

Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo*

NAÉRCIO A. MENEZES-FILHO**
PAULO PICCHETTI**

Este estudo analisa os determinantes da duração do desemprego na região metropolitana de São Paulo em 1997. A descrição inicial dos dados mostra que 52% dos desempregados moravam com os pais, que a idade média dos desempregados era de 27 anos e que 80% tinham entre quatro e 11 anos de estudo. Além do mais, 85% dos desempregados em 1997 deixaram de procurar emprego nos três meses seguintes em que foram entrevistados, sendo que apenas metade destes efetivamente encontrou um outro emprego. Os resultados econométricos mostram que a duração esperada do desemprego é menor para os chefes de família e para os que já trabalharam antes. Além disso, a duração esperada é maior para os de nível educacional mais elevado, para os mais idosos e para aqueles que, no emprego anterior, foram demitidos, tinham emprego no setor formal e trabalharam por mais tempo. Finalmente, a probabilidade condicional de encontrar um novo emprego cresce do primeiro até o sexto mês de desemprego, quando atinge um ponto máximo, decaindo a partir daí.

1 - Introdução

A questão do desemprego vem se tornando cada vez mais debatida no Brasil, dado o aumento nas taxas observado nos últimos anos. Muitos estudos tentam entender melhor os determinantes do desemprego, ou seja, como a sua incidência varia de acordo com as características de cada pessoa, tais como idade, educação, ocupação, região etc. [ver Fernandes e Picchetti (1999)]. Entretanto, um aspecto tão importante como incidência e muito menos estudado diz respeito à duração do desemprego, ou seja, o tempo que os trabalhadores permanecem procurando emprego e como essa duração depende das características de cada trabalhador.

Essa questão é importante por duas razões fundamentais: em primeiro lugar, o bem-estar do trabalhador depende muito mais do tempo em que ele fica desempregado do que do mero fato de ele estar ou não empregado. Nesse sentido, a taxa de desemprego, que envolve tanto a incidência como a duração, é uma estatística

* Os autores agradecem a Fabiana de Felício pela assistência na pesquisa e aos participantes do seminário apresentado na EPGE-FGV. Este artigo baseia-se em pesquisa financiada por convênio entre a Fipe/USP e o Ministério do Trabalho e Emprego.

** Da USP.

que precisa ser complementada pela duração média do desemprego. Em segundo lugar, em termos de política econômica é importante diferenciar uma situação em que o aumento da taxa de desemprego se dá via aumento de incidência com duração constante de uma situação de aumento de duração com incidência constante. Enquanto o primeiro caso indicaria aumento no desemprego friccional, o segundo apontaria para o surgimento de um grupo específico de desempregados de longo prazo, que talvez necessitasse da atenção específica por parte dos gestores das políticas públicas de emprego.

Neste estudo tentaremos analisar a duração do desemprego e seus determinantes. Um dos focos principais será o comportamento da probabilidade de saída do desemprego com relação à sua duração, ou seja, se o fato de o trabalhador ficar mais tempo desempregado altera sua perspectiva de saída dessa condição. Além disso, enfatizaremos os determinantes da duração do desemprego, enfocando a importância de características pessoais como idade, educação, posição na família, sexo e experiência de trabalho anterior.

Essa análise é importante para que possamos entender melhor quais os grupos mais afetados pelo desemprego, tanto em termos demográficos como de qualificação. Além disso, vamos adicionar à análise as informações refletindo as condições conjunturais do ambiente econômico que o desempregado encontra no momento em que começa a procurar emprego, para examinarmos em que medida políticas econômicas restritivas, por exemplo, podem ter efeitos duradouros em termos de desemprego.

Pretendemos propor uma metodologia estatística para analisar detalhadamente os aspectos relacionados e utilizar um conjunto de dados específico (região metropolitana de São Paulo em 1997) para testar essa metodologia e analisar os resultados. A intenção é, num segundo momento, ampliar a análise para o conjunto das regiões metropolitanas do Brasil e para todos os períodos entre 1983 e 1997. Dessa forma, poderemos verificar se houve mudanças significativas no comportamento dos determinantes da duração do desemprego no Brasil entre as décadas de 80 e 90, possivelmente decorrentes da introdução do seguro-desemprego, das alterações introduzidas com a Constituição de 1988 e dos efeitos da liberalização comercial no mercado de trabalho.

Enquanto a literatura internacional já conta com uma série de trabalhos nessa direção [ver Kiefer (1988) e Ahn, Rica e Ugidos (1999)], um dos únicos trabalhos realizados para o Brasil é o de Bivar (1991). Nesse estudo, a autora utiliza dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE para estimar a duração média do desemprego no Brasil, encontrando um número em torno de seis semanas. Entretanto, a própria autora admite não ter levado em conta as características pessoais dos desempregados, que podem influenciar o tempo de duração do desemprego. Assim, se o grupo de trabalhadores desempregados for heterogêneo, pode-se atribuir uma queda na probabilidade de saída de desemprego à sua duração,

quando na verdade o que ocorre é uma variação importante nas probabilidades de saída de acordo com as características individuais. A incorporação dessas características na análise é uma importante contribuição desse estudo para a literatura sobre o desemprego no Brasil.

A Seção 2 contém uma descrição dos dados utilizados, e algumas estatísticas descritivas preliminares. A Seção 3 apresenta a estratégia da modelagem econômica seguida e seus resultados. A Seção 4 contém uma interpretação desses resultados, e aponta para a direção futura desta pesquisa.

2 - Descrição dos dados utilizados

Os dados utilizados neste trabalho são oriundos da PME, referente à região metropolitana de São Paulo no ano de 1997. Do total de indivíduos entrevistados em 1997, mantivemos apenas aqueles que tinham procurado emprego no mês anterior ao da entrevista. A amostra resultante foi de 1.199 indivíduos. Em seguida, utilizamos as informações relativas à situação do indivíduo no mercado de trabalho nos três meses subseqüentes em que ele foi entrevistado pelo IBGE.

As variáveis individuais utilizadas na análise foram: idade, sexo, posição na família, se era estudante, anos completos de estudo e se a pessoa já havia trabalhado alguma vez. Se o indivíduo já tinha trabalhado, foram identificados o tempo de trabalho, se ele foi demitido, se tinha carteira assinada e o ramo de atividade.

A Tabela 1 descreve as variáveis principais utilizadas na análise. Pode-se perceber que esses indivíduos estavam desempregados por quase cinco meses em média, sendo que o limite máximo observado de desemprego ou inatividade foi de cinco anos. A variável utilizada para a construção da medida de tempo de desemprego foi a pergunta “há quanto tempo procura emprego”, da PME, medida em meses. Um dos pareceristas deste artigo levantou a questão da possibilidade de erro de memória para as pessoas que estavam desempregadas há muito tempo quando responderam à pergunta. Uma sofisticação interessante das técnicas econométricas que utilizamos nas próximas seções seria, então, a tentativa de correção desse erro de medida. Isso necessitaria ao menos de alguma hipótese sobre a distribuição de probabilidades dos valores desses erros de memória, o que ainda não fizemos nesta etapa da pesquisa. A faixa etária dos indivíduos procurando emprego varia bastante, sendo a média de 28 anos. Além disso, 55% dos desempregados eram homens, e 31% chefes de família. Um dado interessante é que 52% da amostra de desempregados moram com os pais e que 25% ainda estão estudando. Na verdade, na amostra total, cerca de 21% dos casos são estudantes e moram com os pais, percentual que aumenta para 40% entre aqueles com menos de 25 anos. A média de anos de estudo é de aproximadamente oito anos, variando de analfabetos até estudantes com mestrado completo (um caso).

TABELA 1
Descrição das variáveis

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Meses de desemprego	4,83	5,54	0	60
Idade	27,90	10,50	14	66
Sexo	0,55	0,49	0	1
Chefe	0,31	0,46	0	1
Cônjuge	0,11	0,31	0	1
Filho	0,52	0,50	0	1
Estuda	0,25	0,43	0	1
Anos de estudo	7,76	3,41	0	17
Já trabalhou	0,91	0,27	0	1
Emprego anterior				
Empregado	0,84	0,37	0	1
Indústria	0,27	0,44	0	1
Comércio	0,18	0,39	0	1
Serviços	0,39	0,48	0	1
Construção	0,07	0,26	0	1
Experiência (anos)	1,65	2,95	0	26
Demitido	0,66	0,47	0	1
Carteira de trabalho	0,47	0,50	0	1

A Tabela 2 estende esses resultados em algumas direções. Podemos verificar, por exemplo, que 50% da amostra de desempregados começaram a procurar emprego nos últimos três meses e que 90% estão desempregados há até um ano. Além disso, 50% da amostra têm menos de 25 anos e 90% dos desempregados têm entre quatro e 11 anos de estudo.

