



**EVOLUÇÃO E DETERMINANTES DA
ROTATIVIDADE DA MÃO-DE-OBRA
NAS FIRMAS DA INDÚSTRIA
PAULISTA NA DÉCADA DE 1990**

**VERÔNICA INÊS FERNANDEZ ORELLANO
ELAINE T. PAZELLO**

Os artigos dos *Textos para Discussão da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas* são de inteira responsabilidade dos autores e não refletem necessariamente a opinião da FGV-EESP. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos, desde que creditada a fonte.

Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas FGV-EESP
www.fgvsp.br/economia

EVOLUÇÃO E DETERMINANTES DA ROTATIVIDADE DA MÃO-DE-OBRA NAS FIRMAS DA INDÚSTRIA PAULISTA NA DÉCADA DE 1990

Veronica I. F. Orellano

Da Escola de Economia de São Paulo da FGV

Elaine T. Pazello

Da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP-RP

Este artigo analisa a evolução e os determinantes do movimento simultâneo de entrada e saída de empregados nas empresas, aqui tratado como *churning*, o termo adotado na língua inglesa. Restringiu-se a atenção ao setor formal da indústria, na Região Metropolitana de São Paulo (RMSP), entre 1991 e 1999, situações contempladas pela base de dados utilizada. É mostrado que o *churning* foi responsável por mais da metade da rotatividade da mão-de-obra, que inclui também o movimento de contratação e demissão de empregados sem que ocorra, necessariamente, a substituição. Mostra-se também que o *churning* não altera significativamente o perfil de qualificação dos empregados das firmas. Finalmente, é estimado um modelo econométrico, utilizando técnicas para tratamento de dados em painel, a partir de dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) desagregados por firmas. Conclui-se que, em nível agregado, o aumento da taxa de desemprego reduz o *churning*, enquanto no nível setorial, o aumento do nível de emprego aumenta o *churning*.

1 INTRODUÇÃO

A elevada rotatividade da mão-de-obra é destacada por diversos pesquisadores como uma característica do mercado de trabalho brasileiro [ver, por exemplo, Amadeo *et alii* (1993); Baltar e Proni (1995); Cacciamali (1992); Carvalho e Feijó (1993); Gonzaga (1996); e Corseuil *et alii* (2002b)]. Uma manifestação da elevada rotatividade está na grande percentagem de trabalhadores que não chega a acumular dois anos de tempo de serviço na mesma empresa. Mesmo considerando apenas os trabalhadores com carteira de trabalho assinada, a média dessa percentagem no Brasil foi de 48,6%, no período 1990-2000, segundo as informações disponíveis na Relação Anual de Informações Sociais (Rais). Alguns dados relativos aos países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) fornecem um referencial para comparações.¹ Esses dados revelam que, entre os países europeus desenvolvidos, essa percentagem era de apenas 21,5%, em média, no início dos anos 1980. Além disso, mesmo nos Estados Unidos, cujas leis de proteção ao emprego são as menos severas dentre os países da OCDE, essa percentagem não chega a 40%.

1. Esses dados fazem parte de tabelas apresentadas por Metcalf (1987) e Nickell (1995).

Corseuil *et alii* (2002) apontam ainda que a taxa de realocação anual de emprego no Brasil foi de 33%, em média, no período 1991-1998.² Comparando-se com a taxa de outros países, observa-se que a do Brasil é a mais elevada, sendo comparável apenas à da Nova Zelândia.³

Informações desse tipo chamam a atenção e inspiram questões a respeito de políticas capazes de reduzir a rotatividade da mão-de-obra.⁴ A elevada rotatividade é considerada negativa, sobretudo porque o rompimento das relações de emprego, em geral, impõe custos a ambas as partes envolvidas. Uma elevada frequência desse tipo de rompimento pode indicar uma excessiva falta de comprometimento entre empregados e empregadores, podendo ser um fator de aumento de custos de transação e perda de eficiência da economia.

Este artigo se propõe a investigar os determinantes e a evolução do movimento simultâneo de entrada e saída de empregados das firmas (*churning* das firmas), que faz parte do movimento de rotatividade da mão-de-obra de uma economia. Isso é feito para o setor formal da indústria no período 1991-1998, na Região Metropolitana de São Paulo (RMSP). A fonte de dados é a Rais, tendo sido obtidos dados desagregados por firma (microdados).

No período investigado, a economia brasileira passou por mudanças relevantes na determinação do nível de rotatividade da mão-de-obra, daí o interesse em analisar a evolução desse fenômeno. Estudos recentes sobre rotatividade da mão-de-obra no Brasil na década de 1990 [ver, por exemplo, Corseuil *et alii* (2002a); Corseuil *et alii* (2002b); e Pazello, Bivar e Gonzaga (2000)] concentram sua atenção no estudo da criação e destruição de emprego,⁵ que, como será visto, corresponde a uma parte da rotatividade da mão-de-obra de uma economia. Já este estudo focaliza sua atenção no *churning*, que também compõe o movimento de rotatividade. Os microdados analisados revelam que, no período 1991-1997, o *churning* das firmas correspondeu a mais da metade do movimento de rotatividade da mão-de-obra formal no setor industrial, na RMSP.

O artigo está dividido em sete seções, além desta introdução. A Seção 2 visa esclarecer exatamente o conceito e a medida de *churning* e de outros movimentos

2. Esses dados relativos ao Brasil dizem respeito apenas ao setor formal do mercado de trabalho; e a informalidade do emprego no Brasil chegou a cerca de 50% no final da década de 1990.

3. Para comparações internacionais, consultar Davis e Haltiwanger (1999).

4. Em particular, o mecanismo do Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS), que proporciona um ganho de curto prazo ao trabalhador em caso de demissão por iniciativa da firma, é criticado como um sistema que pode gerar incentivo para alguns trabalhadores forçarem a sua demissão. Essa questão é levantada, por exemplo, em Cacciamali (1992, p. 41); Amadeo *et alii* (1993, p. 523); e Gonzaga (1996, p. 17).

5. A criação (destruição) de empregos de uma firma, num período de tempo, é medida pela expansão (queda) do número de empregados dela nesse período de tempo.

relacionados à rotatividade da mão-de-obra, apontando a relação entre a rotatividade total da mão-de-obra de uma certa economia, a criação e destruição de emprego em diferentes firmas e o movimento simultâneo de entrada e saída de trabalhadores de cada firma, que pode ocorrer ainda que as firmas mantenham seu número de empregados inalterado.

De acordo com a teoria econômica, a rotatividade da mão-de-obra de uma firma deve ser afetada por indicadores macroeconômicos que sinalizam o grau de aquecimento da economia e por características específicas individuais de cada firma, como por exemplo a quantidade de treinamento específico que seus trabalhadores recebem — além do impacto imediato sobre a rotatividade que pode ser causado por uma mudança na tecnologia de produção, se essa mudança implicar substituição de empregados. A Seção 3 deste artigo discute cada um desses efeitos, apontando ainda os possíveis impactos que a abertura comercial — via reestruturação produtiva — pode ter causado sobre a rotatividade da mão-de-obra.

Na Seção 4, apresenta-se a descrição dos dados que foram utilizados, esclarecendo os procedimentos adotados para a organização da base de dados e construção dos indicadores necessários. Na Seção 5 é feita a apresentação do modelo econométrico que foi estimado. Por fim, nas Seções 6 e 7, são colocados, respectivamente, os resultados e as conclusões.

2 O MOVIMENTO SIMULTÂNEO DE ENTRADA E SAÍDA DE EMPREGADOS DAS FIRMAS (OU *CHURNING* DAS FIRMAS): CONCEITO E MEDIDA

A rotatividade da mão-de-obra da firma i , no período de tempo t , pode ser medida pelo cálculo da seguinte razão:

$$R_{it} = \frac{[\min(a_{it}, d_{it})]}{[(Lc_{it} + Lf_{it})/2]} \quad (1)$$

onde a_{it} corresponde ao número de admissões ocorridas na firma i , no período t ; d_{it} corresponde ao número de desligamentos ocorridos na firma i , no período t ; Lc_{it} corresponde ao total da força de trabalho da firma i , no começo do período t ; e Lf_{it} corresponde ao total da força de trabalho da firma i , no final do período t . Assim sendo, o denominador da razão descrita anteriormente corresponde ao tamanho médio da força de trabalho da firma i , no período t .

Vale notar que a rotatividade da mão-de-obra de uma firma é muitas vezes definida como a soma de a_{it} e d_{it} dividida pelo tamanho médio da força de trabalho no período. Adotando-se essa definição, porém, aumentos e quedas da força de

trabalho da firma seriam contabilizados como rotatividade. Já na definição alternativa anteriormente colocada, e que foi adotada neste estudo, isso não ocorre.

Como exemplo, digamos que uma determinada firma tenha, em média, no período t , um total de 100 empregados. Digamos ainda que, ao longo do período t , 20 trabalhadores tenham sido admitidos e 30 tenham saído da firma (por iniciativa própria ou dispensados). A rotatividade dessa firma no período t seria, portanto, segundo a definição adotada neste estudo, igual a 20/100 (ou 0,20). É o total de 20 contratados que entra no numerador para o cálculo do índice, e não o total de 30 que saíram. Isso ocorre porque o índice deve levar em conta apenas a quantidade de trabalhadores que foi substituída no período. Por esse motivo, o número total de contratados só é considerado, ao medir a rotatividade, se um número pelo menos equivalente de trabalhadores sair da firma, e vice-versa.

A escolha do período de tempo em que o índice de rotatividade da mão-de-obra é calculado tem implicações sobre o resultado do cômputo. Se o período de tempo considerado for muito curto, variações cíclicas (ou mesmo sazonais) da demanda por trabalho da firma não influenciarão o índice de rotatividade da mão-de-obra desta.

