.

**Gráfico 2\_ Taxas de rotatividade no trabalho – 1985 a 2001**

Fonte: CAGED – Lei n. 4.923/65 – MTE.

Com respeito à mudança estrutural, a mesma parece plausível dado que os patamares em torno dos quais oscila o movimento conjuntural mudou. Em 1986, por exemplo, um ano de notável dinamismo (Plano Cruzado) a taxa de rotatividade (média mensal) situou-se em 3,67%, sendo que em 1994 (Plano Real), também um período de rápido crescimento, este indicador situou-se em 2,75%. No ano de 2000, outro período de aquecimento do nível de atividade (devido à flutuação da taxa de câmbio e das quedas nos juros), a taxa de rotatividade situou-se em 3,50%.

Cabe salientar que, entre os anos 1985-1986 e a década de 90, o Brasil obser-

vou significativas mudanças no tocante aos benefícios recebidos pelos desligados sem justa causa. A multa, que era de 10%, passou, com a nova Constituição de 1988, para 40%. O seguro-desemprego, que atingia um universo desprezível em 1986, ano em que foi criado, chega, nos anos 90, a adquirir uma ampla cobertura, passando de 19% dos trabalhadores demitidos em 1989 para 47,56% em 2001. Por outro lado, o benefício do seguro-desemprego é elevado relativamente aos salários contratuais no mercado formal. Em 1996, por exemplo, o valor médio do benefício foi de 1,57 salários mínimos, sendo o valor mediano dos salários de contratação, nesse mesmo ano, de 1,99 salários mínimos.

Os dados das diversas fontes de informação permitem concluir que a durabilidade do vínculo está vinculada a diversas variáveis, como setor de atividade, tipo de inserção no mercado de trabalho e a região. Tomemos, os dados da PNAD/99, última disponível. Se realizamos um corte setorial/geográfico, duas variáveis usualmente utilizadas para caracterizar o mercado de trabalho de um país, concluímos que ambas parecem ter uma influência não-negligenciável sobre a durabilidade do vínculo. Através dos dados contidos na Tabela 1 podemos observar que, na Região Norte, por exemplo, o tempo médio do vínculo é, na Indústria Extrativa Mineral, 45% superior ao vigente nos Serviços. Realizando um corte geográfico dentro de um mesmo setor de atividade, podemos concluir que a variável geográfica parece não ser desprezível para explicar a dispersão nos tempos médios. Na Construção Civil, por exemplo, o tempo médio de permanência no emprego é 27% superior no Centro-Oeste que no Norte.

Um ponto de extrema relevância surge quando o ângulo a partir do qual se analisa a durabilidade do vínculo leva em consideração o tipo de inserção no mercado de trabalho. Em princípio, deveríamos supor que, se o contexto legal-institucional que regula o mercado de trabalho no

Brasil induz a uma menor durabilidade do vínculo, os assalariados sem carteira de trabalho assinada deveriam apresentar uma maior permanência no emprego. Com efeito, como um assalariamento não regulado não goza, por definição, dos benefícios vinculados à ruptura do vínculo (seguro-desemprego, multa *etc.*), não existiriam incentivos a provocar o desligamento. Contudo, os dados contidos na Tabela 2 não deixam margem a dúvidas: possuir carteira de trabalho eleva o tempo de serviço do assalariado. Em princípio, como já afirmamos, esta diferenciação não é óbvia. Como o marco regulatório (seguro-desemprego, FGTS *etc.*) só se aplica aos assalariados com vínculos legais, se o mesmo induz à rotatividade, ela deveria ser maior no caso dos trabalhadores com carteira. Por outra parte, se as compensações financeiras pelo afastamento são suscetíveis de beneficiar a todos os assalariados formais e o desligamento é induzido pelo trabalhador para elevar seus rendimentos no curto prazo, as taxas de rotatividade deveriam ser, em princípio, muito próximas, não importando seja qual for o setor de atividade/região. Os dados das Tabelas 1 e 2, contudo, mostram que a rotatividade parece estar influenciada pelo setor de atividade e a região, além da já mencionada posição na ocupação.

