

Estimativas da duração média do desemprego no Brasil*

WASMÁLIA BIVAR**

Esta dissertação tem por objetivo estimar a duração esperada das ocorrências completas de desemprego e analisar os elementos que distinguem a experiência dos homens e mulheres no mercado de trabalho e seus reflexos sobre as taxas de desemprego. A taxa de desemprego foi determinada como resultante das probabilidades de transição entre os três estados nos quais a população pode ser classificada em relação ao mercado de trabalho: ocupação, desocupação e inatividade. As distintas experiências de homens e mulheres no mercado de trabalho se refletem nas probabilidades de transição e, conseqüentemente, nas suas respectivas taxas de desemprego. Na estimativa da duração esperada das ocorrências completas de desemprego são utilizados dois modelos: no primeiro, supõe-se que as probabilidades de saída do desemprego são independentes do tempo de permanência nesse estado; e, no segundo, considera-se a possibilidade de a duração influenciar a probabilidade de encontrar ocupação ou sair da força de trabalho.

1 - Introdução

A análise dos custos sociais do desemprego deve levar em conta não só a sua distribuição diferenciada entre os diversos grupos demográficos que compõem a força de trabalho, como também a intensidade com que os afeta. Nesse caso, torna-se relevante conhecer não apenas a taxa de desemprego, mas também o tempo que os trabalhadores empregam para encontrar trabalho e os obstáculos que surgem ao longo do processo de busca. Embora seja reconhecida a importância destas questões, em uma rápida revisão dos estudos sobre o mercado de trabalho no Brasil evidencia-se a escassez de informações desta natureza. Dentro desta perspectiva, este trabalho procura dar uma pequena contribuição para que se inicie a preencher esta lacuna, colocando-se como objetivo a estimativa da duração média das ocorrências completas de desemprego.

* Este trabalho é parte da dissertação de mestrado aprovada pelo Departamento de Economia da PUC/RJ. Aproveito para agradecer a José Márcio Camargo e a Ricardo Paes de Barros pela excelente orientação. Como de praxe, erros e omissões são de responsabilidade da autora

** Do Departamento de Indústria do IBGE e da Università Commerciale Luigi Bocconi.

Em primeiro lugar, é necessário distinguir entre ocorrências completas de desemprego e ocorrências em curso. A duração média do desemprego divulgada pela Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) refere-se à duração interrompida das ocorrências de desemprego, pois a informação diz respeito à duração do desemprego *em curso*, já que no momento em que é registrada a ocorrência do desemprego ainda não chegou ao seu fim. A duração média das ocorrências completas de desemprego representa o tempo que, em média, uma pessoa que entra no estado de desemprego espera permanecer até encontrar ocupação ou sair da força de trabalho.

Com este propósito foram utilizados dois modelos, cujas estimativas foram obtidas a partir das informações de um subconjunto das amostras completas da PME, referentes ao período compreendido entre janeiro de 1983 e dezembro de 1990, para a Região Metropolitana de São Paulo. A Seção 2 descreve os procedimentos adotados para a definição deste subconjunto, que permitem o tratamento das informações em nível de indivíduo como longitudinais.

A técnica utilizada na construção dos dois modelos propostos neste trabalho é conhecida como análise de sobrevivência. As questões metodológicas gerais e que são comuns a ambos os modelos são apresentadas na Seção 3. Os problemas metodológicos específicos a cada modelo e os estimadores utilizados são apresentados nas seções subsequentes.

O primeiro modelo, mais usualmente encontrado na literatura, supõe que a duração do desemprego tem distribuição geométrica. Esta hipótese significa que a probabilidade de saída do desemprego independe do tempo de permanência neste estado. Considerando, adicionalmente, o desemprego em *steady state*, pode-se decompor a taxa de desemprego em duração e frequência das ocorrências. As estimativas obtidas a partir destas hipóteses são apresentadas na Seção 4 e comparadas com os resultados obtidos por Layard, Nickell e Jackman (1991) para os países da OECD.

O segundo modelo, apresentado na Seção 5, é um modelo não-paramétrico, o que permite que não se faça qualquer hipótese *a priori* sobre o comportamento da probabilidade de saída do desemprego na medida em que se prolonga a sua duração, ou seja, procura-se relaxar a hipótese de probabilidade de saída do desemprego constante. Nesta seção aborda-se ainda a questão da concentração do desemprego nas longas durações, enfatizada por Clark e Summers (1979). As principais conclusões são apresentadas na última seção.