Por fim, é importante notar que o conceito subjacente ao índice de rotatividade da mão-de-obra da firma, adotado neste estudo, é o de movimento de entrada e saída de trabalhadores dela, enquanto ela mantém a sua força de trabalho. O mesmo conceito poderia ser usado para a rotatividade da mão-de-obra da economia como um todo. A medida correspondente seria o mínimo entre o total de admissões e o total de desligamentos ocorridos na economia num período, dividido pelo número médio de empregados nesse período.⁶ É fácil ver que, nesse caso, a medida incluiria não só a rotatividade de cada firma, definida conforme a equação (1), mas também a ocorrência simultânea de aumento e queda do número de empregados em diferentes firmas. Se, num grupo de firmas, ocorrem apenas desligamentos de empregados num período de tempo, e simultaneamente, nas demais firmas, ocorrem apenas admissões, esse movimento de criação e destruição de empregos em diferentes firmas é contabilizado como rotatividade da mão-de-obra na economia. De fato esse acontecimento corresponde a um movimento simultâneo de entrada e saída de trabalhadores dos empregos, enquanto o nível de emprego da economia se mantém. Porém, nesse exemplo, não houve substituição de empregados em nenhuma firma.

6. A medida de rotatividade da mão-de-obra (*labor turnover rate*) mais comumente encontrada na literatura usa a soma das admissões e separações no numerador. Na Tabela 4, da Seção 4, deste artigo, é essa a medida de rotatividade que é apresentada, pois dessa maneira foi possível fazer comparações com outros trabalhos empíricos.

Assim, o estudo da criação e destruição de empregos, em diferentes firmas, faz parte do estudo da rotatividade da mão-de-obra da economia — sendo a criação (destruição) de empregos de uma firma, num período de tempo, medida pela expansão (queda) do número de empregados dessa firma nesse período de tempo. Este estudo, porém, centraliza sua atenção naquela parte da rotatividade da mão-de-obra provocada pela entrada e saída simultânea de trabalhadores de cada firma.

Uma vez que a equação (1) define uma medida de rotatividade relacionada a uma certa firma num período de tempo, é possível calcular, para cada período de tempo, a média ponderada dessas medidas, que podemos denotar por \bar{R}_t . A ponderação poderia ser feita utilizando-se o número médio de empregados de cada firma, em cada período, como peso para cada uma. Mas é fácil ver que:

$$\bar{R}_t = \frac{\sum_i [(Lc_{it} + Lf_{it})/2] R_{it}}{\bar{L}_t} = \frac{\sum_i \min[a_{it}, d_{it}]}{\bar{L}_t} \quad (2)$$

sendo \bar{L}_t o número médio de empregados da economia no período t .

Uma medida bastante conhecida na literatura internacional, denominada *churning rate*, corresponde exatamente ao dobro da medida citada. Isto é, o *churning* corresponde exatamente ao dobro da média ponderada dos índices R_{it} de um certo período. Logo, o *churning* é uma medida do nível médio de rotatividade das firmas num certo período de tempo, quando a rotatividade de cada firma é definida pela equação (1).

Para compreender essa relação entre o *churning* e as equações (1) e (2) são necessários alguns passos.

A taxa de criação total de emprego da economia num período t , ou JC_t , é dada por:

$$JC_t = \frac{\sum_i (Lf_{it} - Lc_{it})}{\bar{L}_t}, \text{ para qualquer } i, \text{ tal que } Lf_{it} > Lc_{it} \quad (3)$$

enquanto a taxa de destruição total de emprego da economia nesse período, ou JD_t , seria:

$$JD_t = \frac{\sum_i |(Lf_{it} - Lc_{it})|}{\bar{L}_t} = \frac{\sum_i -(Lf_{it} - Lc_{it})}{\bar{L}_t}, \text{ para qualquer } i, \text{ tal que } Lf_{it} < Lc_{it} \quad (4)$$

Para facilitar a notação, vamos separar as empresas em dois grupos: o conjunto das empresas criadoras de emprego ($Lf_{it} > Lc_{it}$), o qual denominaremos conjunto 'C' e o conjunto das empresas destruidoras de emprego ($Lf_{it} < Lc_{it}$), o qual denominaremos conjunto 'D'.

Por definição, $(Lf_{it} - Lc_{it}) = (a_{it} - d_{it})$.⁷ Além disso, vale notar que $(JC_t - JD_t)$ corresponde à taxa de variação do nível geral de emprego no período t (*net employment growth*), que podemos denotar por ΔL_t .

A taxa de *churning* da mão-de-obra de uma economia no período t é definida como:

$$CH_t = \frac{\sum_i (a_{it} + d_{it})}{\bar{L}_t} - (JC_t + JD_t) \quad (5)$$

Sendo assim temos:

$$\begin{aligned} CH_t &= \frac{\sum_i (a_{it} + d_{it})}{\bar{L}_t} - (JC_t + JD_t) = \\ &= \frac{\sum_i (a_{it} + d_{it})}{\bar{L}_t} - \left(\frac{\sum_{i \in C} (a_{it} - d_{it}) + \sum_{i \in D} -(a_{it} - d_{it})}{\bar{L}_t} \right) \end{aligned}$$

7. Para que essa igualdade seja verdadeira, é preciso incluir entre os desligamentos (d_{it}) aqueles decorrentes de aposentadoria ou morte do empregado.

Logo:

$$CH_t = \left(\frac{\sum_{i \in C} 2d_{it} + \sum_{i \in D} 2a_{it}}{\bar{L}_t} \right) = 2 \frac{\sum_i \min[a_{it}, d_{it}]}{\bar{L}_t} = 2\bar{R}_t \quad (6)$$

Uma vez que a taxa de *churning* da mão-de-obra em t é o dobro da média ponderada dos índices R_{it} de cada firma num certo período, muitas vezes usamos neste artigo o termo “*churning* da firma i ” para nos referirmos ao índice R_{it} da firma i no período t , definido conforme a equação (1).

3 TEORIA ECONÔMICA E A ROTATIVIDADE

Esta seção expõe alguns desenvolvimentos da teoria econômica que contribuem para explicar o *churning* da mão-de-obra das empresas.

3.1 Rotatividade e desemprego

Alguns modelos de procura por emprego, realizada por indivíduos já empregados (*on-the-job search models*), assumem que os indivíduos empregados têm a opção de se demitir para exercer só a atividade de procura por emprego (*unemployed job search*). Dependendo das condições da demanda por trabalho, o retorno líquido esperado da atividade de procura pode ser suficientemente alto a ponto de valer a pena deixar um emprego previamente aceito [ver, por exemplo, Barron e McCafferty (1977) e Ehrenberg e Smith (2000, Cap. 10)]. Nesses modelos, a taxa de vagas de emprego disponíveis no mercado de trabalho é exógena, gerando o resultado de que um aumento do nível de demanda por trabalho aumenta a proporção de indivíduos que se dedicam exclusiva, ou parcialmente, à atividade de procurar emprego, aumentando a taxa total de demissões voluntárias. Com isso, esses modelos prevêem uma relação negativa entre a taxa de desemprego e a proporção de demissões voluntárias ocorridas em virtude da decisão dos trabalhadores de sair de um emprego para procurar por outro.

Ehrenberg e Smith (2000) sintetizam esse resultado, destacando a previsão teórica de que “os trabalhadores terão mais possibilidades de saída quando for relativamente mais fácil para eles obter um emprego de forma mais rápida”. Assim, quando os mercados são *rígid*os (os empregos são mais abundantes com relação aos que buscam), poderíamos esperar que a taxa de saída fosse mais alta do que quando esses mercados fossem *folgado*s (poucos empregos à disposição e muitos trabalhadores sendo demitidos). Essa previsão é confirmada em estudos empíricos, sendo a taxa de desemprego a medida da rigidez utilizada.⁸

8. Ver, por exemplo, estudos com dados em *cross-section* como os de Parsons (1973); Mincer (1988); e Chahad, Orellano e Picchetti (2001). Com dados de série de tempo, ver ainda Parsons (1977).

Vale ressaltar que a relação inversa entre taxa de desemprego e taxa de demissões voluntárias gera uma relação inversa entre o *churning* da mão-de-obra de cada firma (definido na seção anterior) e a taxa de desemprego. O que ocorre é que, com o aumento da taxa de demissões voluntárias, aumenta também o número de contratações que as firmas precisam realizar, gerando-se assim a maior concorrência entre as firmas pelos trabalhadores disponíveis, e um movimento simultâneo de entrada e saída de trabalhadores de cada firma.

3.2 Diferenças de nível de rotatividade entre firmas

Um dos principais determinantes da probabilidade de quebra de uma relação de emprego é a quantidade de treinamento específico recebida pelo trabalhador — sendo este definido como aquele tipo de treinamento que aumenta a produtividade do trabalhador apenas na firma na qual ocorreu o treinamento. Essa relação foi apontada, originalmente, por Becker (1962), que chamou a atenção para o fato de que os custos e o retorno do investimento em treinamento específico deveriam ser divididos entre o empregado e o empregador, de modo a garantir a ambas as partes a continuidade da relação de emprego.⁹ Becker conclui que há, portanto, uma relação inversa entre investimento em treinamento específico e probabilidade de rompimento de uma relação de emprego.

Estudos empíricos posteriores mostraram que existe uma correlação positiva entre treinamento geral e específico.¹⁰ Isso gera expressivas diferenças entre firmas com relação à probabilidade média de rompimento das relações de emprego, uma vez que as firmas utilizam diferentes tecnologias de produção, que diferem muito com relação à quantidade média de treinamento requerida dos trabalhadores.