É interessante examinar também a situação dos desempregados em termos de experiência profissional anterior. Voltando à Tabela 1, podemos verificar que 91% deles já trabalharam anteriormente e que 84% eram empregados, ou seja, não eram empregadores nem trabalhavam por conta própria. Além disso, 27% trabalharam na indústria, 18% no comércio, 39% nos serviços e somente 7% na construção. A duração média do trabalho anterior foi de um ano e meio aproximadamente, variando de alguns meses até 26 anos. Finalmente, 66% perderam o emprego (foram demitidos) e 47% eram trabalhadores “formais”, ou seja, tinham carteira de trabalho.

TABELA 2

Distribuição cumulativa de frequências

	10%	25%	50%	75%	90%
Meses de desemprego	0	2	3	6	12
Idade	17	19	25	34	43
Educação	4	5	8	11	11

A Tabela 3 mostra que 85% dos desempregados deixaram de procurar emprego durante o período em que estiveram na amostra (quatro meses).¹ Para esses, a duração média do desemprego foi de 6,3 meses. Além disso, 54% da amostra tinham deixado de procurar emprego no segundo mês em que foram entrevistados, 19% no terceiro e 11% no quarto. Finalmente, 42% da amostra deixaram de procurar emprego por “desalento”, ou seja, passaram a se dedicar aos estudos ou aos afazeres domésticos.

É importante ressaltar que nos exercícios a seguir, por questão de espaço, utilizaremos a amostra de indivíduos que *efetivamente encontraram emprego* no período de análise (512 observações), além daqueles que *continuavam desempregados* no final do período amostral (179 observações). Os exercícios envolvendo os indivíduos que desistiram de procurar emprego estão disponíveis para os interessados com os autores.

Com relação às informações sobre indicadores macroeconômicos, as variáveis utilizadas foram: taxa de desemprego aberto na região metropolitana de São Paulo (TSP/IBGE); taxas de variação do IPC-Fipe (IPC); indicador do nível de atividades

TABELA 3

Situação do desempregado nos meses subseqüentes

Deixou de procurar emprego (%)	85
Deixou de procurar por desalento (%)	42
Duração média do desemprego para quem deixou de procurar	6,3 meses
Deixou de procurar no primeiro mês (%)	54
Deixou de procurar no segundo mês (%)	19
Deixou de procurar no terceiro mês (%)	11

¹ É importante ressaltar que não estaremos analisando aqui os casos de durações múltiplas, ou seja, quando o indivíduo deixa de procurar emprego e depois volta a fazê-lo no mês seguinte.

(INA/Fiesp); nível de utilização da capacidade instalada (NUC/Fiesp); índice do total de pessoal ocupado (TPO/Fiesp); e índice do total de horas pagas na produção (THP/Fiesp).

Esse conjunto de informações diz respeito especificamente ao Estado de São Paulo, o que é compatível com as informações utilizadas da PME. O formato final do conjunto de dados consolida esses conjuntos de informações atribuindo a cada indivíduo suas características, assim como os valores das variáveis citadas correspondentes ao mês em que o trabalhador ficou desempregado.

3 - Técnicas econométricas e resultados

Os modelos dedicados à análise de questões de duração temporal já têm uma tradição estabelecida dentro da estatística e da econometria.² Basicamente, os modelos se encaixam em uma das três categorias: não-paramétricos, semiparamétricos e paramétricos. Nessa seqüência, os modelos apresentam um grau crescente de hipóteses de especificação, mas também de poder de explicação, de forma que é sempre interessante considerar as três categorias como análises complementares.

O objetivo central é sempre o mesmo: considerando que a variável t representa a duração observada da transição de um estado para o outro, as duas informações fundamentais são dadas pela *função de risco* e pela *função de sobrevivência*. Se admitimos que o tempo de duração é uma variável aleatória com densidade de probabilidade $f(t)$ e distribuição acumulada $F(t)$, então definimos a função de risco como:

$$h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + dt | T \geq t)}{dt} = \frac{f(t)}{1 - F(t)}$$

A interpretação dessa função é a de uma probabilidade condicional avaliada em cada instante do tempo, ou seja, qual é a probabilidade do desemprego terminar em um determinado período, já que ele durou até aquela data. O denominador do termo à direita define a função de sobrevivência, cuja interpretação é a probabilidade de o trabalhador continuar desempregado no período t . Como pode ser observado, as funções de risco e de sobrevivência são diretamente relacionadas e representam duas interpretações possíveis para a mesma informação.

Um ponto importante nesse tipo de análise diz respeito ao tratamento de informações que apresentam censura no seguinte sentido: alguns trabalhadores estão

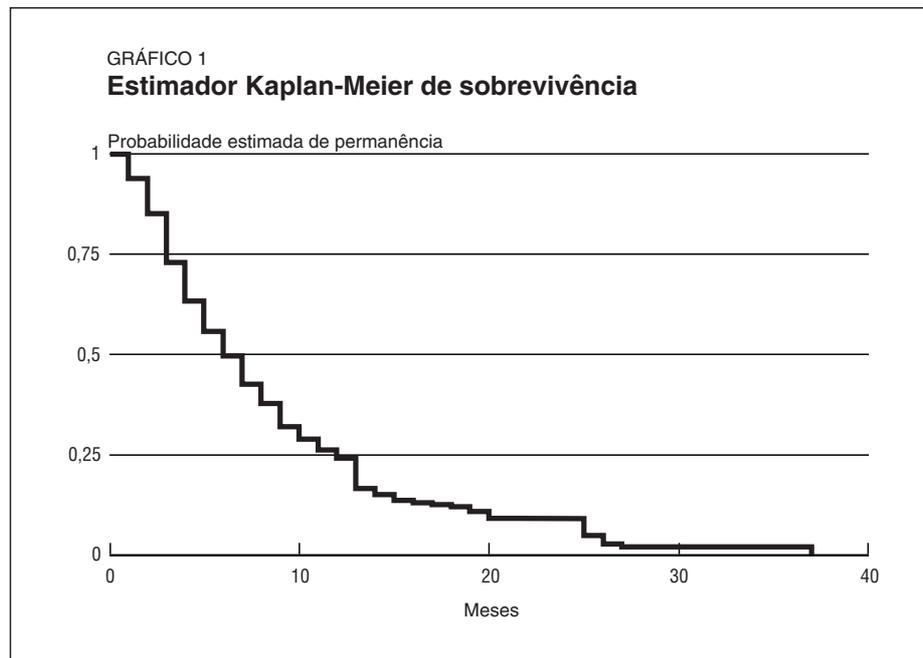
² Cox e Oakes (1984), Kalbfleisch e Prentice (1980), Greene (1993) e Lancaster (1990) são algumas referências básicas.

desempregados durante o período da pesquisa e continuam até sair da pesquisa, de forma que sabemos que o desemprego desses indivíduos durou no mínimo o que foi observado na amostra, mas não temos condições de saber quanto ele efetivamente durou. Todos os métodos de estimação de funções de risco e de sobrevivência utilizam essa informação, ao invés de descartá-la da amostra, porém tratam-nas de maneira diferenciada das observações que não estão censuradas.

3.1 - Modelos não-paramétricos

Nessa classe de modelos, a função de sobrevivência é estimada diretamente pela razão entre os trabalhadores ainda desempregados no final de cada período e aqueles que estavam procurando emprego no início. O modelo empregado para o cálculo da função de sobrevivência nesse contexto é o estimador de Kaplan-Meier. Se tomarmos os dados de duração de desemprego em nossa amostra sem qualquer estratificação, o resultado desse estimador pode ser observado no Gráfico 1.