2 - A base de dados

Os dados aqui utilizados foram obtidos a partir das amostras da PME¹ para a Região Metropolitana de São Paulo referentes ao período janeiro de 1983/dezembro de

1 Para maiores informações sobre a metodologia da PME, ver IBGE (1983).

1990. Adotaram-se alguns procedimentos a fim de permitir a obtenção de informações longitudinais em nível de indivíduos.

A PME adota um esquema de rotação de painéis, visando conciliar dois objetivos conflitantes: não cansar os informantes pela permanência prolongada na pesquisa e, ao mesmo tempo, evitar problemas na comparação mensal dos resultados, decorrentes da troca de informantes. Cada domicílio selecionado é pesquisado por quatro meses, retirado da amostra por oito meses consecutivos, retornando à mesma por mais quatro meses, para depois sair da pesquisa definitivamente.²

Os domicílios selecionados formam um painel que é dividido em quatro partes ou remessas. Cada remessa irá corresponder aos domicílios pesquisados a cada semana do mês. A cada mês uma dessas remessas é substituída por outra, de modo que 75% dos domicílios levantados em um dado mês permanecem na amostra do mês seguinte. Com essa rotação de painéis, 3/4 da amostra de domicílios são comuns a cada par de meses consecutivos, o que nos permite tratar este subconjunto dos dados da pesquisa como longitudinais.

Para identificar este subconjunto de domicílios, utilizou-se o código de identificação que o IBGE atribui a cada domicílio, que é a unidade amostral da PME. Confrontou-se o código de cada domicílio investigado em um mês com os códigos dos domicílios investigados no mês subsequente, sendo retirados da amostra aqueles cujos códigos não foram encontrados em ambos os meses.

Em cada domicílio selecionado, a PME levanta informações detalhadas referentes a todos os indivíduos residentes com idade superior a 10 anos,³ e a pesquisa não estabelece qualquer controle para verificar eventuais mudanças nos componentes do domicílio selecionado. Dessa forma, como estamos interessados nas informações longitudinais em nível de indivíduo, tornou-se necessário verificar se os indivíduos pesquisados nos domicílios que compõem o subconjunto definido pela aplicação do critério acima eram os mesmos. Para isso, foram confrontadas as informações prestadas em um dado mês com aquelas prestadas no mês subsequente, sobre as seguintes características individuais: condição na família (chefe, cônjuge, filho etc.), sexo, ano e mês de nascimento. Aqueles indivíduos cujas informações prestadas por dois meses consecutivos não encontravam correspondência foram excluídos.⁴

O conjunto de informações obtido pela aplicação dos procedimentos acima à amostra da PME será denominado "subamostra", que é composta de, aproximadamente, 72% do número original de domicílios e 70% do número de pessoas. Entretanto, deve-se considerar que, originalmente, apenas 75% da amostra são comparáveis bimensalmente, em termos de domicílio.

2 Para uma descrição pormenorizada desse procedimento, ver IBGE (1981).

3 Embora a PME pesquise todos os moradores com idade superior a 10 anos, apenas as informações dos moradores com mais de 15 anos fazem parte dos indicadores divulgados.

4 Uma utilização dos dados primários da PME como informações longitudinais em nível de indivíduos é encontrada em Barros, Sedlacek e Varandas (1989).

Para os indivíduos desempregados que compõem a subamostra (de cada mês do período janeiro de 1983/dezembro de 1990) foram selecionadas as seguintes informações: situação em relação ao mercado de trabalho no mês consecutivo e há quanto tempo se dedicam à atividade de busca de uma ocupação.

Como dispomos de informações por um par de meses, é conhecida para cada indivíduo classificado como desocupado no mês *i* a atividade exercida no período de referência (semana de referência)⁵ do mês consecutivo: ocupados (aqueles que trabalharam ou tinham trabalho); desocupados (aqueles que não tinham trabalho mas estavam dispostos a trabalhar e que, para encontrar trabalho, tomaram alguma providência efetiva na semana de referência); ou inativos (aqueles não classificados como ocupados ou desocupados).

A definição de tempo de desemprego adotada na PME, de acordo com o IBGE (1989), corresponde ao tempo em que o indivíduo procura trabalho, representando:

“(...) o período *contínuo* em que a pessoa, sem exercer uma ocupação econômica, vem tomando providências para conseguir trabalho, e é contado até a data da última providência.”

O período de desemprego é considerado interrompido nos seguintes casos: se o indivíduo, durante duas semanas consecutivas, tiver deixado de tomar providências para conseguir trabalho; e se tiver trabalhado mesmo que, simultaneamente, tenha procurado trabalho. Portanto, a informação do tempo de desemprego na PME refere-se à ocorrência *corrente* de desemprego e ao período de tempo que o indivíduo se encontra desempregado até a data de realização da pesquisa.