A idéia de garantir a estabilidade das relações de emprego, que envolvem investimento em treinamento específico, está na base de muitas teorias sobre o mercado de trabalho relacionadas ao estudo da rotatividade da mão-de-obra. Tais teorias admitem ações das firmas no sentido de evitar demissões voluntárias, uma vez que esse comportamento por parte dos trabalhadores é custoso. No que se refere à teoria econômica ortodoxa, pode-se destacar um tipo de modelo que segue a linha dos modelos de salário-eficiência e que é conhecido como “modelo de rotatividade da mão-de-obra de salário-eficiência” (*labor turnover efficiency wage model*) — sendo Stiglitz (1974) e Salop (1979) os primeiros autores a desenvolvê-lo. A idéia básica do modelo é que as firmas usam o salário como instrumento para

9. Tal divisão de custos não é simples, tendo os estudiosos da área de economia institucional desenvolvido teorias a respeito dos arranjos contratuais e organizacionais resultantes da necessidade de garantir a estabilidade das relações de emprego, que envolvem a aquisição de habilidades específicas.

10. Mincer (1988) apresenta trabalho empírico cujos resultados indicam um efeito negativo do treinamento no trabalho sobre a rotatividade. Para o autor, esse resultado se explica pela correlação positiva entre os componentes geral e específico (com relação à firma) do treinamento no trabalho.

reduzir a probabilidade de demissão voluntária dos empregados, uma vez que os trabalhadores tendem a ser mais relutantes em deixar um emprego, quanto maior for o salário recebido relativamente ao salário que receberiam em outras firmas.

Dentre os desenvolvimentos da teoria econômica heterodoxa, destaca-se a teoria dos mercados internos de trabalho.¹¹ Esta defende a idéia de que o mecanismo usado por algumas firmas (tipicamente grandes firmas que utilizam tecnologias avançadas de produção) para evitar demissões voluntárias consiste na adoção de um grupo de regras extremamente valorizadas pelos trabalhadores — que incluem a estabilidade de emprego e a oportunidade de ascensão dentro da firma.¹² Mais recentemente, pode-se destacar alguns desenvolvimentos da chamada *economia dos custos de transação*. Williamson (1985, p. 245-247), por exemplo, também admite que as firmas podem adotar regras valorizadas pelos trabalhadores (incluindo regras que proporcionam mais estabilidade de emprego), com o objetivo de evitar demissões voluntárias e economizar custos — nos casos onde as relações de emprego envolvem a aquisição de habilidades específicas e em que a observação exata da produtividade individual de cada trabalhador, por parte da firma, não é possível.

Nos diferentes desenvolvimentos teóricos que tratam do assunto, observa-se unanimidade em torno da idéia de que, quanto maior for o nível de investimento em treinamento específico de uma firma, maior deverá ser a estabilidade das relações de emprego desta. Isso gera diferenças de nível de rotatividade da mão-de-obra entre setores de atividade econômica, já que os diferentes setores da economia utilizam diferentes tecnologias de produção.

A rotatividade também pode ser explicada por teorias de revelação de produtividade *ex post* [ver, a esse respeito, Burgess, Lane e Stevens (2000)]. Num ambiente de informação assimétrica entre trabalhadores e empregadores a respeito da produtividade do trabalhador, o empregador precisa empregar o trabalhador para conhecer sua produtividade; se esta for menor que a esperada, o empregador irá substituí-lo. Como enfatizado em Burgess, Lane e Stevens (2000), esse tipo de comportamento, que prevê substituição de alguns trabalhadores, faz parte da política de contratações de uma empresa. Se o custo de substituição para a empresa é pequeno, vale mais a pena para esta não investir muito no processo de seleção e avaliar o *matching ex post*.

11. Desenvolvida originalmente por Doeringer e Piore (1971).

12. Especificamente, podemos citar a teoria de torneios [Lazear e Rosen (1981)]. Essa teoria modela esquemas de compensação salarial dentro das firmas baseados nas promoções. Os trabalhadores estão “ranqueados” dentro da firma e sempre há a possibilidade de crescer nesse *ranking*, sendo que os ganhadores desses “torneios” obtêm significativos ganhos salariais. A idéia é que a possibilidade de ascensão motiva os trabalhadores a permanecer na firma, diminuindo o *churning*.

3.3 *Churning* da mão-de-obra da firma e mudança tecnológica

Uma mudança na tecnologia de produção de uma firma pode provocar a necessidade de criação e destruição simultânea de empregos nessa firma. Um avanço na tecnologia de produção pode, por exemplo, tornar desnecessário o trabalho de alguns empregados, ocasionando suas demissões. Ao mesmo tempo, pode gerar a necessidade de contratação de novos funcionários que possuam um nível de educação formal e de qualificação mais apropriado para lidar com a nova tecnologia. No momento em que esse movimento acontece, ele gera, *caeteris paribus*, um aumento do *churning* da mão-de-obra da firma.

A mudança tecnológica pode, entretanto, gerar um efeito posterior oposto ao efeito provocado pela necessidade imediata de substituir trabalhadores. Ocorre que um avanço na tecnologia de produção — que, em geral, vem acompanhado da introdução de novas máquinas e equipamentos e muitas vezes da introdução de novas técnicas de gestão — exige trabalhadores, em média, mais qualificados. Estes deverão, a princípio, acumular um maior nível de habilidades, tanto gerais quanto específicas, de acordo com os argumentos e resultados destacados na seção anterior. Assim sendo, seguindo-se o mesmo raciocínio então apresentado, conclui-se que o avanço tecnológico ocorrido num certo momento pode provocar uma queda da rotatividade da mão-de-obra no período seguinte.

Essa relação traz à tona duas perguntas a respeito das conseqüências que a reestruturação da produção — que muitos autores acreditam ter ocorrido na indústria brasileira na década de 1990 [sobre o assunto, ver, por exemplo, Bonelli e Fonseca (1998); Rossi Jr. e Ferreira (1999); e Sabóia e Carvalho (1997)] — pode ter tido sobre a rotatividade da mão-de-obra. A primeira pergunta é se essa reestruturação teve conseqüências imediatas, no sentido de aumentar a rotatividade da mão-de-obra, provocando a substituição de trabalhadores menos qualificados por trabalhadores mais qualificados em algumas firmas, além da realocação de trabalhadores entre firmas. A segunda pergunta é se essa reestruturação, presumidamente caracterizada pelo avanço tecnológico, teve conseqüências na redução da rotatividade da mão-de-obra das firmas, após o período inicial de mudança na tecnologia de produção. O estudo empírico apresentado neste artigo procura contribuir para elucidar essas perguntas.

4 OS DADOS

Para a construção do índice de rotatividade de cada firma (ou *churning* da firma), definido de acordo com a equação (1), apresentada na Seção 2, foram utilizados dados da Rais, para o setor industrial, desagregados por firma (microdados) — sendo que a raiz do Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica (CNPJ) (números antes da barra) foi usada para identificar cada firma. Essas informações dizem respeito ao total de empregados com carteira de trabalho assinada, incluindo funcionários

públicos. Porém, neste estudo, foram considerados apenas os trabalhadores com contrato de trabalho regido pela Consolidação das Leis do Trabalho (CLT). Apesar da possibilidade de calcular índices mensais de rotatividade da mão-de-obra a partir das informações disponíveis, a opção adotada neste trabalho foi a de calcular índices anuais. Dessa forma, conforme apontado na Seção 2, oscilações da demanda por trabalho de cada firma, ocorridas dentro do intervalo de um ano (como as oscilações sazonais), são contabilizadas como *churning* da mão-de-obra da firma.

Foi possível obter os microdados para os anos de 1990 até 1998. Porém, para o cálculo do índice de rotatividade de cada firma e de outras medidas apresentadas na Seção 2, é necessário saber o nível médio de emprego de cada firma em cada ano, e não apenas o nível de emprego no final do ano. Assim sendo, o período de análise deste trabalho é 1991-1998.

Foram calculadas também medidas relacionadas ao fluxo de empregos, como a criação e a destruição anual de emprego em cada firma. Foram realizados dois ajustes para o cômputo das medidas desejadas. Em primeiro lugar, há firmas cujos dados apresentam uma interrupção no tempo, sendo que não há nenhuma informação sobre as razões dessas interrupções (interrupção real de atividades ou simples interrupção na entrega dos formulários da Rais). Sendo assim, para aquelas interrupções que duraram mais do que dois anos, considerou-se que a firma destruiu empregos e os criou posteriormente. Porém, aquelas interrupções que duraram menos de dois anos foram consideradas erros e, portanto, as firmas cujos dados apresentaram esse tipo de interrupção foram retiradas da amostra. Esse procedimento foi o mesmo adotado em Corseuil *et alii* (2002), o qual foi recomendado pela equipe técnica do Ministério do Trabalho.

Em segundo, há casos em que as informações sobre criação e destruição de emprego (fluxo de empregos) não são consistentes com as informações sobre as admissões e desligamentos ocorridos em cada ano (fluxo de trabalhadores). Nesses casos, confiou-se na informação sobre o estoque de trabalhadores das firmas ao final de cada ano. O fluxo de trabalhadores foi então corrigido com base nos dados de estoque, somando-se o resíduo, adequadamente, às admissões ou aos desligamentos. Mais uma vez, o procedimento adotado foi o mesmo usado em Corseuil *et alii* (2002b). Neste estudo, porém, optou-se por excluir as firmas para as quais os erros eram muito grandes (acima de 20% do emprego médio da firma no período).

A Tabela 1 mostra o balanceamento do painel de dados com o qual foi realizado esse trabalho empírico, indicando um alto índice de mortalidade de firmas, já que a maioria das firmas da amostra permaneceu em atividade ininterrupta por menos de quatro anos.

TABELA 1
BALANCEAMENTO DO PAINEL

Frequência	1	2	3	4	5	6	7	8	Total
Número de firmas	10.224	6.275	4.196	1.892	1.481	883	681	3.414	29.046

A Tabela 2 apresenta informações sobre o tamanho da amostra, tanto em termos do número de firmas quanto em termos do número médio de empregados em cada ano. Essa tabela indica uma contração da indústria da RMSP no período investigado, com redução tanto do emprego formal quanto do número de firmas. Indica ainda um aumento quase ininterrupto do nível médio de escolaridade dos empregados do setor.