**Tabela 1\_ Tempo de serviço (em meses) segundo setor de atividade e posição na ocupação**

Posição na ocupação	Setor de atividade				
	Extrativa mineral	Indústria de transformação	Construção civil	Comércio	Serviços
Empregado com carteira	91,3	63,8	52,8	48,0	65,8
Militar	–	–	–	–	–
Funcionário público estatutário	174,8	141,1	161,0	139,5	146,0
Outros empregados sem carteira	50,5	32,4	38,6	30,9	37,6
Empregados sem declaração de carteira	–	45,0	–	–	29,6
Trabalhador doméstico com carteira	–	–	–	–	63,9
Trabalhador doméstico sem carteira	–	–	–	–	42,9
Trabalhador doméstico sem declaração de carteira	–	–	–	–	81,6
Conta própria	84,1	111,2	114,8	82,4	105,2
Empregador	137,8	121,6	151,0	120,1	115,0
Trabalhador na produção para o próprio consumo	–	–	–	–	–
Trabalhador na construção para o próprio uso	–	–	9,9	–	–
Não remunerado	56,6	46,5	27,8	57,3	53,6

Fonte: PNAD/99. Elaboração própria.

Tabela 2\_ Tempo de serviço (em meses) segundo Setor de Atividade e Grande Região

Região	Setor de atividade				
	Extrativa mineral	Indústria de transformação	Construção civil	Comércio	Serviços
Norte	83,9	54,6	68,6	58,0	62,9
Nordeste	79,5	68,7	66,2	66,5	69,9
Sudeste	84,8	68,0	81,6	64,0	71,0
Sul	77,0	59,6	79,3	66,1	72,0
Centro-Oeste	70,9	52,1	83,9	51,0	65,8

Fonte: PNAD/99. Elaboração própria.

À margem destas particularidades setoriais, geográficas e oriundas da forma de inserção no mercado de trabalho, já de difícil explicação pelo diagnóstico que estamos avaliando, existe um denominador comum nos quatro grandes ramos de atividade, qual seja a tendência à queda nas taxas de rotatividade. A nosso ver, este fato parece pouco congruente com afastamentos induzidos pelo assalariado, dado o contexto de benefícios crescentes, representados, por exemplo, pelo incremento da multa e ampliação da cobertura do seguro-desemprego.

## 5\_ Testes econométricos

O debate em torno dos vínculos entre os benefícios recebidos no caso de afastamento e a durabilidade dos vínculos (taxa de rotatividade) pode ser enriquecido através de uma análise econométrica que atente para alguns detalhes relevantes. Neste sentido, no transcurso desta seção, vamos verificar:

- a. quais as propriedades estatísticas das séries de tempo sobre as taxas de rotatividade e de desemprego no Brasil, a fim de estabelecer em que medida as condições do mer-

cado de trabalho afetam a taxa de rotatividade;

- b. a existência de quebras estruturais, fato que nos permitirá determinar se a elevação da multa e ampliação do seguro-desemprego afetaram, de forma permanente, o patamar em torno do qual oscilam as taxas de rotatividade.

No primeiro caso, a idéia é verificar se a taxa de rotatividade e a taxa de desemprego comportam-se como séries temporais estacionárias; *i. e.*, com média, variância e co-variância constantes e invariantes com relação ao tempo. Sabe-se que séries temporais com estas propriedades, mesmo na ocorrência de choques que as desviem de sua trajetória de longo prazo, sempre retornam para seu nível médio de longo prazo, pois os choques tendem a se dissipar com o passar do tempo. No que diz respeito à nossa análise,

constatar a estacionaridade das taxas de rotatividade e de desemprego implicaria em poder prever com maior segurança o comportamento futuro destas séries, mesmo considerando que a ocorrência de choques possa desviá-las, ainda que momentaneamente, de suas trajetórias de equilíbrio.