O eixo vertical representa o valor da função de sobrevivência, ou seja, a probabilidade de um trabalhador continuar desempregado em cada instante do tempo, medido em meses no eixo horizontal. Podemos ver no gráfico que a probabilidade

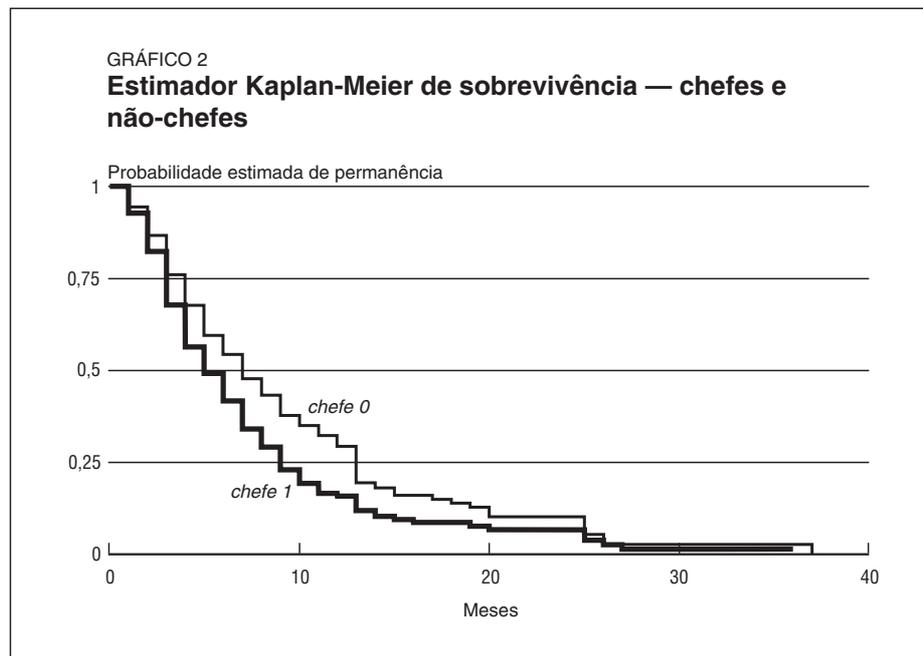


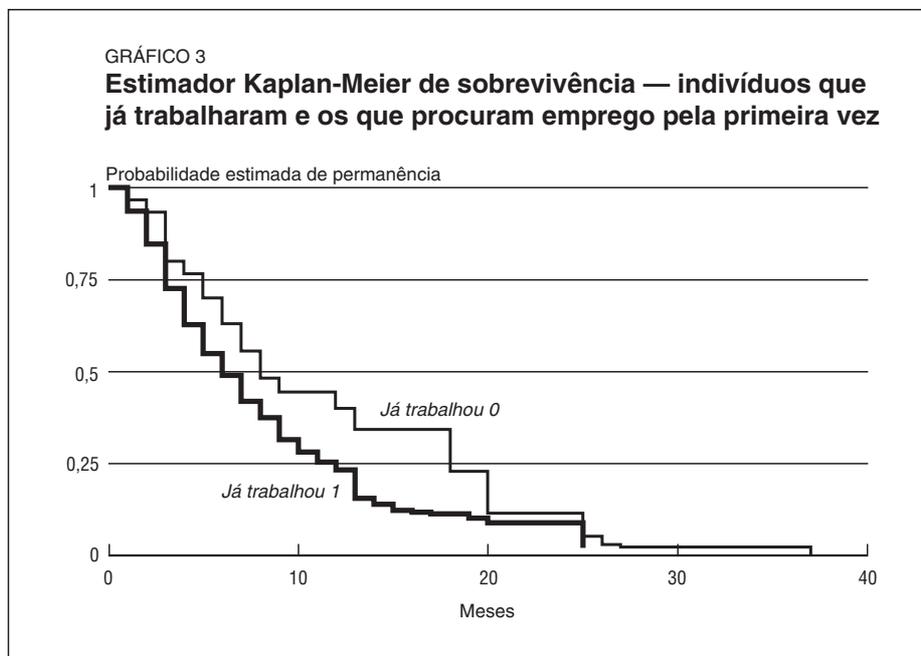
de continuar desempregado depois de 10 meses é de cerca de 30%, caindo para metade desse valor quando olhamos para 20 meses. O maior período de desemprego observado na amostra é de 37 meses, de forma que a probabilidade calculada para um período de desemprego superior a esse número é zero. Levando-se em consideração as observações censuradas, podemos estimar de forma consistente a duração média dos dados dessa amostra como sendo de 6,64 meses, sendo a mediana um pouco inferior (seis meses).

Podemos estratificar a amostra ao longo das dimensões de variáveis que nos interessam e calcular funções de sobrevivência separadas para cada grupo. Nos Gráficos 2 e 3, podemos ver o que acontece de diferente entre chefes e não-chefes.

O resultado mostra que os chefes possuem, a cada período, uma probabilidade de continuarem desempregados inferior aos não-chefes. Podemos também comparar a taxa de sobrevivência no desemprego entre os que já trabalharam e os que procuram emprego pela primeira vez na nossa amostra. Podemos observar que aqueles que já trabalharam também possuem, a cada período, uma probabilidade de continuarem desempregados inferior aos que estão procurando emprego pela primeira vez.

Esse tipo de resultado é interessante como análise preliminar dos dados, porém deixa de levar em conta as possíveis correlações entre as variáveis de controle





disponíveis.³ A idéia fundamental é similar à de um modelo de regressão, em que os coeficientes individuais das co-variadas revelam relações não-disponíveis por meio de simples correlações par a par entre as mesmas variáveis. A diferença aqui é simplesmente a natureza da variável de resposta, que, por medir o tempo de duração, representa uma variável aleatória real, mas com suporte não-negativo. A diferença entre as hipóteses que estamos dispostos a fazer sobre a relação entre as variáveis explicativas e a duração do desemprego diz respeito aos outros dois métodos de estimação considerados a seguir.

3.2 - Modelos semiparamétricos

Os modelos nessa classe possibilitam a estimação dos efeitos conjuntos de um grupo de co-variadas sobre a duração do desemprego. A forma da função de risco é:

$$h(t, X) = b(t) \exp(b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_k X_k)$$

É importante notar a decomposição da função risco em um termo comum a todos os indivíduos $b(t)$, e outro que depende das características medidas pelas k

³ Esse é o tipo de análise apresentado em Bivar (1991).

co-variadas consideradas. Por esse motivo, este modelo é chamado de “riscos proporcionais”, dado que as características individuais determinam o risco de cada elemento da amostra como uma proporção em relação ao risco comum.

É importante ressaltar também que não é feita nenhuma hipótese forte sobre a especificação de $f(t)$, e que ainda assim podemos obter os efeitos das características individuais sobre o tempo de duração esperado do desemprego, avaliados em termos dos coeficientes estimados. Em contrapartida, a hipótese necessária aqui é justamente que os riscos são proporcionais, o que pode não se verificar na prática, como comentaremos mais adiante.

Inicialmente, consideramos como potenciais variáveis explicativas para nossos modelos todas as variáveis relativas aos indivíduos e ao estado da economia no período em que cada indivíduo entrou no desemprego. Em seguida, procedemos sequencialmente eliminando as variáveis que não apresentaram coeficientes estatisticamente significativos. A especificação escolhida para os dados de nossa amostra produziu o conjunto de resultados apresentado na Tabela 4.

Como estamos no contexto do método de estimação de máxima verossimilhança, podemos utilizar os critérios de seleção e especificação de modelos normalmente empregados. Dessa forma, podemos interpretar as estatísticas do teste z como testes de significância dos parâmetros. A interpretação da razão de risco para a variável idade, por exemplo, que é menor do que 1, indica uma probabilidade de ficar desempregado que aumenta com a idade do indivíduo, dados os