A Tabela 3 apresenta informações sobre os fluxos de emprego da indústria na RMSP no período analisado. Especificamente, são apresentadas as taxas médias anuais de criação, de destruição, de variação líquida, de realocação e de excesso de realocação de emprego. As taxas foram obtidas dividindo-se os fluxos correspondentes pelo número médio de empregados entre o final do ano anterior e do ano em questão.

Em média, 12% de novos empregos foram criados, em relação ao número médio de pessoas ocupadas, entre 1991 e 1998. Para esse mesmo período, a taxa média de destruição foi significativamente maior (21%), indicando, mais uma vez, a redução do emprego formal na indústria paulista na década de 1990. Os resultados obtidos para as taxas de criação e destruição, sem inclusão de nascimentos e falências, respectivamente, podem ser comparados aos obtidos em Pazello, Bivar e Gonzaga (2000).¹³ Nesse artigo, os autores encontraram que a taxa de criação média no período 1992-1995, para a indústria brasileira, foi de 9,76% e a de destruição de 14,43%. Para o mesmo subperíodo, os valores correspondentes estimados nesse trabalho foram de 8,1% e 12,4%, ou seja, resultados bastante próximos ao do referido artigo.

TABELA 2
TAMANHO DA AMOSTRA, NÍVEL MÉDIO DE EMPREGO E NÍVEL MÉDIO DE ESCOLARIDADE NA RMSP — 1991-1998

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Número de firmas	13.963	11.645	10.651	9.894	10.464	10.025	10.524	10.546
Emprego total	374.477	330.893	300.068	281.035	269.371	242.449	216.407	194.853
Escolaridade média	6,21	6,36	6,46	6,59	6,65	6,74	7,11	7,37

13. Estes autores utilizam os dados da Pesquisa Industrial Anual (PIA) do IBGE e, portanto, focam apenas o setor industrial; no entanto, esses autores também focam a indústria brasileira, enquanto aqui a análise está centrada na indústria da RMSP.

TABELA 3
FLUXOS DE EMPREGO NA RMSP — 1991-1998

Anos	Taxa de criação ^a	Taxa de nascimentos ^b	Taxa de criação total ^c	Taxa de destruição ^d	Taxa de falências ^e	Taxa de destruição total ^f	Taxa de variação ^g	Taxa de realocação ^h	Taxa de excesso de realocação ⁱ
1991	0,0778	0,0183	0,0960	0,1224	0,0929	0,2153	-0,1193	0,3113	0,1921
1992	0,0511	0,0165	0,0676	0,1762	0,0621	0,2384	-0,1708	0,3059	0,1351
1993	0,0959	0,0242	0,1201	0,0858	0,0568	0,1426	-0,0225	0,2626	0,2402
1994	0,1105	0,0391	0,1496	0,0807	0,1122	0,1929	-0,0432	0,3425	0,2992
1995	0,0671	0,0365	0,1035	0,1539	0,0562	0,2100	-0,1065	0,3135	0,2070
1996	0,0784	0,0441	0,1225	0,1644	0,0603	0,2248	-0,1022	0,3473	0,2451
1997	0,0781	0,0706	0,1487	0,1856	0,0678	0,2535	-0,1048	0,4022	0,2974
1998	0,0920	0,1076	0,1996	0,1513	0,0997	0,2510	-0,0514	0,4505	0,3991
Média	0,0805	0,0395	0,1200	0,1374	0,0759	0,2133	-0,0933	0,3333	0,2399

Nota: Tabela semelhante a esta é apresentada em Corseuil *et alii* (2002b), porém com dados relativos ao Brasil como um todo e a todos os setores. Ainda assim, as taxas calculadas neste estudo são bastante próximas às calculadas por esses autores.

^a Criação = somatório das criações de emprego ocorridas em firmas que já existiam no ano anterior.

^b Nascimentos = somatório dos empregos criados pelas firmas que nasceram no ano em questão.

^c Criação total = criação + nascimentos.

^d Destruição = somatório das destruições de emprego ocorridas em firmas que não faliram no ano em questão.

^e Falências = somatório dos empregos destruídos por firmas que faliram no ano em questão.

^f Destruição total = destruição + falências.

^g Variação = variação do total de empregos entre o ano anterior e o ano em questão.

^h Realocação = criação total + destruição total.

ⁱ Excesso de realocação = realocação - valor absoluto da variação.

Relativamente a outros países, a taxa de realocação de emprego da indústria paulista é bastante elevada. Na indústria americana, por exemplo, no período entre 1973 e 1993, a taxa média anual de realocação foi de 19%. No Canadá, também para a indústria, entre 1974 e 1992, a taxa de realocação foi de 22%. Na França, foi de 21%, entre 1985 e 1991. Dentre os vários países listados em Davis e Haltiwanger (1999), a Nova Zelândia é o único que apresenta taxas superiores à paulista - 35,5%. Mas neste último caso os dados cobriram todo o setor privado no período 1987-1992, e não apenas a indústria. Vale ressaltar que essas comparações devem levar em consideração dois aspectos: os períodos observados são distintos e as unidades de investigação são diferentes (estabelecimento, nos dados internacionais, *versus* firma, neste estudo).

A *realocação de emprego* corresponde à soma da criação e da destruição total de empregos. Inclui, portanto, aumentos e quedas do número de empregos ocorridos em cada período. Já o *excesso de realocação de emprego* corresponde à *realocação de emprego* menos o valor absoluto da variação do nível de emprego, o que equivale ao dobro do valor mínimo entre a criação total e a destruição total de emprego.¹⁴ Toma-se o valor mínimo com o objetivo de desconsiderar aumentos e quedas do número de empregos, considerando-se apenas a quantidade de empregos que foi destruída e recriada no mesmo período — seguindo-se a mesma lógica da medida de rotatividade da firma apresentada na equação (1) da segunda seção.¹⁵

Por fim, a Tabela 4 apresenta (na forma de taxas) informações sobre os fluxos de trabalhadores da indústria na RMSP no período analisado. Ela inclui medidas anuais de *churning* que, como foi colocado na Seção 2, corresponde àquela parte da rotatividade da mão-de-obra da economia que diz respeito à substituição de trabalhadores realizada por cada firma. Os dados revelam que, com exceção do

TABELA 4
FLUXOS DE TRABALHADORES NA RMSP — 1991-1998

Anos	Taxa de contratações	Taxa de desligamentos	Taxa de rotatividade ^a	Taxa de <i>churning</i> ^b	Taxa de <i>churning</i> alternativa ^c
1991	0,5386	0,5511	1,0897	0,7784	0,8896
1992	0,3238	0,4274	0,7512	0,4452	0,5238
1993	0,4184	0,3783	0,7967	0,5340	0,6150
1994	0,4616	0,3895	0,8510	0,5086	0,6599
1995	0,5097	0,5462	1,0559	0,7424	0,8350
1996	0,4021	0,4246	0,8268	0,4795	0,5839
1997	0,4283	0,4189	0,8472	0,4450	0,5834
1998	0,3841	0,3876	0,7717	0,3212	0,5284
Média	0,4374	0,4467	0,8841	0,5508	0,6663

^a Taxa de rotatividade = contratações + desligamentos.

^b Taxa de *churning* = (contratações + desligamentos) – (criação total + destruição total).

^c Taxa de *churning* alternativa = (contratações + desligamentos) – (criação + destruição). Ou seja, nessa medida não são contabilizadas a criação e a destruição resultantes, respectivamente, de nascimentos e mortes de firmas.

14. Essa medida é usada por Davis, Haltiwanger e Schuh (1996). Ela também pode ser calculada subtraindo-se, da realocação de emprego, o valor absoluto da variação do número de empregos. A denominação “excesso de realocação de emprego”, aqui utilizada, é a mesma utilizada em Davis, Haltiwanger e Schuh (1996).

15. Vale ressaltar mais uma vez que o *excesso de realocação de emprego* não leva em consideração a substituição de trabalhadores ocorrida dentro de cada firma, apenas a ocorrência simultânea de aumento e queda do número de empregos em diferentes firmas.

ano de 1998, a taxa de *churning* corresponde a mais da metade do movimento de rotatividade da mão-de-obra formal da indústria paulistana (este definido como a soma das taxas de contratações e desligamentos).

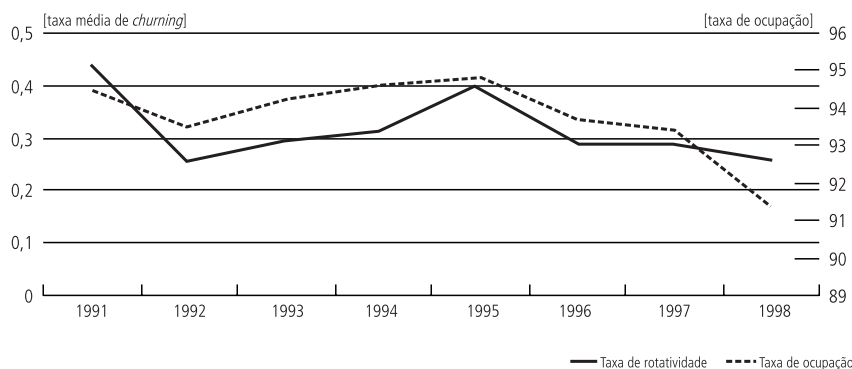
Nessa tabela apresenta-se ainda uma taxa de *churning* “alternativa”. No cálculo desta, em vez de se subtrair, do total de admissões e desligamentos, a soma da criação e da destruição total de emprego, subtrai-se apenas a criação e a destruição de empregos que não correspondem às firmas novas ou falidas. Isso foi feito porque os cálculos anuais de *churning* da mão-de-obra de cada firma que foram realizados neste estudo não permitem que sejam incluídos os anos em que as firmas nascem, nem os anos em que as firmas morrem.