A análise econométrica padrão assume que a relação estudada é estável dentro do período amostral. Se, no entanto, houver uma mudança no regime, a estimação dos parâmetros poderá ficar prejudicada, caso esta estimação não seja feita de maneira apropriada. Caso se conheça *a priori* o momento em que houve a quebra estrutural, então é possível utilizar o teste desenvolvido por Perron (1989) para verificar a existência de raízes unitárias na presença de quebra estrutural.<sup>11</sup> Para a implementação do teste de Perron, estima-se a seguinte equação:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 t + \beta_2 D_L + \sum \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

onde:  $Y$  representa a série temporal que se quer testar para possíveis quebras estruturais,  $D_L$  é uma variável binária que assume o valor 1 para observações anteriores ao período da quebra estrutural e zero

para observações posteriores a essa data,  $t$  é uma tendência determinística, e o termo  $\sum \gamma_i \Delta Y_{t-i}$  representa a ordem de truncagem das defasagens da primeira diferença de  $Y$  necessária para tornar os resíduos da

.....  
<sup>11</sup> Aplicamos ainda o teste de Perron (1997) que considera a possibilidade de existência de raiz unitária quando a data da quebra estrutural não é especificada *à priori*. No entanto, como este teste costuma ser muito sensível a mudanças na inclinação da série de tempo considerada, acabou por fornecer resultados que indicavam que a quebra estava mais próxima do final da amostra. O teste de Perron (1989) possibilita a escolha da data da quebra que se quer testar e, por isto, foi mantido em nossas estimações para verificar o impacto associado à mudança na legislação trabalhista.

equação (1) ruído branco. Daí, a hipótese de que  $Y_t$  não é estacionária pode ser testada através da estatística  $t$  para  $\alpha_1 = 1$  como hipótese nula.<sup>12</sup>

Tendo por base o formato da equação (1), as Tabelas 3 e 4 trazem os coeficientes estimados e os respectivos valores das estatísticas-t para as séries da taxa de desemprego e taxa de rotatividade, respectivamente, no Brasil, no período compreendido entre janeiro de 1985 e setembro de 2001. As duas variáveis foram consideradas em sua forma logarítmica. Foram estimadas equações para as regiões geográficas e setores de atividade. Para ambos os casos, estimou-se, ainda, uma regressão para a média do Brasil.

Inicialmente, vamos considerar os resultados estimados para o caso da taxa de desemprego (Tabela 3). Quando examinamos os coeficientes apresentados na segunda coluna desta tabela, notamos que a hipótese de existência de raízes unitárias dificilmente se sustenta; os valores estimados para  $\alpha_1$  são notoriamente diferentes da unidade a pelo menos 10% de significância. Podemos

perceber, ainda, que as estimativas pontuais de  $\beta_2$  são significativamente diferentes de zero. O mesmo padrão é observado para todos os setores de atividade e regiões metropolitanas. Desta forma, o efeito da mudança estrutural sobre a taxa de desemprego foi significativo e implicou num aumento permanente no seu intercepto.

Considerando agora o caso da taxa de rotatividade, na Tabela 2, podemos notar um padrão similar. Os coeficientes obtidos para  $\alpha_1$  na segunda coluna da tabela parecem descartar a presença de raízes unitárias na série da taxa de rotatividade, uma vez que são diferentes da unidade, a níveis convencionais de significância. Da mesma forma como no caso da taxa de desemprego, os coeficientes apresentados para  $\beta_2$ , na quarta coluna da tabela, sugerem que houve uma mudança definitiva, a partir de 1990, no intercepto da taxa de rotatividade. Ao contrário do que se observou para o caso do desemprego, no entanto, a taxa de rotatividade sofreu, na verdade, uma redução permanente em sua média, conforme indica o coeficiente negativo para a variável de tendência ( $\alpha_2$ ).

.....  
<sup>12</sup> Maiores detalhes sobre a metodologia do teste de Perron (1989) podem ser obtidas diretamente no artigo do autor, ou em Enders (1995, p. 245-249).