TABELA 4

Modelo semiparamétrico de riscos proporcionais

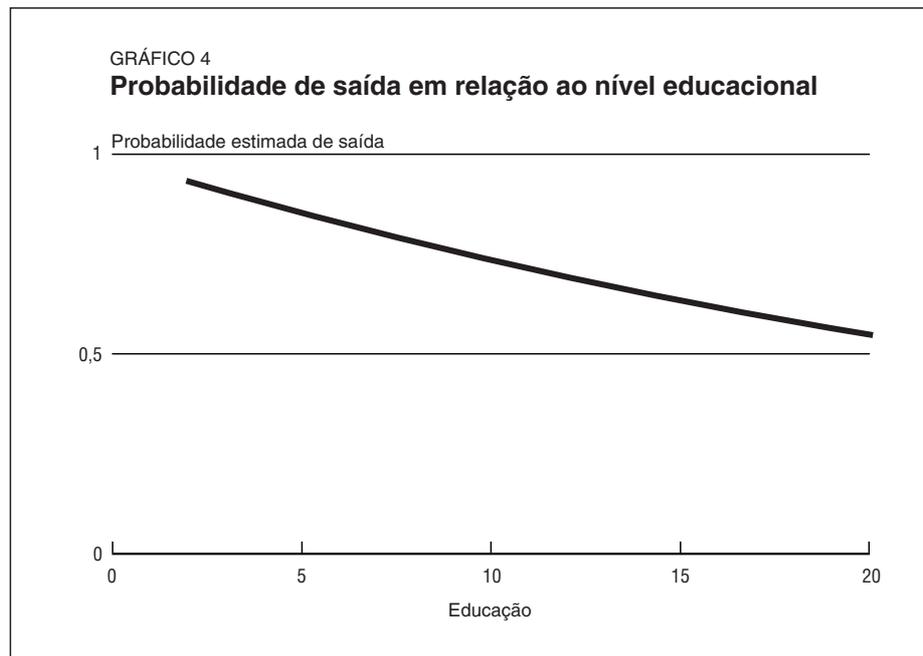
	Razão de risco	Erro-padrão	Teste z	P-valor
Chefe	1,533	0,167	3,917	0,000
Educação	0,970	0,012	-2,256	0,011
Idade	0,986	0,005	-2,428	0,015
Já trabalhou	1,859	0,442	2,606	0,009
Meses no emprego	0,997	0,001	-2,271	0,023
Demitido	0,843	0,078	-1,845	0,065
Formal	0,799	0,079	-2,254	0,024
Setor indústria	0,812	0,084	-2,002	0,045
Horas pagas	0,852	0,026	-5,277	0,000
Salários reais	1,043	0,016	2,844	0,004
Vendas reais	1,019	0,003	5,526	0,000

NOTA: Número de observações: 691; número de observações não-censuradas: 512; razão de verossimilhança: $\chi^2(15) = 332,51$; e log-verossimilhança: -2807,1612.

controles utilizados. Já a variável chefe aparece como significativa estatisticamente e com uma razão de risco superior a 1, revelando que chefes de família possuem uma probabilidade menor de ficarem desempregados, com relação aos não-chefes.

Os resultados do modelo de riscos proporcionais podem ser mais facilmente visualizados por meio de um exercício de simulação. A partir das estimações da função “base” de risco comum e do componente que associa a probabilidade de encontrar um emprego às características dos indivíduos, podemos avaliar o impacto de cada uma dessas características da seguinte forma. Examinando os valores mínimos e máximos para cada co-variada na amostra, podemos atribuir seqüências de valores para cada co-variada dentro desse escopo para todos os indivíduos e calcular as probabilidades individuais de saída do estado de desemprego. A seguir, formamos a média amostral dessas probabilidades e relacionamos em um gráfico os valores dessas médias com os valores da co-variada em questão. O Gráfico 4 mostra o resultado desse exercício para a probabilidade de duração do desemprego em relação ao nível educacional dos indivíduos.

O que podemos ver nesse gráfico é que a probabilidade de saída do desemprego para o estado de emprego, em cada instante do tempo, é uma função decrescente da quantidade de educação dos indivíduos. Esse tipo de resultado deve ser interpretado à luz de modelos econômicos que ajudem a explicar o comportamento

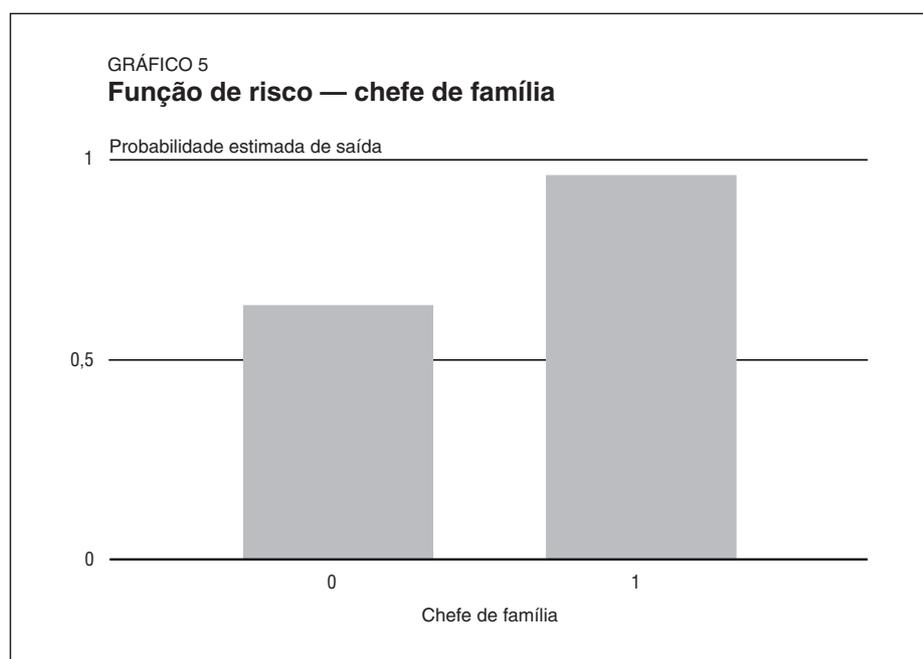


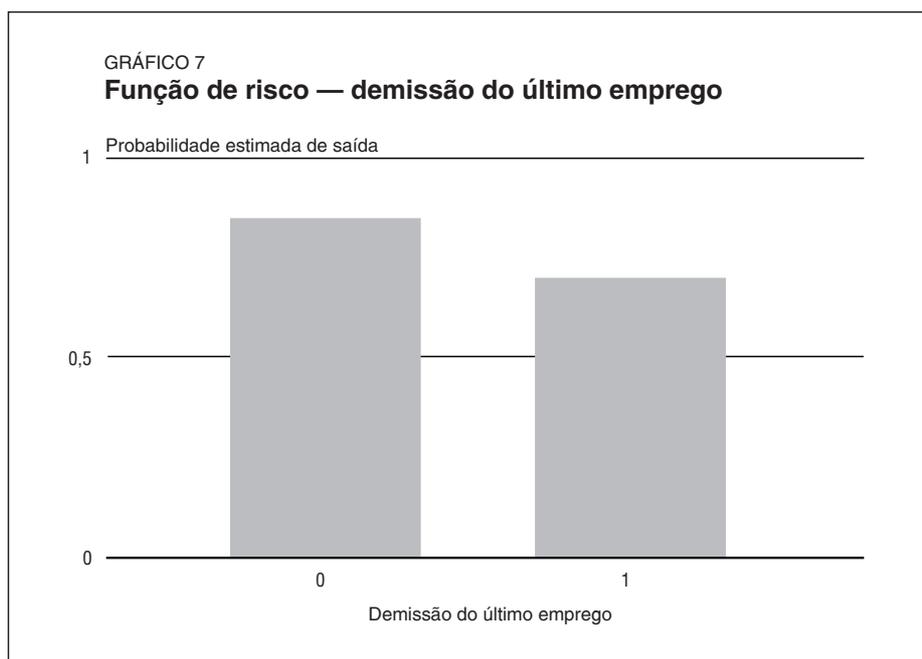
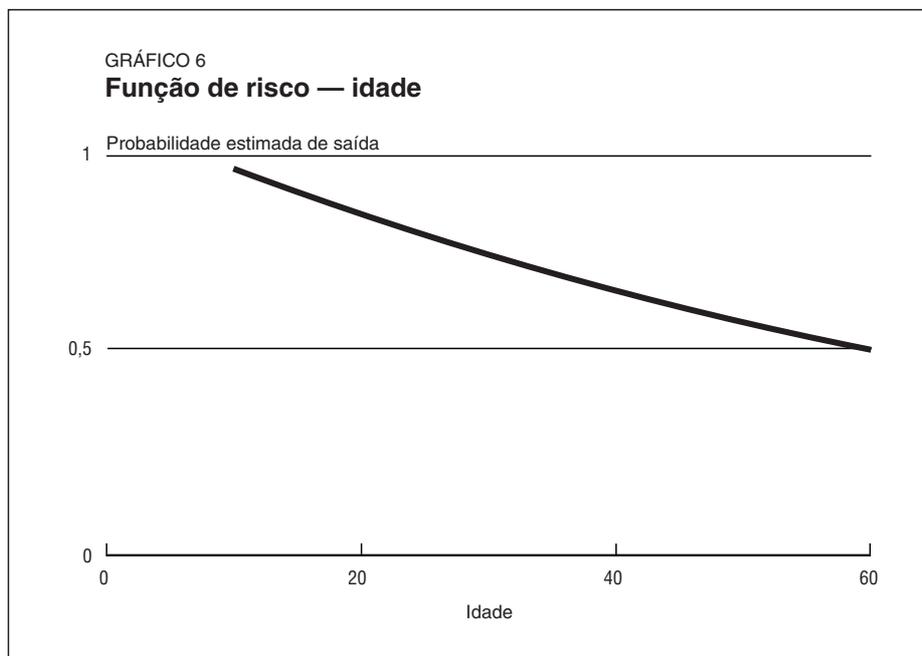
dos trabalhadores nesse tipo de situação. Um nível de educação superior, por exemplo, pode estar associado a rendimentos esperados maiores, o que pode significar um maior salário de reserva em termos relativos para os trabalhadores de nível educacional mais elevado, implicando um tempo de procura de emprego maior.