O Gráfico 1 descreve a evolução, no período 1991-1998, da média ponderada do *churning* das firmas industriais e da taxa de ocupação na RMSP.¹⁶ Percebe-se claramente uma evolução parecida dos dois indicadores, o que, a princípio, corrobora a relação inversa prevista pela teoria entre rotatividade e taxa de desemprego.

No Gráfico 2 observa-se a evolução da média ponderada do *churning* das firmas por faixas de tamanho de firma. Esse gráfico revela um nível menor de rotatividade nas firmas maiores, que têm pelo menos 100 empregados. Porém, identifica-se claramente uma diminuição da dispersão dessas taxas entre as faixas de tamanho ao longo do tempo.

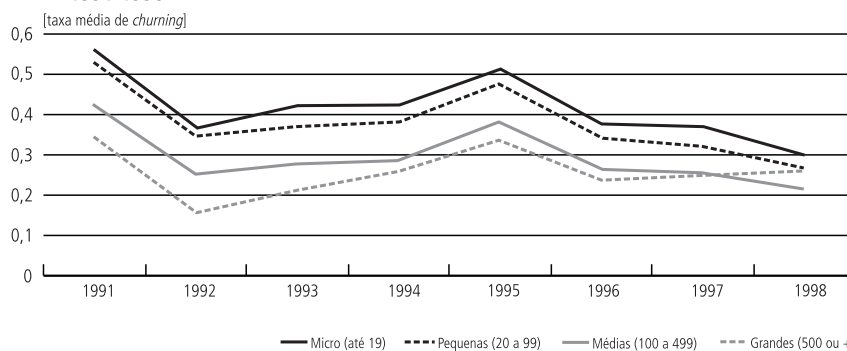
O gráfico também revela que a evolução do *churning* da mão-de-obra das firmas é muito semelhante para as diferentes faixas de tamanho de firma, o que sugere que as mudanças no ambiente macroeconômico afetam a rotatividade de forma bastante semelhante em firmas com características diferentes. Apenas no

GRÁFICO 1
TAXA MÉDIA DE *CHURNING* DAS FIRMAS E TAXA DE OCUPAÇÃO NA RMSP — 1991-1998



16. A taxa de ocupação utilizada no trabalho é a da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE.

GRÁFICO 2
TAXAS MÉDIAS DE *CHURNING* DAS FIRMAS POR FAIXAS DE TAMANHO DE FIRMA NA RMSP
— 1991-1998



final do período, observa-se um descolamento da evolução das taxas de *churning* para empresas de grande porte relativamente às demais empresas. A partir de 1996, o *churning* para as firmas de grande porte cresce continuamente, movimento contrário ao observado para as outras empresas. Tal comportamento explica a inversão das posições em 1998: as taxas de *churning* das grandes empresas ultrapassam as taxas para as empresas de porte médio e se igualam às taxas de empresas pequenas.

Conforme discutido na seção anterior, uma mudança na tecnologia de produção de uma firma pode gerar, de imediato, a necessidade de substituição de alguns trabalhadores por outros com diferente nível de qualificação, afetando-se a rotatividade da mão-de-obra da firma. Ocorre que os dados da Rais permitem que se calcule, para cada ano e em cada firma, uma medida desse movimento, pois contêm informações sobre a escolaridade de cada empregado. Uma medida desse movimento poderia ser chamada de “excesso de realocação de emprego entre faixas de qualificação”, que seria calculada de modo análogo ao excesso de realocação de emprego da economia — medida apresentada na última coluna da Tabela 3. Isto é, o “excesso de realocação de emprego entre faixas de qualificação” (para cada ano, em cada firma) seria igual ao dobro do valor mínimo entre: *a*) a soma das criações de emprego ocorridas em cada faixa de qualificação nessa firma (CFQ_{it}); e *b*) a soma das destruições de emprego ocorridas em cada faixa de qualificação da firma (DFQ_{it}). Para expressar o “excesso de realocação de emprego entre faixas de qualificação” a partir de uma fórmula, convém formalizar primeiramente os conceitos CFQ_{it} e DFQ_{it} .

$$CFQ_{it} = \frac{\sum_j (Lf_{jit} - Lc_{jit})}{\bar{L}_{it}}, \text{ para qualquer } j, \text{ tal que } Lf_{jit} > Lc_{jit}$$

onde $L_{c_{jit}}$ corresponde ao total da força de trabalho da faixa de qualificação j , da firma i , no começo do período t ; e $L_{f_{jit}}$ corresponde ao total da força de trabalho da faixa de qualificação j , da firma i , no final do período t e o \bar{L}_{it} corresponde ao tamanho médio da força de trabalho da firma i , no período t . Analogamente:

$$DFQ_{it} = \frac{\sum_j (L_{f_{jit}} - L_{c_{jit}})}{\bar{L}_{it}}, \text{ para qualquer } j, \text{ tal que } L_{f_{jit}} < L_{c_{jit}}$$

E assim, finalmente, temos que o “excesso de realocação de emprego entre faixas de qualificação” da firma i , no período t , que denotaremos por $ERFQ_{it}$, é dado por:

$$ERFQ_{it} = 2 * \min(CFQ_{it}, DFQ_{it}) \quad (7)$$

Esse indicador capta aquela parte da substituição de empregados da firma que exerceu a função de alterar a distribuição do nível de qualificação dos trabalhadores desta.

Um exemplo simples (supondo-se três faixas de qualificação de empregados) auxilia a compreensão do significado da medida proposta. Considere-se uma firma que, no início do período, tem 100 empregados. As contratações e desligamentos ocorridos no período estão representados no quadro a seguir.

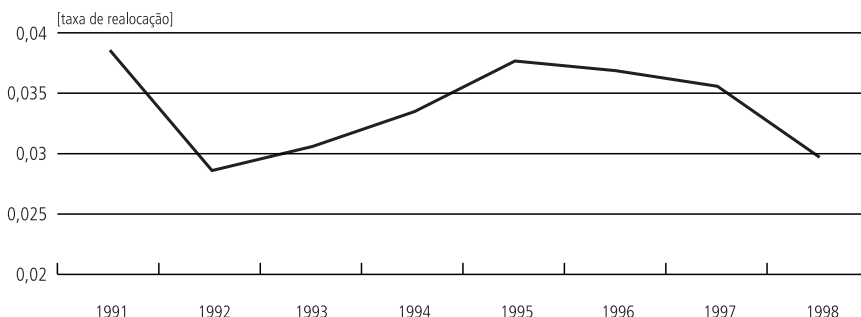
	Faixa de qualificação 1	Faixa de qualificação 2	Faixa de qualificação 3
Contratações	20	10	25
Desligamentos	30	12	15
Criação	0	0	10
Destruição	10	2	0

Para essa firma hipotética, nesse período, a soma das criações de emprego ocorridas em cada faixa de qualificação (CFQ_{it}) é 10 e a soma das destruições de emprego ocorridas em cada faixa (DFQ_{it}) é 12. Uma vez que o número de empregados da firma no final do período é 98, temos que: $ERFQ_{it} = 2 * \frac{10}{(100 + 98)/2} \approx 0,2$.

Isto é, o “excesso de realocação de emprego entre faixas de qualificação” dessa firma foi de aproximadamente 0,2 (tomando-se apenas o valor mínimo entre CFQ_{it} e DFQ_{it} , em vez do dobro desse mínimo, temos um valor de aproximadamente 0,1). Esse valor sugere que, do total do *churning* da mão-de-obra dessa firma, que foi de aproximadamente 0,55 (55/99), apenas 0,1 exerceu o papel de alterar o perfil dos seus empregados em termos de nível de qualificação.

O Gráfico 3 expõe a evolução da média ponderada do “excesso de realocação de emprego entre faixas de qualificação” (dividido por 2). Este revela um crescimento contínuo do movimento de substituição de trabalhadores por outros com diferente nível de qualificação no período 1992-1995. Isso pode ser visto como um indicador de que houve uma intensificação do processo de reestruturação da produção na indústria nesses anos.¹⁷ Contudo, aquilo que mais chama a atenção é que o “excesso de realocação de emprego entre faixas de qualificação” corresponde a uma parte, quase insignificante, do movimento total de substituição de trabalhadores por parte das firmas — o que é facilmente constatado pela comparação dos valores observados no Gráfico 3 com aqueles observados no Gráfico 2. Isto é, a maior parte do *churning* das firmas não exerce a função de modificar o perfil de qualificação dos empregados, pois não altera a distribuição destes em termos de nível de qualificação. Em outras palavras, o “excesso de realocação de emprego entre faixas de qualificação”, que pode ser visto como a parte “funcional” do *churning* da mão-de-obra, é insignificante em relação ao todo.

GRÁFICO 3
TAXA MÉDIA DE EXCESSO DE REALOCAÇÃO DE EMPREGO ENTRE FAIXAS DE QUALIFICAÇÃO
NA RMSP — 1991-1998



17. Não necessariamente esse movimento de substituição de trabalhadores deve-se a uma mudança tecnológica ou a um processo de reestruturação. Nos anos 1990 observou-se um aumento da qualificação dos trabalhadores de um modo geral. Assim, a substituição de trabalhadores menos qualificados por trabalhadores mais qualificados pode ser apenas uma resposta à maior oferta de trabalhadores qualificados.