**Tabela 3\_ Teste de estacionaridade para a taxa de desemprego na presença de quebra estrutural**

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\beta_2$
<b>Setores de atividade</b>				
Indústria de transformação	1,1017 (4,004)	0,7182 (10,899)	0,0061 (3,207)	-0,9560 (-1,415)
Construção civil	0,9353 (3,386)	0,7148 (10,959)	0,0067 (3,445)	-1,6850 (-2,161)
Comércio	1,0690 (3,499)	0,6912 (8,843)	0,0059 (3,504)	-0,949 (-1,675)
Serviços	0,6949 (3,896)	0,7096 (10,612)	0,0039 (3,806)	-0,9288 (-2,547)
<b>Regiões metropolitanas</b>				
São Paulo	1,2161 (4,295)	0,8596 (16,747)	0,0085 (2,344)	-0,9251 (-2,988)
Salvador	0,9427 (2,893)	0,6174 (3,289)	0,0034 (1,802)	-1,0903 (-2,258)
Belo Horizonte	1,3754 (3,586)	0,7578 (4,203)	0,0040 (1,966)	-0,9541 (-3,570)
Rio de Janeiro	1,9146 (2,532)	0,5470 (7,655)	0,0015 (2,365)	-0,8053 (-2,930)
Belém	0,8943 (2,673)	0,8328 (13,237)	0,0055 (3,456)	-0,9065 (2,569)
<b>Brasil</b>	0,8356 (4,279)	0,7473 (13,865)	0,0040 (3,636)	-0,6748 (-1,626)

Fonte: Elaboração própria com dados do Cadastro da Lei n. 4.923/65 – MTE.

Notas: A variável *dummy* assumiu o valor 1 para observações após dezembro de 1990 e zero para as outras observações; todas as regressões foram estimadas com variáveis *dummy* sazonais; o número das defasagens de truncagem variou de equação para equação e foi escolhido conforme o critério sugerido por Perron (1989). Todas as equações apresentaram estatísticas favoráveis para os vários testes sobre sua consistência e robustez (*i. e.*, autocorrelação, forma funcional, normalidade dos resíduos e heterocedasticidade).

**Tabela 4\_ Teste de estacionaridade para a taxa de rotatividade na presença de quebra estrutural**

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\beta_2$
<b>Setores de atividade</b>				
Indústria de transformação	1,7508 (4,985)	0,5995 (6,481)	-0,0075 (-4,296)	-0,2088 (-1,636)
Construção civil	6,4722 (5,216)	0,4500 (3,626)	-0,0370 (-5,450)	1,1644 (1,543)
Comércio	2,0331 (4,424)	0,6480 (7,960)	-0,0089 (-4,388)	-0,1619 (-1,480)
Serviços	1,9586 (4,693)	0,5462 (5,585)	-0,0084 (-4,427)	-0,2058 (-1,652)
<b>Grandes regiões</b>				
Norte	1,8310 (5,657)	0,5991 (7,189)	-0,0097 (-3,663)	0,3041 (1,866)
Nordeste	1,5849 (4,119)	0,6717 (8,054)	-0,0075 (-3,758)	-0,4604 (-1,231)
Sudeste	1,5849 (4,119)	0,6717 (8,054)	-0,0075 (-3,375)	-0,4604 (-1,231)
Sul	1,8665 (4,205)	0,5911 (5,815)	0,0070 (2,745)	-0,3963 (-1,992)
Centro-Oeste	1,8649 (4,794)	0,5551 (5,845)	-0,0085 (-4,515)	-0,2115 (-1,621)
<b>Brasil</b>	1,7508 (4,480)	0,5995 (6,481)	-0,0078 (-4,296)	-0,2088 (-1,636)

Fonte: Elaboração própria com dados do Cadastro da Lei n. 4.923/65 – MTE.

Notas: A variável *dummy* assumiu o valor 1 para observações após dezembro de 1990 e zero para as outras observações; todas as regressões foram estimadas com variáveis *dummy* sazonais; o número das defasagens de truncagem variou de equação para equação e foi escolhido conforme o critério sugerido por Perron (1989). Todas as equações apresentaram estatísticas favoráveis para os vários testes sobre sua consistência e robustez (*i. e.*, autocorrelação, forma funcional, normalidade dos resíduos e heterocedasticidade).

É interessante ressaltar que estes resultados, portanto, sugerem que tanto a taxa de desemprego quanto a taxa de rotatividade podem ser consideradas séries estacionárias, com média, variância e covariância constantes, desde que se leve em consideração a mudança permanente ocorrida em seus interceptos. Assim, estas séries, que possuíam uma determinada média antes de 1990, após esta data passaram a oscilar em torno de um novo patamar médio. No caso da taxa de desemprego, o novo patamar foi significativamente maior que o do período pré-choque, ao passo que o inverso ocorreu com a taxa de rotatividade. Este padrão comportamental parece sustentar, ainda, o caráter pró-cíclico da taxa de rotatividade da mão-de-obra, resultado que, como já afirmamos, encontra paralelos na literatura sobre o tema.