O Gráfico 5 mostra as probabilidades estimadas para a variável chefe de família. Como podemos observar, os chefes de família possuem um risco proporcional calculado de sair do desemprego maior que os não-chefes, o que implica uma menor duração esperada de desemprego para esses indivíduos.

No Gráfico 6, podemos ver a relação estimada entre duração e idade, que comprova a análise anterior do método não-paramétrico. Admitindo que a duração esperada do desemprego é inversamente proporcional ao valor estimado da função de risco, podemos ver que os indivíduos com maior idade possuem um tempo de duração esperado de desemprego maior.

Uma co-variada que se mostrou interessante do ponto de vista estatístico é aquela que indica se o indivíduo está desempregado em razão de ter sido demitido de seu último emprego ou não. O Gráfico 7 mostra a relação estimada entre essa variável e a duração do desemprego.





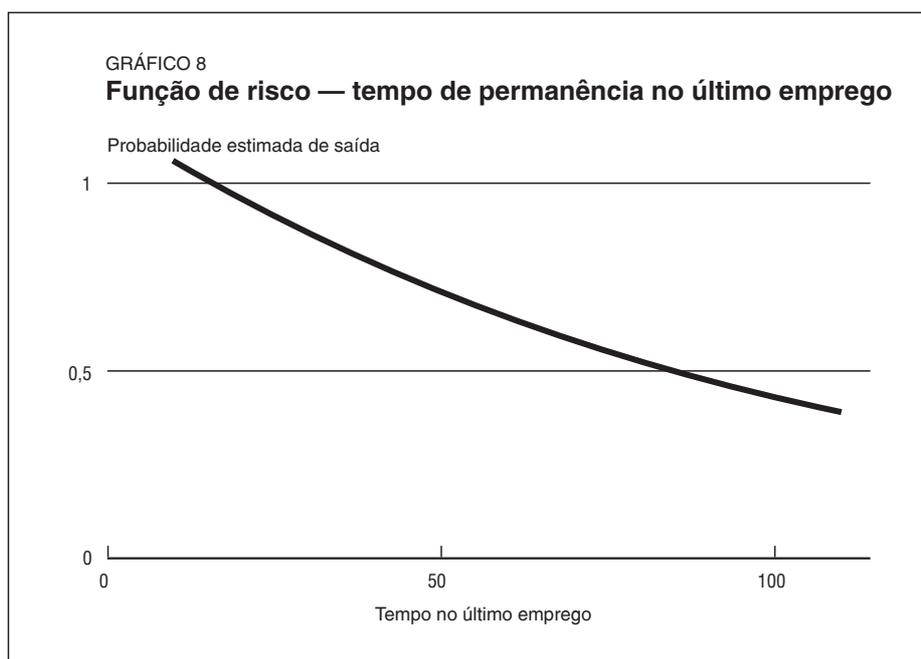
O resultado revela que indivíduos que não foram demitidos do último emprego possuem uma duração esperada menor de desemprego. Isso parece fazer sentido se levarmos em conta que o desemprego, nesses casos, pode ser interpretado como uma escolha em função da expectativa de uma posição futura mais vantajosa para o trabalhador.

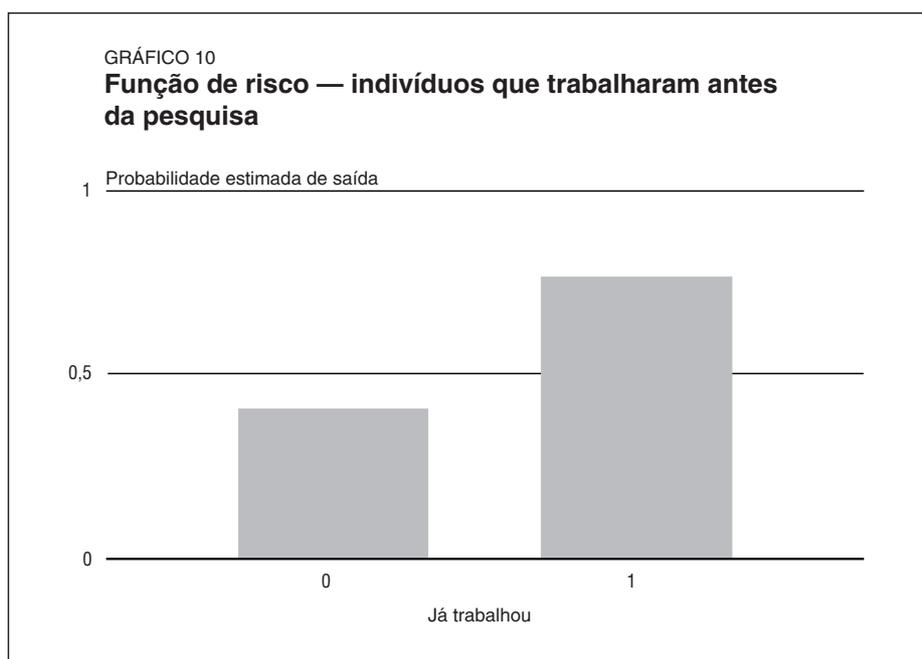
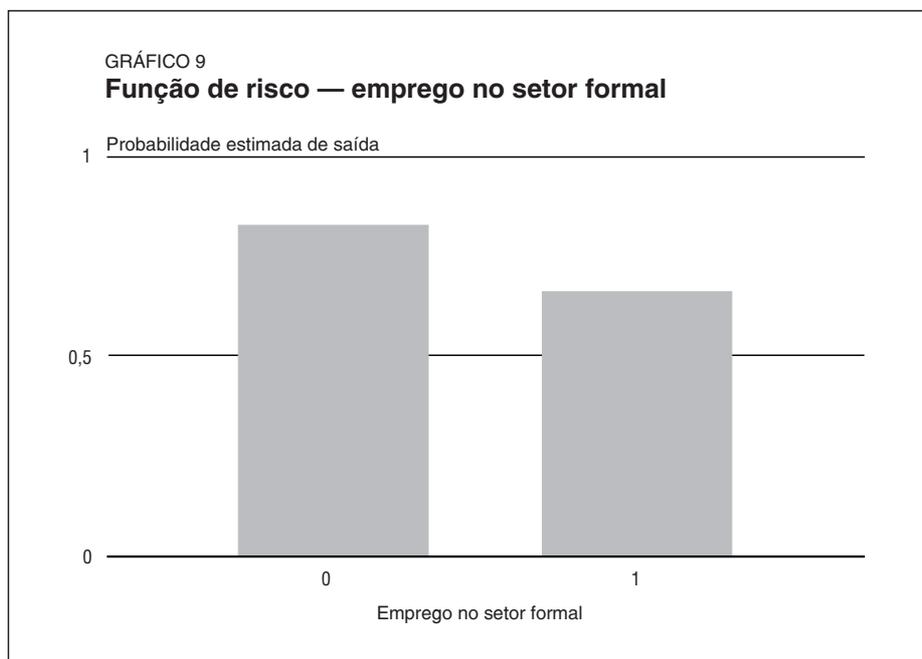
Quanto ao tempo que o trabalhador permaneceu no último emprego, temos uma relação negativa com a probabilidade de saída rápida do desemprego, como podemos ver no Gráfico 8.

O tempo no último emprego está mensurado em meses, a mesma unidade da nossa variável de tempo de desemprego. Aqui, é importante enfatizar que esse resultado já está controlado por idade, de forma que ele parece captar o efeito de uma facilidade maior em conseguir empregos rapidamente para aqueles que apresentam uma rotatividade maior.

Nesse sentido, os custos de contratação e demissão do setor formal também apontam para um aumento, em termos relativos ao setor informal, do tempo esperado de duração do desemprego, como mostra o Gráfico 9.

Dentre os indivíduos da nossa amostra, aqueles que já haviam trabalhado anteriormente ao período da pesquisa possuem uma clara vantagem em termos de uma menor duração esperada de tempo de procura de um novo emprego, como mostra o Gráfico 10.