Extraír a parte “funcional” do *churning* da mão-de-obra é uma forma de controlar aquelas oscilações do *churning* provocadas pela necessidade de reestruturação do perfil da mão-de-obra. Assim sendo, torna-se interessante observar a evolução do *churning* da mão-de-obra das firmas líquidas desse movimento — bastando subtrair, da taxa de *churning* de cada firma, a metade do “excesso de realocação de emprego entre faixas de qualificação” que lhe corresponde. Isto é, a taxa líquida de *churning* da mão-de-obra da firma i , no período t , RL_{it} , é dada por:

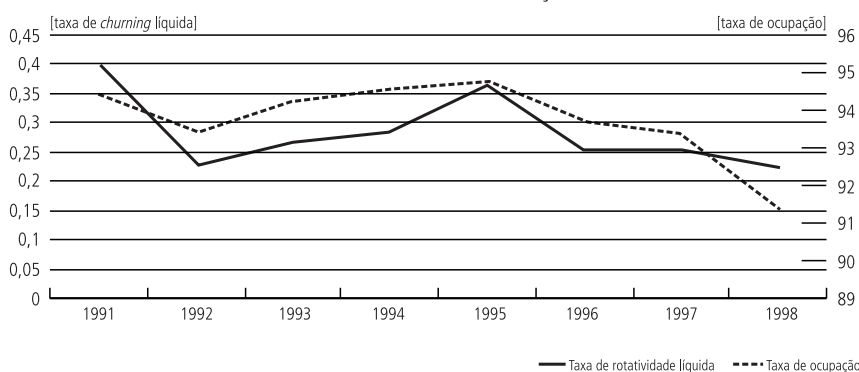
$$RL_{it} = R_{it} - \min(CFQ_{it}, DFQ_{it}) \quad (8)$$

No exemplo simples recém-apresentado, em que a taxa de *churning* total era de 0,55, a taxa líquida de *churning* seria de 0,45, uma vez que 0,1 corresponderia àquela parte que exerceu o papel de alterar o perfil da mão-de-obra em termos de nível de qualificação (metade de $ERFQ_{it}$).

O Gráfico 4 expõe a evolução da média ponderada da taxa “líquida” de *churning* da mão-de-obra das firmas — que pode ser vista como uma parcela “não-funcional” do *churning* — e da taxa de ocupação na RMSP.

A observação desse gráfico sugere que a taxa líquida de *churning* das firmas também apresenta relação positiva com a taxa de ocupação (e negativa com a taxa de desemprego). Conforme já foi destacado, ocorre que a parcela “funcional” do *churning* é realmente muito pequena em comparação com o todo, logo, na prática, a diferença entre a taxa média de *churning* líquida e a taxa média de *churning* “bruta” ou “completa” é visualmente imperceptível.

GRÁFICO 4
TAXA MÉDIA DE *CHURNING* LÍQUIDA E TAXA DE OCUPAÇÃO NA RMSP — 1991-1998



5 O MODELO ESTIMADO

A análise econométrica proposta procura levar em consideração três fenômenos capazes de gerar *churning* da mão-de-obra em cada firma: 1) as demissões voluntárias; 2) o comportamento das firmas de responder às oscilações da demanda pelo produto, com oscilações na demanda por trabalho; e, finalmente, 3) a necessidade imediata de substituir empregados em decorrência de uma mudança na tecnologia de produção.

A estratégia utilizada para tratar o terceiro fenômeno é simples. A substituição de alguns empregados por outros com diferente nível de qualificação, como colocado na seção anterior, necessariamente deve se refletir em uma taxa maior de “*excesso de realocação de emprego* entre faixas de qualificação”. Uma vez que é possível medir essa taxa para cada firma, a estratégia utilizada foi a de subtrair, das taxas de *churning* de cada firma, aquela percentagem que está relacionada à substituição de trabalhadores com diferentes níveis de qualificação, obtendo-se uma taxa de *churning* da mão-de-obra “líquida”, RL_{it} , definida pela equação (8) da seção anterior.¹⁸

Conforme já foi dito, essa taxa mede apenas aquela parcela do *churning* da firma que não provoca alterações na distribuição dos empregados entre as faixas de qualificação. Ao usar a taxa líquida de *churning* como variável dependente, tem-se o objetivo de extrair o efeito imediato que a mudança tecnológica pode ter sobre o *churning* total de cada firma, tornando-se com isso, desnecessário o controle, por outros meios, desse efeito. A taxa “líquida” de *churning* de cada firma RL_{it} será usada como variável dependente nas estimações realizadas.

O tratamento dado aos dois outros fenômenos que geram *churning* da mão-de-obra nas firmas [fenômenos (1) e (2) citados no primeiro parágrafo desta seção] é esclarecido na Subseção 5.1.

5.1 Especificação da equação estimada

Como a variável dependente utilizada nas estimações é a taxa “líquida” de *churning* da mão-de-obra de cada firma em cada ano, RL_{it} , assume-se que dois fenômenos influenciam essa variável dependente: as demissões voluntárias e o comportamento das firmas de responder às oscilações da demanda pelo produto com oscilações na demanda por trabalho.

No que se refere às demissões voluntárias, uma importante variável de controle é a taxa de desemprego. A relação inversa, prevista pela teoria econômica, entre a rotatividade da mão-de-obra e a taxa de desemprego foi destacada na Seção 3

18. Cinco faixas de nível de qualificação foram usadas no cálculo de RL_{it} : analfabetos, primário (incompleto ou completo), ginásio (incompleto ou completo), colegial (incompleto ou completo) e superior (incompleto ou completo).

deste artigo. Além disso, os Gráficos 1 e 4 sugerem que essa relação inversa realmente ocorre. A taxa de desemprego aberto é, portanto, uma variável exógena que afeta a taxa de rotatividade da mão-de-obra das firmas através de seu impacto sobre a decisão individual de cada trabalhador de se demitir voluntariamente.¹⁹ Em outras palavras, é prevista uma relação inversa entre demissões voluntárias e taxa de desemprego, dado que os trabalhadores terão mais possibilidades de saída de um emprego quando for relativamente mais fácil para eles obterem rapidamente outro emprego.

No modelo estimado neste estudo, duas variáveis serão incluídas para controlar esse efeito: a taxa de desemprego aberto e o nível de emprego formal no setor industrial (que é o setor aqui analisado). O objetivo de incluir esta última é levar em conta a seguinte possibilidade: um aumento da demanda por trabalho ocorrido, especificamente, no setor em que um indivíduo está empregado pode aumentar a sua probabilidade de demissão voluntária, mesmo não havendo aumento equivalente da demanda por trabalho como um todo. Ocorre que os empregados da indústria devem adquirir habilidades que, mesmo não sendo específicas com relação à firma em que trabalharam, podem ser específicas com relação ao setor. Assim sendo, um aumento da demanda por trabalho na indústria pode aumentar a competição das firmas desse setor por trabalhadores já experientes nesse mesmo setor.

Um problema inevitável do estudo proposto é que, com a inclusão da variável desemprego (e emprego formal na indústria), não é possível incluir *dummies* de ano na equação a ser estimada, pois isso gera um problema de identificação. Assim, choques agregados, de um modo geral, são inevitavelmente representados pelas variáveis *desemprego* e *emprego formal industrial*, as quais apresentam variação apenas ao longo do tempo e não entre firmas.

Por fim, conforme discutido na Seção 3, espera-se também que a modernização da tecnologia de produção de uma firma leve a uma redução do nível médio de rotatividade da mão-de-obra desta (passado o momento de reestruturação). O argumento, já discutido, é que maior sofisticação tecnológica implica maior aquisição de habilidades, tanto gerais quanto específicas, por parte dos empregados, aumentando-se para ambas as partes (empregados e empregadores) os custos do rompimento de um contrato de trabalho. Com isso, além de menor taxa de demissões voluntárias, firmas que necessitam de mão-de-obra qualificada e treinada são menos propensas a demitir trabalhadores em casos de queda não permanente (por exemplo sazonal) da demanda por seu produto.

A informação disponível que serve como medida do grau de sofisticação tecnológica da produção em cada firma é o nível médio de educação formal de

19. A investigação empírica apresentada por Mincer (1988) é um exemplo de estudo que assume essa hipótese. Esse autor investiga os determinantes da rotatividade de cada trabalhador e usa a taxa de desemprego como variável de controle.

seus trabalhadores em cada ano.²⁰ Assim sendo, o modelo estimado pressupõe que um maior nível médio de educação formal dos trabalhadores de uma firma, em um determinado ano, deve implicar um menor nível médio de *churning* da mão-de-obra dessa firma no ano seguinte. Vale frisar que o efeito testado é o do nível médio de educação formal dos trabalhadores em um certo ano sobre o nível de *churning* no ano seguinte. Logo, no modelo, o nível médio de educação formal é determinado previamente.

Foi estimada a seguinte equação:

$$RL_{it} = \beta_1 desemp_t + \beta_2 (\ln) empr_ind_t + \beta_3 educ_med_{it-1} + c_i + u_{it} \quad (9)$$

onde, RL_{it} é a taxa líquida de *churning* da mão-de-obra da firma i , no ano t , definida pela equação (8); $desemp_t$ é a taxa de desemprego aberto da RMSP no ano t ; $(\ln) empr_ind_t$ é o logaritmo do nível de emprego formal da indústria no Estado de São Paulo no ano t ;²¹ e $educ_med_{it-1}$ é a média do número de anos de estudo dos empregados da firma i no ano $t-1$. O modelo econométrico de painel considera também a presença de uma característica individual de cada firma que não é observada (denotada por c_i), é constante no tempo e também é relevante na explicação da taxa de *churning* da firma. Exemplos de características desse tipo são: a amplitude de oscilação sazonal da demanda pelo produto da firma ou a forma de gestão dos recursos humanos, que pode ou não privilegiar a estabilidade das relações de emprego. Burgess, Lane e Stevens (2000) enfatizam a importância do efeito individual das firmas sobre o *churning*. Segundo as estimativas desses autores, o efeito fixo da firma explica mais da metade da taxa de *churning* observada nelas.