A fim de confirmar esta característica de pró-ciclicidade da taxa de rotatividade, estimamos regressões entre a taxa de rotatividade e a taxa de desemprego para todos os setores de atividade, grandes regiões, e para a média do Brasil. Em todos os casos, foram incluídas variáveis *dummy* sazonais, uma defasagem para a variável dependente e para a taxa de desemprego. Os resultados são apresentados nas Tabelas 5 e 6. Como não há uma taxa de desem-

prego específica para cada região do país, construímos uma *proxy* para a taxa de desemprego das Regiões Nordeste e Sudeste, onde a média para a região resultou do cálculo de uma média ponderada entre as regiões metropolitanas da região, sendo o fator de ponderação o total de desempregados de uma região metropolitana sobre o conjunto de desempregados de todas as áreas metropolitanas da região. Assim, na Tabela 6, nas equações para a taxa de rotatividade nas Regiões Norte e Nordeste, usamos a taxa de desemprego calculada para a Região Nordeste ao passo que, nas equações para as Regiões Centro-Oeste, Sul e Sudeste, usamos a taxa de desemprego calculada para a Região Sudeste.

Em termos gerais, todas as equações estimadas apresentam resultados satisfatórios onde todas as estatísticas de diagnóstico parecem confirmar a robustez das estimativas. Em todos os casos, o poder explicativo do modelo situou-se acima de 60% e todos os coeficientes foram significantes a pelo menos 5%. Tais resultados confirmam, ainda, o comportamento pró-cíclico da taxa de rotatividade. Os coeficientes estimados para a taxa de desemprego, tanto nas equações para os setores de atividade quanto para as regiões geográficas, foram negativos e altamente significantes.

**Tabela 5\_ Equação para a taxa de rotatividade por setor de atividade**  
**Período: 1985(2) a 2001(9), com 200 observações**

	<b>Indústria de transformação</b>	<b>Construção civil</b>	<b>Comércio</b>	<b>Serviços</b>
Constante	1,0925 (12,042)	0,9395 (8,568)	0,6923 (7,936)	0,5551 (7,)
Rotatividade defasada	0,4366 (10,001)	0,6579 (16,298)	0,6782 (15,721)	0,6621 (10,292)
Desemprego defasado	-0,2394 (-7,084)	-0,1548 (-5,297)	-0,1409 (-5,580)	-0,1797 (-3,217)
<i>Dummy</i> 1990	-0,5057 (-4,763)	-0,2081 (-2,148)	-0,2088 (-2,731)	-0,2102 (-2,172)
R <sup>2</sup>	0,6717	0,7394	0,6995	0,8738
Erro-padrão	0,1291	0,1263	0,0896	0,0738
Autocorrelação	1,4749	1,5898	1,5365	1,7167
Normalidade	7,5814	1,6386	8,3170	3,2182
Heterocedasticidade	0,8856	1,6069	1,6529	0,9773
Forma funcional	0,1900	0,0193	0,0033	0,0002

Fonte: Elaboração própria com dados do Cadastro da Lei n. 4.923/65 – MTE.

Notas: Os números entre parênteses são as estatísticas-t; todas as equações foram estimadas com variáveis *dummy* sazonais. Os testes de diagnóstico são para amostras finitas e distribuem-se como uma F com (12, 113) graus de liberdade para autocorrelação, (18, 108) para heterocedasticidade, e (1, 124) para forma funcional; o teste de normalidade distribui-se como uma qui-quadrada com 2 graus de liberdade. Equações estimadas pelo método de mínimos quadrados ordinários.

**Tabela 6\_ Equação para a taxa de rotatividade por região geográfica**  
**Período: 1985(2) a 2001(12), com 200 observações**