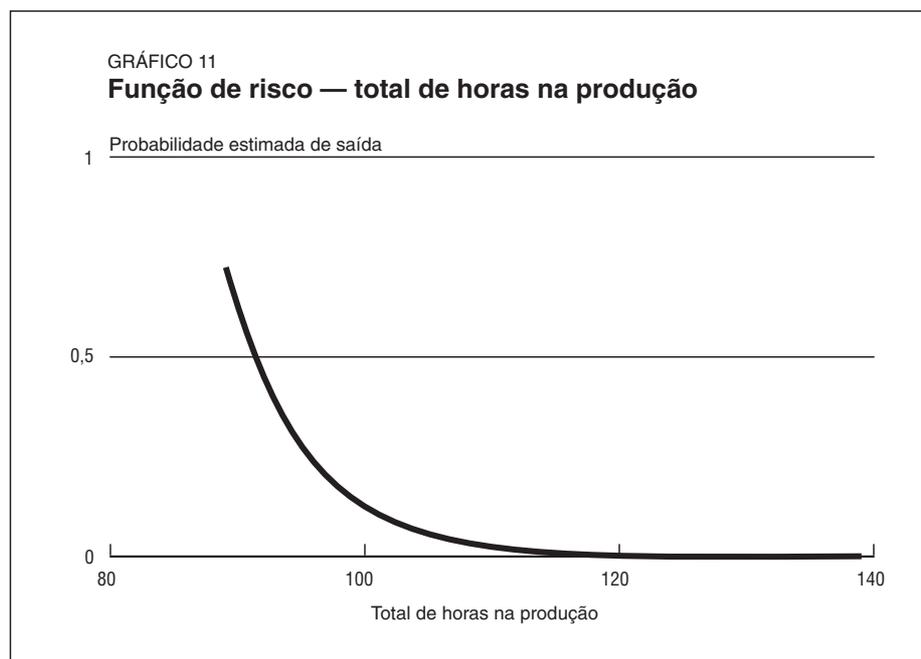




Como mencionado na descrição dos dados, os indivíduos que já trabalharam antes do desemprego observado representam a grande maioria da amostra (91%). O resultado pode ser interpretado como uma valorização da experiência pelos empregadores na hora de contratar um trabalhador desempregado, lembrando que todos os outros controles estão presentes.

A seguir, examinamos os resultados relacionados ao ambiente econômico no período de entrada dos indivíduos no desemprego. O Gráfico 11 mostra a relação entre a função de risco proporcional estimada e o indicador do total de horas na produção, da Fiesp.

Como podemos ver, a duração do desemprego aumenta, em termos esperados (a função de risco é decrescente), com o aumento do total de horas trabalhadas. Esse resultado parece apontar para o fato de que, uma vez que estamos controlando para o total de vendas reais da indústria e para o total de salários reais, a possibilidade de ajustar o aumento da produção por meio do aumento de horas trabalhadas tem o efeito de aumentar a duração do desemprego, já que os ajustes são feitos com um aumento das horas da população empregada. A relação entre a função de risco e o total de salários reais na indústria, de acordo com os indicadores da Fiesp, pode ser vista no Gráfico 12.

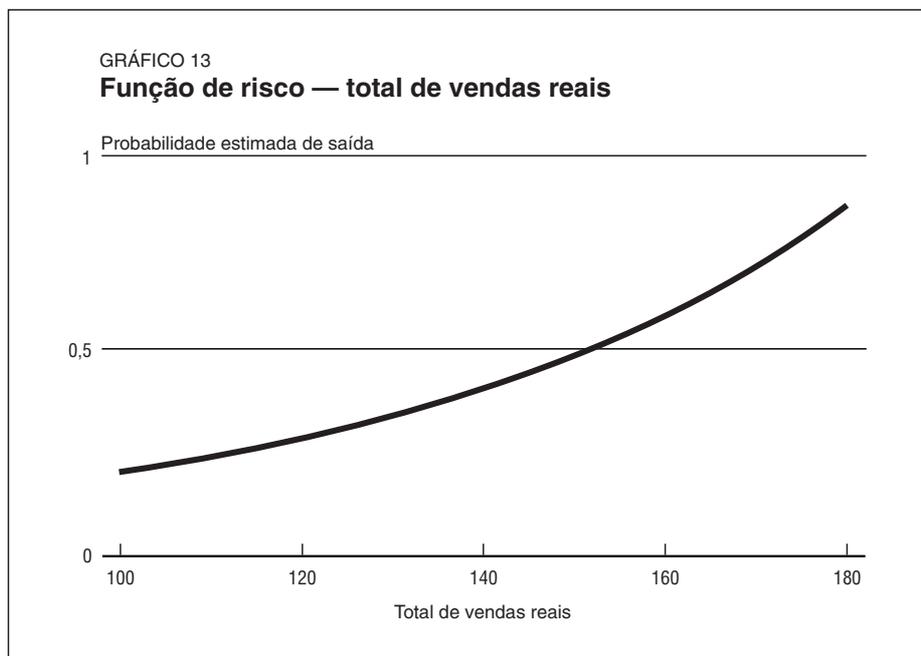




É interessante notar uma forte relação negativa entre a duração esperada do desemprego (a função de risco é crescente) e o aumento no total de salários reais pagos no intervalo representado pelo escopo total dos valores assumidos por essa variável na nossa amostra. Uma vez que estamos controlando para os outros efeitos, como foi mencionado, a interpretação desse resultado sugere que, para um determinado nível de salário de reserva constante, e total de pessoal ocupado, o aumento dos salários reais reduz a duração esperada do desemprego, o que é compatível com modelos de busca de emprego baseados em comportamento racional por parte dos trabalhadores.

Um resultado intuitivo é dado pela relação positiva entre a probabilidade de saída rápida do desemprego e o índice do total de vendas da indústria, como podemos ver no Gráfico 13.

O crescimento do total de vendas reais, como mostra os números da Fiesp, aponta para uma posição de aquecimento da atividade econômica, tendo o efeito de redução da duração esperada do desemprego (função de risco crescente). Se admitirmos uma variação pequena dos estoques do comércio no período da nossa análise, esse resultado é interessante, no sentido de afetar não só os trabalhadores do setor industrial (27% da nossa amostra), mas também os trabalhadores dos setores de serviços ligados ao comércio.



A combinação de dados microeconômicos, em nível de indivíduos como temos aqui, com dados macroeconômicos está sujeita a uma série de problemas, que vão desde a qualidade das medidas macroeconômicas, passando pela relação entre o universo no qual as variáveis agregadas foram geradas e o universo dos indivíduos na amostra em questão, até as relações entre os erros de medida dos dois conjuntos de variáveis. Um modo de captar os efeitos temporais sem o uso direto dessas variáveis agregadas é a utilização de *dummies* temporais,⁴ atribuídas aos indivíduos em função do período em que estes ficaram desempregados. O que se ganha com esse procedimento é a “filtração” dos efeitos temporais agregados sem a necessidade de utilização de variáveis agregadas específicas, sujeitas aos problemas mencionados. O que se perde são justamente as relações estimadas diretas entre as probabilidades de duração do desemprego e as variáveis observáveis. De qualquer maneira, esse procedimento alternativo fornece uma importante base de análise da robustez dos resultados relativos aos coeficientes das variáveis microeconômicas a essas medidas de efeitos temporais. Nesse sentido, refizemos nossas estimativas trocando as três variáveis agregadas mencionadas pelo conjunto de *dummies* temporais. Foram criadas 33 *dummies* temporais, uma para cada período em que um ou mais indivíduos em nossa amostra entraram no desemprego. Os resultados mostraram uma significância estatística

4 Os autores agradecem a Marcelo Neri por essa sugestão.

expressiva dos coeficientes estimados para essas *dummies*, ao mesmo tempo que não alteraram de forma substancial os coeficientes estimados para as variáveis dos indivíduos, como pode ser verificado na Tabela do Apêndice.

3.3 - Modelos paramétricos

Nessa classe de modelos também podemos relacionar o tempo esperado da duração do desemprego às características dos indivíduos. O *trade-off* com relação à classe de modelos anterior é em termos das hipóteses sobre a forma funcional da distribuição da variável tempo de duração. Enquanto o modelo semiparamétrico assume riscos proporcionais, mas não assume nenhuma forma específica para $f(t)$, no caso dos modelos paramétricos ocorre o inverso.