3 - Análise de sobrevivência

Heckman e Borjas (1980) definem quatro tipos de estado-dependência, que se referem às diferentes formas pelas quais a história progressa do trabalhador no mercado de trabalho afeta a sua probabilidade de permanecer desempregado e, conseqüentemente, a duração do desemprego.

O primeiro tipo de estado-dependência seria descrito por um processo markoviano, no qual, dado o estado inicial, o tempo de permanência no estado não afeta a probabilidade de sair dele.

No segundo tipo, chamado de duração-dependência, a probabilidade de sair do estado de desemprego depende do tempo em que o trabalhador se encontra

5 O IBGE divulga estimativas da taxa de desemprego para dois períodos de referência distintos: a semana e o período de 30 dias. Os dados aqui utilizados são relativos à semana de referência, escolha que se deve ao fato de a ocupação ser investigada apenas para a semana de referência, embora a busca de ocupação seja investigada para o período de referência de 30 dias.

desempregado, na sua ocorrência *corrente* de desemprego, podendo o processo ser denominado semimarkoviano.

Os outros dois tipos de estado-dependência referem-se ao número de ocorrências prévias de desemprego e à extensão de tempo dessas ocorrências, denominados ocorrência-dependência e duração-dependência-defasada, respectivamente.

Para ilustrar, observem-se as seqüências de estados ocupados por cinco indivíduos:

1) *NNNNNNNDE*

2) *EEEEEEDE*

3) *DDDDDDDE*

4) *DDEDDDEDE*

5) *NNDDNDDDE*

onde *N* = inativo; *E* = ocupado; e *D* = desempregado.

A hipótese de que o processo é markoviano implica que a probabilidade de transição do desemprego para o emprego, $P(E|D)$, depende apenas do fato de o indivíduo estar desempregado no período imediatamente anterior e independe dos estados anteriores.

A observação das seqüências acima pode indicar o quanto essa hipótese é restritiva quando comparada à realidade, pois é razoável supor que indivíduos com diferentes seqüências possuam probabilidades distintas de encontrar trabalho. Entretanto, assumindo-se que o processo seja markoviano, atribui-se a todos os indivíduos acima igual probabilidade de transição dos estados de desemprego para emprego, sendo esta independente da duração do desemprego e da experiência prévia dos indivíduos no mercado de trabalho. Assim, os indivíduos 2 e 3 têm igual probabilidade de deixar o desemprego, embora o indivíduo 2 tenha permanecido empregado e o indivíduo 3 desempregado por todos os estágios anteriores da seqüência.

No caso do processo semimarkoviano (duração-dependência), atribui-se igual probabilidade de sair do desemprego aos indivíduos 1, 2 e 4, uma vez que o tempo de permanência na ocorrência corrente de desemprego é igual para todos. Nesse caso, desconsidera-se que os indivíduos 1 e 2 jamais estiveram desempregados anteriormente e que o indivíduo 4 está encerrando o seu terceiro período de desemprego.

Para levar em conta a ocorrência-dependência e a duração-dependência-defasada seria necessário considerar no cálculo da probabilidade de saída do desemprego as ocorrências prévias de desemprego e as suas respectivas extensões. Desse modo, a probabilidade de sair do desemprego e, conseqüentemente, a duração do desemprego dependeria não apenas do fato de o indivíduo encontrar-se correntemente desempregado e do tempo em que se encontra nesse estado, como também do número de vezes anteriores que o indivíduo encontrou-se nessa situação e do tempo que permaneceu desempregado em cada uma delas.

Segundo Heckman e Borjas, o desemprego passado altera preferências, preços ou restrições que determinam, em parte, o desemprego futuro. Este seria o caso quando o desemprego leva à perda de experiência ou quando os empregadores utilizam as informações acerca do desemprego passado dos trabalhadores na sua política de contratação, como forma de distinguir e comparar trabalhadores heterogêneos em variáveis não-observáveis, tais como habilidade e motivação.

Os dois tipos de estado-dependência que se relacionam com as ocorrências prévias não serão tratados aqui, sendo as estimativas da duração do desemprego restritas às relações estabelecidas pelas ocorrências correntes. Isto se deve ao fato de que os dados disponíveis referem-se aos tempos *contínuos* de busca de trabalho e, portanto, pelo menos da forma como a amostra da PME é aqui tratada (ver procedimentos descritos na Seção 2), são relativos ao estado *corrente* de desemprego.