	<b>Norte</b>	<b>Nordeste</b>	<b>Sudeste</b>	<b>Centro-Oeste</b>	<b>Sul</b>	<b>Brasil</b>
Constante	0,4624 (5,701)	0,3568 (5,960)	0,8571 (10,289)	0,4151 (6,408)	0,7341 (9,099)	0,7369 (9,495)
Rotatividade defasada	0,7396 (17,936)	0,7298 (16,859)	0,5091 (10,736)	0,7402 (18,815)	0,6048 (13,609)	0,6100 (13,989)
Desemprego defasado	-0,1075 (-2,891)	-0,0657 (-2,138)	-0,1553 (-5,109)	-0,0594 (-1,920)	-0,1464 (-4,960)	-0,1858 (-5,322)
R <sup>2</sup>	0,6995	0,6304	0,5802	0,6986	0,6366	0,6385
Erro-padrão	0,0896	0,1212	0,1170	0,1213	0,1132	0,1059
Autocorrelação	0,6966	1,6791	1,0780	0,8976	0,8648	1,4097
Normalidade	5,4643	7,6792	5,0741	1,3412	0,6190	2,1895
Heterocedasticidade	2,0587	1,9177	0,7168	0,8362	0,6391	0,7417
Forma funcional	0,1575	0,0782	0,0009	0,0036	0,0589	0,259

Fonte: Elaboração própria com dados do Cadastro da Lei n. 4.923/65 – MTE.

Notas: Os números entre parênteses são as estatísticas-t; todas as equações foram estimadas com variáveis *dummy* sazonais. Os testes de diagnóstico são para amostras finitas e distribuem-se como uma F com (12, 113) graus de liberdade para autocorrelação, (18, 108) para heterocedasticidade, e (1, 124) para forma funcional; o teste de normalidade distribui-se como uma qui-quadrada com 2 graus de liberdade. Equações estimadas pelo método de mínimos quadrados ordinários.

Vale notar, no entanto, que a influência da taxa de desemprego sobre a taxa de rotatividade da mão-de-obra nunca foi maior do que 24% nas equações estimadas. Desta forma, para uma variação positiva de 1% na taxa de desemprego, a taxa de rotatividade decresceria, em média, cerca de 0,24%. O coeficiente para a variável dependente defasada, em todos os casos, variou entre 0,40 e 0,70, indicando um importante padrão inercial no comportamento da taxa de rotatividade.

É interessante notar que a sensibilidade da taxa de rotatividade com respeito às variações na taxa de desemprego é superior nas regiões menos desenvolvidas do Norte, Nordeste e Centro-Oeste, comparativamente ao Sudeste e Sul. Na medida em que no Norte, Nordeste e Centro-Oeste o mercado de trabalho formal é menos dinâmico, a probabilidade de encontrar um posto de trabalho de qualidade é menor, uma elevação na taxa de desemprego gera uma atitude mais “conservadora” dos assalariados. Ou seja, em regiões menos dinâmicas, portanto, o fator disciplinador do mercado de trabalho, através do desemprego ou da qualidade dos postos de trabalho disponíveis, elevam os custos da rotatividade.

No que diz respeito aos setores de atividade, variações na taxa de rotatividade

de são menos suscetíveis à influência do desemprego na Construção Civil e no Comércio, quando comparadas às encontradas na Indústria de Transformação e nos Serviços. Esta menor sensibilidade na Construção Civil e no Comércio pode ser explicada da seguinte maneira: a taxa de rotatividade encontrada na Construção Civil e no Comércio não pode ser associada a uma substituição (seja de iniciativa do empregado seja do empregador) de um assalariado por outro com vistas a ocupar o mesmo posto de trabalho. Esta “rotatividade”, neste caso, está vinculada às características do processo de produção. Estas características, por outra parte, não permitem uma progressão profissional na firma. Nestas circunstâncias, uma elevação na taxa de desemprego tende a ter pouco impacto tanto na conduta do assalariado como do empregador.

## **6\_ Comentários finais**

O objetivo deste artigo foi analisar a consistência teórica e a pertinência empírica das proposições que sustentam que o Brasil observa uma elevada taxa de rotatividade (ou, em outros termos, um tempo médio de vínculo muito reduzido) devido aos benefícios financeiros que são pagos quando um assalariado é desligado de

forma involuntária. Argumentamos que essa hipótese, cuja fundamentação teórica nos remete à teoria do capital humano, está centrada, **exclusivamente**, na esfera da oferta de trabalho sem que nenhuma referência seja feita às características dos postos de trabalho.