Nas estimativas utilizou-se o modelo de efeito fixo, pois o teste de Hausman sugere, na maioria dos modelos estimados, que o modelo de efeitos aleatórios gera estimativas viesadas dos parâmetros. Isso significa que há uma característica individual (específica de cada firma) que não é observada e que é correlacionada com outra variável explicativa. Como exemplo, é bem possível que a forma de gestão de uma firma seja relacionada ao nível médio de educação dos empregados desta. A *transformação de efeito fixo* elimina c_i , excluindo o viés de omissão. Com a transformação, passa-se a considerar apenas a evolução das variáveis ao longo do tempo

20. Vale notar que apesar de o tamanho médio das firmas (medido pelo número de empregados) ser uma variável que, a princípio, determina diferenças de nível de rotatividade entre setores, ela não foi usada como sinalizador de mudança tecnológica ao longo do tempo por motivos que serão compreendidos na Seção 6.

21. Essa variável foi calculada usando-se os dados de emprego industrial para o Estado de São Paulo da PIA do IBGE e as informações sobre distribuição dos assalariados com e sem carteira assinada fornecidas pela *Pesquisa de Emprego e Desemprego* (PED) da Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade).

(*within estimator*). Isso não prejudica a análise que se deseja realizar, cujo objetivo é avaliar como o *churning* evoluiu no tempo, dada a evolução das variáveis explicativas.

6 RESULTADOS

Antes de iniciar a exposição dos resultados, convém apontar uma característica da variável dependente utilizada nas estimações realizadas (a taxa líquida de *churning* da mão-de-obra). Essa taxa apresenta variância muito elevada para as firmas de pequeno porte, mas essa variância diminui à medida que o tamanho das firmas aumenta. Essa característica pode ser visualizada na Tabela 5.

Como solução para esse problema, foi adotada a estratégia de separar as firmas nas categorias de microempresas (até 19 empregados); pequenas empresas (entre 20 e 99 empregados); médias empresas (entre 100 e 499 empregados); e grandes empresas (acima de 500 empregados). Para classificar a firma nas faixas de tamanho, nesse caso, utilizou-se a medida do tamanho médio de longo-prazo. Essa medida define o tamanho da firma levando-se em conta todas as suas observações no período.

TABELA 5
DESVIO-PADRÃO DA TAXA LÍQUIDA DE *CHURNING* DA MÃO-DE-OBRA POR FAIXAS DE TAMANHO — 1991-1998

Faixas de tamanho ^a	Desvio-padrão da taxa líquida de <i>churning</i> (RL_{it})
Até 4 empregados	1,1148
Entre 5 e 9	0,4129
10 e 19	0,3765
20 e 29	0,3107
30 e 39	0,4002
40 e 49	0,2776
50 e 99	0,2533
100 e 199	0,2383
200 e 299	0,2077
300 e 399	0,1689
400 e 499	0,1675
500 ou +	0,1856

^a Para calcular o tamanho médio da firma, leva-se em conta todo o período no qual ela está presente.

A Tabela 6 apresenta os testes de Hausman e a Tabela 7 os resultados obtidos nas estimativas de painel.

TABELA 6
TESTE DE HAUSMAN

	Porte das empresas			
	Micro	Pequenas	Médias	Grandes
Chi2 (3)	13,80	14,47	35,64	5,26
Prob > chi2	0,0032	0,0023	0,0000	0,1539

H₀: Diferenças nos coeficientes dos modelos de efeitos aleatórios e fixos não são sistemáticas.

TABELA 7
IMPACTOS DOS DETERMINANTES DA TAXA LÍQUIDA DE *CHURNING* DA MÃO-DE-OBRA NA
RMSP — 1991-1998^{a,b}

Variáveis independentes	Porte das empresas			
	Micro	Pequenas	Médias	Grandes
<i>desemp_t</i>	-0,069 (0,003)	-0,0663 (0,0024)	-0,0509 (0,0032)	-0,0328 (0,0061)
<i>ln(empr_ind_t)</i>	0,1433 (0,029)	0,2002 (0,0200)	0,1402 (0,0260)	0,1250 (0,0489)
<i>Ed_media_{t-1}</i>	-0,000029 (0,0032)	-0,0008 (0,0031)	0,0016 (0,0046)	0,0092 (0,0094)
<i>constante</i>	-1,135 (0,4)	-1,9585 (0,2770)	-1,3110 (0,3643)	-1,3569 (0,6891)
Número de observações	53.198	11.901	3.434	555
Número de grupos	18.312	2.331	561	84
<i>R-sq: within</i>	0,0130	0,0941	0,1079	0,0793
<i>Between</i>	0,0025	0,0006	0,0108	0,0336
<i>Overall</i>	0,0053	0,0365	0,0486	0,0107
Teste F para a hipótese nula de que todos os coeficientes estimados são conjuntamente iguais a 0				
F(3, ...)	152,58	331,41	115,72	13,44
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste F para a hipótese de que os efeitos fixos individuais são conjuntamente iguais a 0				
F(..., ...)	3,42	5,91	6,19	6,27
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

^a Desvios-padrão entre parênteses.

^b Modelo de efeitos fixos.

Como pode ser observado, para três dos quatro grupos de tamanho de empresas, rejeita-se a hipótese nula de que não existe diferença sistemática entre os coeficientes estimados por efeitos fixos e aleatórios. Isso revela que o modelo de efeitos aleatórios gera estimativas não consistentes dos parâmetros, sugerindo que os efeitos individuais não-observados das firmas são correlacionados com algum(ns) dos demais regressores. Assim, para obter estimativas confiáveis dos parâmetros deve-se usar o modelo de efeitos fixos.

O efeito da variação do desemprego ao longo do tempo sobre a evolução da rotatividade das firmas tem seu sinal esperado, confirmando a relação inversa prevista pela teoria econômica entre a taxa de rotatividade e o desemprego. Isso ocorre para todas as faixas de tamanho da firma. No Gráfico 2, de fato, observou-se que a trajetória da taxa de *churning* ao longo do tempo foi bastante semelhante para as diferentes faixas de tamanho das firmas, com exceção apenas do período após 1996 para as grandes empresas. Nesse período, nas grandes empresas, a trajetória do *churning* seguiu sentido oposto às demais faixas de tamanho.

Os coeficientes da variável desemprego aberto são próximos a $-0,07$ para as micro e pequenas firmas, a $-0,05$ para as firmas de tamanho médio, e são em torno de $-0,03$ para as firmas de grande porte. A maior magnitude do efeito marginal do desemprego sobre a taxa de *churning* para as micro e pequenas empresas pode explicar, em parte, a redução da dispersão das taxas de *churning* entre faixas de tamanho, evidenciado no Gráfico 2.

Os resultados também corroboram a idéia de que a elevação do nível de emprego formal na indústria aumenta o *churning* da mão-de-obra das firmas do setor, mesmo controlando-se o nível de emprego da economia como um todo, através da taxa de desemprego aberto. Isto é, controladas as variações do nível de emprego da economia, as variações do nível de emprego formal na indústria ainda têm impacto significativo sobre a rotatividade da mão-de-obra das firmas industriais. Como pode ser observado na Tabela 7, a variável $(\ln)empr_ind_t$ foi significativa e teve o sinal esperado (positivo) nos quatro grupos que foram analisados separadamente.

A variável educação defasada não é estatisticamente significativa para nenhum grupo. Isto é, os resultados não permitem afirmar que a rotatividade diminuiu relativamente mais nas firmas em que houve maior aumento do nível médio de qualificação dos trabalhadores no período.

De uma maneira geral, pode-se dizer que os resultados dão sustentação à idéia de que o aquecimento da demanda por mão-de-obra é um importante fator na determinação do nível de rotatividade da mão-de-obra nas firmas. No entanto, o poder explicativo do modelo é bem baixo, sugerindo que ainda pode haver alguma característica das firmas (que varie ao longo do tempo) relevante na determinação do *churning*.

O efeito fixo da firma [c_i da equação (9)] é importante para explicar o nível médio de *churning* de cada firma. Isso foi constatado a partir de um teste, semelhante ao efetuado em Burgess, Lane e Stevens (2000), que mede a importância do efeito fixo da firma no nível de *churning*.²² Da mesma forma que esses autores, encontramos que o efeito fixo explica mais da metade do *churning* observado na empresa. Ou seja, as características fixas da empresa (como, por exemplo, o setor de atividade, ou mesmo a tecnologia de produção e de gestão) explicam bem o nível médio de *churning* desta, mas não a variação do *churning* desta ao longo do tempo.

Um outro ponto que pode ajudar a explicar o baixo poder explicativo do modelo estimado é a possibilidade de que outras variáveis macroeconômicas, diferentes das que estão sendo colocadas, sejam importantes para explicar a variação do *churning* ao longo do tempo. Isso parece bastante razoável, tendo em vista a trajetória de *churning* bastante parecida entre as empresas de diferentes faixas de tamanho ao longo do tempo (ver Gráfico 2). Trata-se de uma hipótese interessante a ser investigada em futuras pesquisas.

7 CONCLUSÕES

Este artigo investigou os determinantes e a evolução do movimento simultâneo de entrada e saída de trabalhadores das firmas (que foi chamado de *churning* das firmas), no período 1991-1998, para o setor formal da indústria, na RMSP — usando microdados da Rais. Os dados revelaram que o movimento de *churning* da mão-de-obra das firmas correspondeu a mais da metade do movimento de rotatividade da mão-de-obra no período, setor e região analisados — ressaltando que a rotatividade da mão-de-obra de um setor inclui a ocorrência de expansão e contração do nível de emprego em diferentes firmas. Constatou-se ainda que, com base nas informações disponíveis, esse movimento de entrada e saída de trabalhadores das firmas não pode ser atribuído à necessidade de substituição de trabalhadores menos qualificados por trabalhadores mais qualificados, que poderia ser visto como um movimento de rotatividade “funcional”, no sentido de mudar o perfil dos empregados da firma, alterando-se a distribuição destes em termos de nível de qualificação. Apesar de ter ocorrido um aumento desse movimento “funcional”, na primeira metade da década de 1990, que sugere uma intensificação do processo de reestruturação da produção no período, a magnitude desse movimento “funcional” é insignificante em comparação com a taxa total de *churning* da mão-de-obra das firmas.