Aqui, escolhemos para $f(t)$ a especificação log-logística. O principal atrativo dessa especificação é a flexibilidade de resultados que ela potencialmente proporciona. Tal flexibilidade implica que a duração condicional de desemprego pode ser constante, crescente e/ou decrescente ao longo do tempo.

A Tabela 5 apresenta os resultados da estimação para o tempo de saída da condição de desemprego para a de um novo emprego. Em termos das co-variáveis incluídas, adotamos a mesma especificação do modelo de riscos proporcionais. A única diferença está na presença de uma constante, que não pode ser estatisticamente identificada no caso do modelo de riscos proporcionais. Basicamente, os

TABELA 5

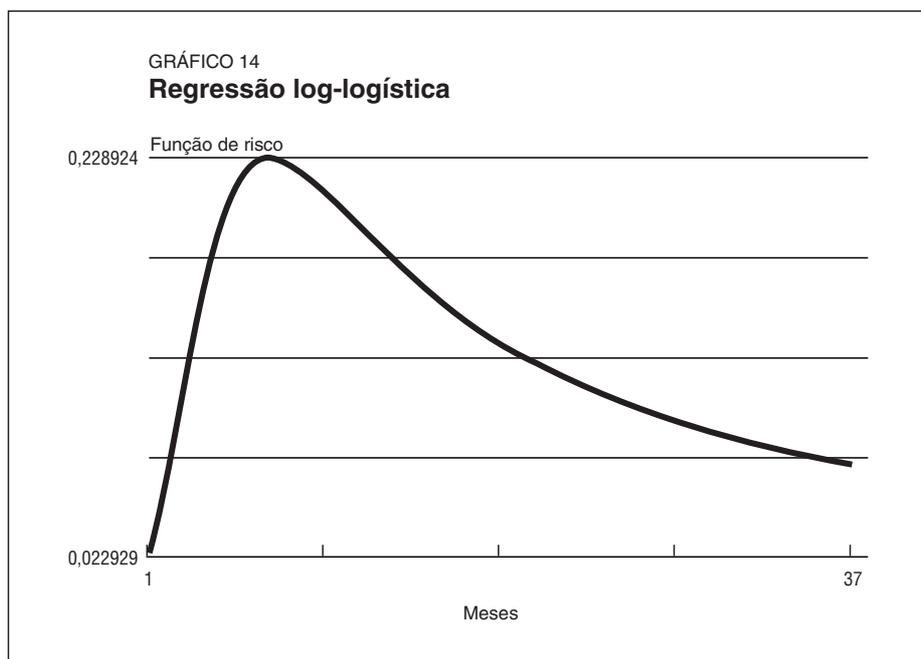
Modelo paramétrico com função log-logística

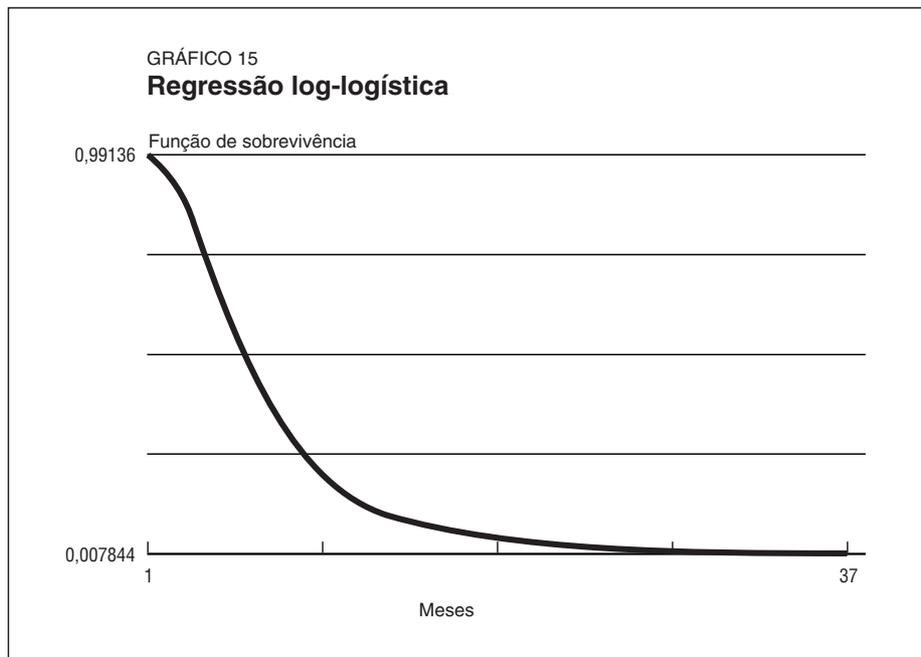
	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística z	P-valor
Chefe	-0,2380	0,068	-3,520	0,000
Educação	0,0170	0,007	2,338	0,019
Idade	0,0060	0,003	2,048	0,041
Já trabalhou	-0,2980	0,137	-2,182	0,029
Meses no emprego	0,0021	0,0007	2,934	0,003
Demitido	0,0420	0,061	0,691	0,490
Formal	0,1320	0,059	2,233	0,026
Horas pagas	0,0610	0,022	2,692	0,007
Salários reais	-0,0310	0,011	-2,725	0,006
Vendas reais	-0,0100	0,002	-4,154	0,000
Constante	3,1260	3,356	0,931	0,352

NOTA: Número de observações: 691; número de observações não-censuradas: 512; razão de verossimilhança: $\chi^2(11) = 297,02$; e log-verossimilhança: -651,775.

resultados do impacto de cada co-variada sobre o valor esperado da função de risco reproduzem qualitativamente os resultados do modelo de riscos proporcionais. A vantagem do modelo paramétrico é a possibilidade de estimação direta das funções de risco e de sobrevivência. O Gráfico 14 mostra a função de risco paramétrica estimada para os nossos dados.

Aqui, é interessante notar a importância dessa especificação paramétrica em termos da riqueza dos resultados produzidos: para a média amostral, a probabilidade de arranjar um emprego é crescente entre o primeiro e o sexto mês, quando ela atinge seu pico. Depois disso, ela passa a ser decrescente, o que significa que a probabilidade de um trabalhador típico arranjar um emprego depois de seis meses de desemprego (condicional ao desemprego já ter durado no mínimo esse período) é maior do que a de arranjar um emprego depois de sete meses, e assim por diante. Um ponto interessante é que esse pico de probabilidade de saída ocorre no sexto mês, o que corresponde a um mês a mais que o número máximo de meses que um trabalhador pode receber o seguro-desemprego no Brasil no período da nossa amostra. Infelizmente, os dados utilizados aqui não permitem um teste direto da influência direta da concessão do seguro-desemprego sobre a probabilidade de saída do desemprego, porém os resultados mencionados estimulam a utilização de dados e metodologias complementares para verificar esse fato. O Gráfico 15 mostra o resultado dual em termos de tempo esperado de duração do desemprego, dado pela função de sobrevivência explicada anteriormente.





A informação interessante aqui contida é que a probabilidade de permanência no desemprego é mais significativa durante os primeiros 12 meses, caindo para um valor próximo de zero depois disso. Esse resultado confirma os valores médio (6,44 meses) e mediano (6 meses) para os dados da amostra, mas ao mesmo tempo dá uma idéia da dispersão desses valores ao longo do tempo.