Os defensores da existência de estreitos vínculos entre benefícios e rotatividade centram as causas desta relação no arcabouço institucional que regula o mercado de trabalho no Brasil, tornando as relações capital-trabalho pouco “cooperativas”. Esta falta de cooperação teria desdobramentos sobre o próprio assalariado (que não acumula capital humano na firma) e na economia como um todo – uma externalidade que reduz a produtividade geral e limita as possibilidades de crescimento.

Estas argumentações apresentam um óbvio corolário, em termos de propostas de política: reduzir os benefícios financeiros por afastamento e/ou os postergar no tempo.

A inquietude que motivou este texto visa ao questionamento destes argumentos a partir de duas dimensões.

A primeira é teórica, e quer chamar a atenção para a literatura, totalmente ignorada pelo diagnóstico que avaliamos, que incorpora a importância

que a qualidade do posto de trabalho pode ter sobre a conduta do trabalhador. Um emprego que oferece aprimoramento no cargo e progressão profissional dificilmente gerará no assalariado uma conduta que vise, através da ruptura de vínculos, a ganhos financeiros transitórios. Existem fundamentos teóricos (Katz, 1986; Gibbons e Katz, 1992) que sugerem que quanto mais tempo um indivíduo permanece em postos de trabalho de baixa qualidade (mercado secundário) menores são as suas possibilidades de acesso aos empregos de boa qualidade. Nesta perspectiva, um indivíduo “racional” dificilmente “optaria” pelos ganhos transitórios da rotatividade, que resultam dos benefícios.

Assim, seguindo os argumentos de Lester Thurow, se quem determina a produtividade é o posto de trabalho e a educação formal relativa de cada trabalhador é só um sinal, os que ocupam os postos de trabalho de baixa qualidade são os mais frágeis estruturalmente (menor educação relativa) e ocupar estes postos só faz reproduzir, talvez até intergeracionalmente, essa fragilidade estrutural. Neste contexto, os benefícios por afastamento são uma complementação de renda “potencial” que deve ser utilizada, não porque sua taxa de preferência intertemporal é eleva-

da, mas porque os rendimentos futuros (devido à qualidade dos postos de trabalho) são muito pouco diferentes dos atuais, o que pode tornar a permanência no posto um mau investimento.

Se o diagnóstico anterior tem algum grau de veracidade, reduzir os benefícios por afastamento terá poucos impactos sobre o salário individual ou sobre as possibilidades de crescimento e um elevado custo social.

Além destas considerações teóricas, efetuamos uma análise empírica dos dados sobre rotatividade. Sinteticamente, as conclusões são três. Em primeiro lugar, a duração do tempo de serviço apresenta uma elevada variabilidade, segundo setor de atividade, região e forma de inserção no mercado de trabalho. Diferentemente do esperado pelo diagnóstico que estamos avaliando, possuir carteira de trabalho eleva o tempo de serviço vis-à-vis não possuir carteira. Esse fato, por si só, já deveria induzir a um certo questionamento, dado que os assalariados sem carteira não são beneficiários dos instrumentos de amparo financeiro ao trabalhador desligado. Como, em geral, os postos de trabalho que formalizam suas relações de assalariamento são de qualidade superior diante daqueles que

não legalizam o contrato, a importância da qualidade do posto de trabalho é uma variável que merece ser incorporada e testada.

Em segundo lugar, a taxa de rotatividade é pró-cíclica. No tocante aos vínculos entre a rotatividade e o ciclo conjuntural, nota-se que a característica de pro-ciclicidade é um denominador comum em muitos mercados de trabalho, qualquer que seja o arcabouço legal-institucional que o regula. Ou seja, o caráter pró-cíclico encontrado para o Brasil não pode ser interpretado como um produto das particularidades do país.

Por último, seguindo-se a uma ruptura nas séries de tempo sobre a taxa de rotatividade, constatou-se um novo patamar que foi sistematicamente inferior ao vigente antes do período de mudança de regime. Com respeito a estas tendências, os testes econométricos indicam uma ruptura estrutural para baixo, nos anos 90. Ou seja, as oscilações conjunturais na taxa de rotatividade situam-se em torno de um patamar que se reduziu justamente quando os benefícios (multa e seguro-desemprego) ampliaram-se, fato que fragiliza as hipóteses sobre uma suposta importância que os benefícios por afastamento teriam sobre a rotatividade.