22. A partir do modelo de efeito fixo, cujos resultados estão na Tabela 7, recuperamos os efeitos fixos individuais de cada uma das firmas. Em seguida, estimamos uma regressão por OLS para a rotatividade líquida tendo como variáveis independentes apenas o efeito fixo e as *dummies* para os anos. O R^2 dessas equações foi da ordem de 0,5 para as microempresas e acima de 0,6 para os demais grupos de empresas.

A observação dos dados revela ainda que a trajetória desse movimento de *churning* da mão-de-obra, no período observado, foi bastante semelhante para firmas com características diferentes. Porém, a taxa de *churning* da mão-de-obra tende a ser em média menor, à medida que o tamanho das firmas aumenta, conforme previsto por algumas linhas de pesquisa em teoria econômica. Finalmente, observou-se que a variância da taxa de *churning*, calculada para diferentes faixas de tamanho das firmas, diminui muito com o aumento de tamanho. Essa variância é de 1,1148 para firmas com até quatro empregados e de 0,1856 para firmas com mais de 500 empregados.

Com o objetivo de investigar a evolução das taxas de *churning* no período, foi realizada uma análise econométrica com os dados de painel. Como estratégia para lidar com a heterocedasticidade da variável dependente optou-se por realizar a análise separadamente para quatro faixas de tamanho das firmas.

Os resultados corroboram a previsão teórica de que o aumento da taxa de desemprego aberto afeta negativamente o movimento de entrada e saída de trabalhadores das firmas, via redução da taxa de demissões voluntárias. Além disso, observou-se que um aumento do nível de emprego formal, ocorrido especificamente na indústria, aumenta o *churning* da mão-de-obra das firmas desse setor, mesmo controlando-se o nível de emprego da economia como um todo através da taxa de desemprego aberto. Isso sugere que as firmas industriais, quando estão em fase de crescimento da produção, têm preferência pela mão-de-obra com experiência no setor, gerando rotatividade da mão-de-obra neste. Assim, de uma maneira geral, pode-se dizer que os resultados dão sustentação à idéia de que o aquecimento da demanda por mão-de-obra é um importante fator na determinação do *churning* da mão-de-obra das firmas. A variável *nível médio de educação dos empregados*, defasada, não foi estatisticamente significativa para nenhum grupo. Isto é, os resultados não permitem afirmar que a rotatividade diminuiu relativamente mais nas firmas em que houve maior aumento do nível médio de qualificação dos trabalhadores no período.

ABSTRACT

This paper analyses the evolution and determinants of churning – of the substitution of workers in the firms. We restrict our attention to the formal sector of industry, in the Metropolitan Region of São Paulo, between 1991 and 1998, which are the situations contemplated in the data base we use. We show that churning was responsible for more than half of the labor market rotation, which includes the hiring and firing that occurs without there being, necessarily, substitution. We also show that churning does not significantly change the qualification profile of the firms employees. Finally, we estimate an econometric model, using techniques for the treatment of panel data, from data of Rais disaggregated by firms. We conclude that, at the aggregate level, the increase in the unemployment rate reduces churning, while at the sector level, increases in employment increases churning.

BIBLIOGRAFIA

- AMADEO, E. *et alii*. Ajuste estrutural e flexibilidade do mercado de trabalho no Brasil. *Anais da Anpec*, v. 2, p. 503-531, 1993.
- BALTAR, P. E., PRONI, M. W. *Flexibilidade do trabalho, emprego e estrutura salarial no Brasil*. Campinas, SP: Unicamp, 1995 (Cadernos do Cesit e Texto para Discussão, 15).
- BARRON, J. M., McCAFFERTY, S. Job search, labor supply, and the quit decision: theory and evidence. *The American Economic Review*, v. 67, n. 4, p. 683-691, Sep. 1977.
- BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, p. 9-49, Oct. 1962.
- BONELLI, R., FONSECA, R. *Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira*. Rio de Janeiro: Ipea, abr. 1998 (Texto para Discussão Interna, 557).
- BURGESS, S., LANE, J., STEVENS, D. Job flows, worker flows and churning. *Journal of Labor Economics*, v. 18, n. 3, p. 473-502, 2000.
- CACCIAMALI, M. C. *Mudanças estruturais e na regulação do mercado de trabalho no Brasil nos anos 80*. IPE/USP, maio 1992 (Texto para Discussão Interna, 6).
- CARVALHO, P. G. M., FEIJÓ, C. A. do V. C. Rotatividade do pessoal ocupado na indústria: sua evolução nos anos recentes — 1985-1993. *Anais da Associação Brasileira de Estudos do Trabalho*, 1993.
- CHAHAD, J. P., ORELLANO, V. I. F., PICCHETTI, P. A bivariate probit analysis of quits and dismissals. *Anais do XXIII Encontro da Sociedade Brasileira de Econometria*, 2001.
- CORSEUIL, C. H. *et alii*. *Criação, destruição e realocação de emprego no Brasil*. Ipea, jan. 2002a (Texto para Discussão, 855).
- . Job and worker flows in Brazil. In: MENEZES-FILHO, N. A. (coord.). *Labor market dynamics in Brazil*. Final Report, 2nd draft, Part I, Inter-American Development Bank Research Network, 11th round, Fipe-USP, Sep. 2002b.
- DAVIS, S. J., HALTIWANGER, J. C. Gross job flows. In: ASHENFELTER, O., CARD, D. (orgs.). *Handbook of Labor Economics*, v. 3B, 1999.
- DAVIS, S. J., HALTIWANGER, J. C., SCHUH, S. *Job creation and destruction*. The MIT Press, 1996.
- DOERINGER, P. B., PIORE, M. J. *Internal labor markets and manpower analysis*. D.C. Heath and Company and Heath Lexington Books, Massachusetts, 1971.
- EHRENBERG, R., SMITH, R. *A moderna economia do trabalho: teoria e política pública*. 5^a ed. Makron Books, 2000.
- FEIJÓ, C. A., CARVALHO, P. G. M. Sete teses equivocadas sobre o aumento da produtividade industrial nos anos recentes. *Boletim de Conjuntura*, IEI/UFRJ, jul. 1994.
- FERNANDES, R., FELÍCIO, F. de. O ingresso das esposas na força de trabalho como resposta ao desemprego dos maridos: uma avaliação para o Brasil metropolitano. In: CHAHAD, J. P. Z., MENEZES-FILHO, N. A. (orgs.). *Mercado de trabalho no Brasil: salário, emprego e desemprego numa era de grandes mudanças*. São Paulo: Letras, 2002.
- GONZAGA, G. *Rotatividade e qualidade do emprego no Brasil*. Rio de Janeiro: PUC, set. 1996 (Texto para Discussão Interna).

- LAZEAR, E. P., ROSEN, S. Rank-order tournaments as optimum labor contracts. *Journal of Political Economy*, v. 89, n. 5, p. 841-864, 1981.
- METCALF, D. Labour market flexibility and jobs: a survey of evidence from OECD countries with special reference to Europe. In: LAYARD, R., CALMFORS, L. *The fight against unemployment: macroeconomic papers from the Center of European Studies*, 1st ed. MIT Press, p. 51-76, 1987.
- MINCER, J. *Job training, wage growth, and labor turnover*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, p. 1-43, Aug. 1988 (Working Paper, 2.690).
- NICKELL, S. J. Fixed costs, employment and labour demand over the cycle. *Economica*, v. 45, p. 329-345, Nov. 1978.
- . Dynamic models of labour demand. In: ASHENFELTER, O., LAYARD, R. *Handbook of Labor Economics*. North-Holland, Amsterdam, p. 473-522, 1986.
- . *Labour market dynamics in OECD countries*. Institute of Economics & Statistics, Oxford University, Nov., 27th, 1995 (Discussion and Working Papers).
- ORELLANO, V. I. F. *Mudanças estruturais da economia e evolução da rotatividade da mão-de-obra no período 1986-2000*. São Paulo: IPE-USP, 2002 (Tese de Doutorado).
- PARSONS, D. Quit rates over time: a search and information approach. *The American Economic Review*, v. 63, p. 390-401, June 1973.
- . Models of labor market turnover: a theoretical and empirical survey. *Research in Labor Economics*, v. 1, Greenwich, Conn: JAI Press, Ronald Ehrenberg, p. 185-223, 1977.
- PAZELLO, E., BIVAR, W., GONZAGA, G. Criação e destruição de postos de trabalho por tamanho de empresa na indústria brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 30, n. 2, ago. 2000.
- PFEFFER, J., COHEN, Y. Determinants of internal labor markets in organizations. *Administrative Science Quarterly*, v. 29, n. 4, p. 550-572, Dec. 1984.
- ROSSI Jr., J. L., FERREIRA, P. C. Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, abr. 1999.
- SABOIA, J., CARVALHO, P. G. M. *Produtividade na indústria brasileira — questões metodológicas e análise empírica*. Ipea, ago. 1997 (Texto para Discussão, 504).
- SALOP, S. C. A model of the natural rate of unemployment. *American Economic Review*, Mar. 1979.
- STIGLITZ, J. E. Alternative theories of wage determination and unemployment in L.D.C.'s: the labor turnover model. *Quarterly Journal of Economics*, May 1974.
- WILLIAMSON, O. E. *The economic institutions of capitalism: firms, markets, relational contracting*. New York: The Free Press, 1985.
- ZYLBERSTAJN, H. Banco de horas: da justificativa teórica à utilização prática no Brasil. In: CHAHAD, J. P. Z., CACCIAMALI, M. C. (orgs.). *Mercado de trabalho no Brasil: novas práticas trabalhistas, negociações coletivas e direitos fundamentais do trabalho*. São Paulo: Letras, jun. 2003.

(Originais recebidos em maio de 2005. Revistos em janeiro de 2006.)