Um resultado muito útil para fundamentar os testes de especificação de modelos de duração é que a variável aleatória construída ao se integrar a função de risco no intervalo $(0, T)$ é distribuída como uma exponencial com média igual a 1 [Lancaster (1990, Cap.1)], ou seja:

$$Z = \int_0^T \lambda(s; x) ds \sim E(1)$$

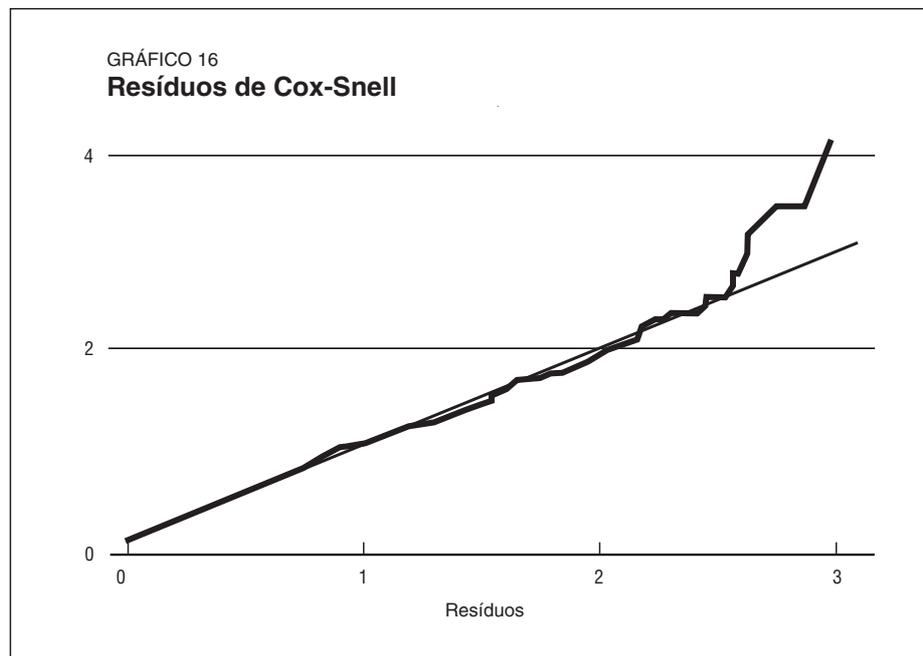
É importante notar aqui que tanto a forma funcional paramétrica está envolvida (pela determinação da função de risco) quanto as co-variadas utilizadas, que entram como argumento na reparametrização da função de risco. Dessa forma, a especificação do modelo paramétrico pode ser testada de maneira abrangente, uma vez que, no caso da função de risco determinada a partir da distribuição exponencial, é verdade que:

$$\int_0^Z \lambda(s; x) ds = \lambda Z$$

Assim sendo, ao calcularmos a função de risco integrada para cada observação da amostra, um modelo corretamente especificado produz $1 = 1$ em termos esperados para cada observação, ou seja, o modelo prevê que a probabilidade de saída tal como calculada pela função de risco para cada indivíduo, levando-se em conta suas características contidas no vetor X , será igual a 1 no instante em que sua saída foi efetivamente observada. As diferenças entre os valores calculados pela função de risco integrada para cada observação da amostra e os tempos de saída correspondentes a essas observações constituem, então, uma quantidade análoga aos resíduos de um modelo de regressão linear.

Computando-se esses resíduos e padronizando-os, levando-se em conta a censura presente em algumas observações da amostra, temos os resíduos de Cox-Snell, cuja distribuição empírica pode então ser comparada com a distribuição teórica de uma variável aleatória com distribuição exponencial. Essa comparação é feita mais facilmente em um gráfico, em que a reta de 45 graus indica a igualdade entre essas duas quantidades, de forma que desvios sistemáticos em relação a essa reta são interpretados como problemas de especificação do modelo. O resultado para o modelo paramétrico estimado aqui pode ser visto no Gráfico 16.

De forma geral, o gráfico aponta para uma especificação satisfatória, com desvios sistemáticos para os resíduos de maior valor. Isso motiva, a partir da ampliação da amostra sugerida na Seção 4, uma busca adicional por regressores e formas funcionais mais adequados para eliminar esses desvios.



4 - Conclusões e estratégias futuras de pesquisa

Por trás do emprego das várias técnicas estatísticas apresentadas neste trabalho está a busca da compreensão dos determinantes e do comportamento da duração do desemprego no Brasil. O conjunto de resultados produzidos por essas técnicas aponta para algumas conclusões esperadas, em termos qualitativos, e outras que nos pareceram surpreendentes à luz da teoria econômica da oferta de trabalho.

Assim sendo, nosso objetivo de pesquisa futura é o refinamento desta análise em duas dimensões complementares. Pretendemos ampliar a cobertura da nossa amostra tanto em termos espaciais como temporais, por meio da utilização dos microdados disponíveis da PME. Dessa forma, será possível entender se a duração esperada do desemprego foi afetada por mudanças na legislação trabalhista e/ou na demanda por trabalho e se o comportamento obtido varia significativamente entre as várias regiões do Brasil.

Se os resultados aqui alcançados se provarem robustos, caberá aos pesquisadores da área a tarefa de explicá-los à luz da teoria econômica e das características institucionais da economia brasileira.

Apêndice

Modelo semiparamétrico de riscos proporcionais com dummies temporais

	Razão de risco	Erro-padrão	Teste z	P-valor
Chefe	1,444882	0,1649318	3,224	0,001
Educação	0,9693591	0,011966	-2,521	0,012
Demitido	0,8244887	0,0816364	-1,949	0,051
Formal	0,8299621	0,0846678	-1,827	0,068
Já trabalhou	1,90811	0,4889199	2,522	0,012
Meses no emprego	0,9979916	0,0013383	-1,499	0,134
Idade	0,9892501	0,0050185	-2,130	0,033
Setor indústria	0,8188264	0,0873092	-1,875	0,061
md1	0,0002716	-	-	-
md2	5,60e+11	6,57e+11	23,043	0,000
md3	4,59e+09	6,48e+09	15,765	0,000
md4	1,15e+10	1,41e+10	19,021	0,000
md5	5,74e+09	7,21e+09	17,881	0,000
md6	4,77e+11	5,59e+11	22,938	0,000

(continua)

(continuação)

	Razão de risco	Erro-padrão	Teste z	P-valor
md7	8,69e+09	1,06e+10	18,704	0,000
md9	1,09e+10	1,72e+10	14,566	0,000
md10	8,62e+09	1,20e+10	16,475	0,000
md11	1,04e+13	1,27e+13	24,620	0,000
md12	4,84e+11	5,72e+11	22,775	0,000
md13	2,41e+11	2,85e+11	22,239	0,000
md14	2,95e+10	4,41e+10	16,140	0,000
md15	7,09e+11	8,30e+11	23,286	0,000
md16	2,44e+11	2,86e+11	22,323	0,000
md17	6,04e+10	7,42e+10	20,215	0,000
md18	4,53e+12	5,39e+12	24,502	0,000
md19	1,83e+11	2,21e+11	21,528	0,000
md20	1,62e+12	1,92e+12	23,736	0,000
md21	2,20e+12	2,60e+12	24,056	0,000
md22	1,35e+12	1,61e+12	23,489	0,000
md23	5,29e+11	6,22e+11	22,949	0,000
md24	6,96e+11	8,19e+11	23,173	0,000
md25	1,71e+11	2,07e+11	21,378	0,000
md26	1,20e+12	1,41e+12	23,620	0,000
md27	2,35e+11	2,88e+11	21,413	0,000
md28	2,44e+10	-	-	-
md29	1,18e+12	1,39e+12	23,707	0,000
md30	5,59e+10	6,44e+10	21,499	0,000
md31	1,61e+12	1,90e+12	23,845	0,000
md32	9,83e+11	1,16e+12	23,339	0,000
md33	1,47e+11	1,77e+11	21,412	0,000

NOTA: Número de observações: 691; número de observações não-censuradas: 512; razão de verossimilhança: $\chi^2(37) = 987,10$; e log-verossimilhança: $-2775,5124$.

Abstract

This paper examines the determinants of unemployment duration in the metropolitan area of São Paulo in 1997. Descriptive statistics show that around 52% of the unemployed lived with their parents, that their average age was 27 and that 80% of them had between four and eleven years of schooling. Moreover, 85% of the 1997 unemployed quit looking for work in the three months, following the survey, but only half of them found a new job. The econometric results show that unemployment duration is lower for family heads and for persons who have worked before, and higher for the more educated, for persons who were laid off from their previous work, for the elderly and for those with longer tenure in the previous work. Finally, the hazard rate increases with the duration of unemployment up to the sixth month, declining afterwards.

Bibliografia

- AHN, N., RICA, S. de la, UGIDOS, A. Willingness to move for work and unemployment duration in Spain. *Economica*, v. 66, n. 263, 1999.
- BIVAR, W. Estimativas da duração média do desemprego no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 23, n. 2, 1991.
- COX, D. R., OAKES, D. *Analysis of survival data*. London: Chapman & Hall, 1984.
- FERNANDES, R., PICCHETTI, P. Uma análise da estrutura do desemprego e da inatividade no Brasil metropolitano. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 29, n. 1, 1999.
- GREENE, W. *Econometric analysis*. Macmillan, 1993.
- KALBFLEISCH, J. D., PRENTICE, R. L. *The statistical analysis of failure time data*. New York: Wiley, 1980.
- KIEFER, N. Economic duration data and hazard functions. *Journal of Economic Literature*, v. 26, p. 646-679, 1988.
- LANCASTER, T. *The econometric analysis of transition data*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.

(Originais recebidos em setembro de 2000. Revisitos em novembro de 2000.)