## Referências bibliográficas

- ADDISON, J. T.; TEIXEIRA, P.; GROSSO, J. L. The effect of dismissals protection on employment: more on a vexed theme. *Souther Economic Journal*, v. 67, p. 108-122, 2000.
- AMADEO, E.; ESTEVÃO, M. *A teoria econômica do desemprego*. [s. l.]: Editora Hucitec, 1994.
- ARROW, K. J. Higher education as a filter. *Journal of Public Economics*, v. 2, 1973.
- BARROS, R. P.; CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. Os incentivos adversos e a focalização dos programas sociais no Brasil. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 22, dez. 2001.
- BRUNO, M.; SACHS, J. *Economics of worldwide stagflation*. [s. l.]: Harvard University Press, 1985.
- BOERI, T. Is job contercyclical? *Journal of Labor Economics*, v. 14, n. 4, p. 603, 625, 1996.
- CABALLERO, R.; HAMMOUR, M. The cleansing effects of recessions. *American Economic Review*, v. 84, p. 1350-1368, 1995.
- CALMFORMS, L.; DRIFFILL, J. Centralization of wage bargaining. *Economic Policy*, v. 6, p. 16-61, 1988.
- CAMARGO, J. M. *Flexibilidade e produtividade do mercado de trabalho brasileiro*. 1986. In: CAMARGO, J. M. (Org.) *Flexibilidade do mercado de trabalho no Brasil*. [s. l.]: Editora FGV, 1996.
- CAMARGO, J. M. (Org.) *Flexibilidade do mercado de trabalho no Brasil*. [s. l.]: Editora FGV, 1996.
- CROUCH, C. Conditions for trade union wage restraint. In: LINDBERG, L. N.; MAIER, C. S. (Eds.). *The politics of inflation and economic stagnation*: theoretical approaches and international case studies. Washington: The Brookings Institution, 1985.
- DAVIS, S.; HALTIWANGER, J. Gross job creation and destruction: microeconomic evidence and macroeconomic implications. *NBER Macroeconomics Annual*, v. 5, p. 123-168, 1990.
- DOERINGER, P.; PIORE, M. *Internal labor markets and manpower analysis*. [s. l.]: Heath Lexington Books, 1971.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. Nova York: John Wiley, 1995.
- GIBBONS, R.; KATZ, L. Does unmeasured ability explain inter-industry wage differentials? *Review of Economic Studies*, v. 59, p. 515-535, 1992.
- GONZAGA, G. Rotatividade e qualidade do emprego no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 18, jan.-mar. 1998.
- HENLEY, A.; TSAKALOTOS, E. *Corporatism and macroeconomic performance*. Londres: Edward Elgar, 1993.
- KATZ, L. Efficiency theory: a partial evaluation. *NBER Macroeconomics Annual*, p. 235-275, 1986.
- LAZEAR, E. *Personnel economics*. The MIT Press, 1998.
- MORTENSEN, D.; PISSARIDES, C. A. Job cretaion and job destruction in the theory of unemployment. *Review of Economic Studies*. v. 61, n. 3, p. 397-415, 1994.
- MUNASINGHE, L. Wage Growth and the Theory of Turnover. *Journal of Labor Economics*, v. 18, p. 204-220, 2000.
- OCDE. *Perspectives de l'Emploi*. Paris: OCDE, 1994.
- OLSON, M. *The logic of collective action*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1965.
- OLSON, M. *The rise and decline of nations*. New Haven, Conn.: Yale University Press, 1982.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, p. 1361-1401, 1989.
- PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, v. 80, 1997.
- SPENCE, M. Job Market Signaling. *Quarterly Journal of Economics*, v. 87, p. 355-374, 1973.
- THUROW, L. C. *Generating inequality*: mechanisms of distribution in the U. S. economy. [s. l.]: Basic Books, 1975.
- WORLD BANK. *The jobs report*. Brazil Country Management Unit, 2002. Mimeogr.

.....  
 : Os autores agradecem a Valde-  
 : mir de Souza Silva pelo exce-  
 : lente trabalho como assistente de  
 : pesquisa. Ramos agradece o  
 : apoio financeiro recebido da  
 : ANPEC/IPEA.  
 : .....

**E-mail de contato dos autores:**

• carlosal@unb.br  
 • carneiro@pos.uob.br  
 : .....