Com as informações disponíveis, é possível propor duas estimativas alternativas da duração do desemprego: a primeira irá supor que o processo é markoviano e a segunda levará em conta a duração-dependência, utilizando um modelo semi-markoviano.

3.1 - Modelo geral de sobrevivência⁶

Na análise da duração do desemprego, a variável de interesse é o tempo decorrido entre a entrada dos indivíduos na situação de desemprego e a ocorrência de saída dessa situação, que se pode dar via saída da força de trabalho ou início de uma ocupação.

Seja T uma variável aleatória representando o tempo de desemprego e que assume os valores t_1, \dots, t_n , onde:

$$0 \leq t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_n$$

com função de probabilidade dada por:

$$f(t_i) = P(T = t_i)$$

e a função de distribuição acumulada dada por:

⁶ Entre outras referências, pode-se indicar: Achcar, Bolfarine e Rodrigues (1991), Cox e Oakes (1984), Kalbfleisch e Prentice (1980) e Lawless (1982).

$$F(t_i) = P(T < t_i)$$

para $i = 1, 2, \dots, n$.

A função de sobrevivência ou a duração do desemprego além de um certo tempo t , para a variável aleatória T discreta, é dada por:

$$S(t) = 1 - P(T < t) = P(T \geq t) = \sum_{i, t_i \geq t} f(t_i)$$

para $i = 1, 2, \dots, n$, sendo $S(0) = 1$ e $S(+\infty) = 0$.

A função de risco ou *hazard* ($h(t_i)$) especifica a probabilidade de saída do desemprego em $T = t_i$, condicional à permanência no desemprego até o tempo t_i . Em um modelo com tempo discreto, a função *hazard* será dada por:

$$h(t_i) = P(T = t_i | T \geq t_i)$$

$$h(t_i) = f(t_i)/S(t_i)$$

para $i = 1, 2, \dots, n$. Como:

$$f(t_i) = F(t_{i+1}) - F(t_i) = S(t_i) - S(t_{i+1})$$

temos que:

$$h(t_i) = 1 - S(t_{i+1})/S(t_i)$$

para $i = 1, 2, \dots, n$.

Tomando-se o produto de $1 - h(t_i) = S(t_{i+1})/S(t_i)$, obtém-se a função de sobrevivência:

$$S(t) = \prod_{i, t_i < t} [1 - h(t_i)] = \prod_{i, t_i < t} p(t_i)$$

sendo:

$$p(t_i) = [1 - h(t_i)]$$

Conhecida a probabilidade de saída do desemprego e, conseqüentemente, a função de probabilidade, pode-se estimar a duração do desemprego:

$$D = \sum_i f(t_i) * t_i$$

O método mais geral acima supõe que o grupo de indivíduos para o qual se deseja conhecer a estrutura do tempo de sobrevivência seja homogêneo, o que significa que a probabilidade de saída do estado de desemprego seja a mesma para todos os indivíduos que compõem o grupo. Essa é uma hipótese forte, quando se considera que os indivíduos possuem, na prática, características distintas que afetam a probabilidade de deixar a situação de desemprego. Tais características podem ser mensuráveis, como sexo, idade, educação. Por outro lado, os indivíduos podem diferir em certas variáveis não-observáveis, como, por exemplo, motivação.

As características dos indivíduos ou covariáveis⁷ podem ser tais que variam com o tempo (estado civil), ou podem ser independentes do mesmo (sexo). Além disso, de acordo com a classificação de Lancaster (1990), as covariáveis podem ser exógenas (idade) – quando afetam o processo, mas não são afetadas por ele – e endógenas – quando são afetadas pelo processo (estado civil). Neste trabalho, a questão da heterogeneidade é novamente discutida na Subseção 5.1.3. Em Bivar (1991) encontram-se os resultados obtidos com a covariável sexo.

Com a introdução da covariável tempo-calendário é possível analisar as flutuações da função *hazard* resultantes de mudanças nas condições econômicas e da existência de sazonalidade:

$$h(t_i, c_i) = P(T = t_i | T \geq t_i, c_i) = q(t_i, c_i)$$

onde c_i = tempo-calendário e t_i = tempo de desemprego.

Esta covariável é utilizada no modelo markoviano, o que não é possível no modelo semimarkoviano, uma vez que se utiliza a hipótese de *steady state*. Esta última questão é discutida na Subseção 5.1.4.

3.2 - Modelo com riscos competitivos

A função *hazard* relaciona a probabilidade de saída de um estado com o tempo de permanência neste estado. O desemprego pode terminar tanto pela retirada da força

7 Para uma abordagem detalhada, ver Lancaster (1990) e Kalbfleisch e Prentice (1980).

de trabalho (dn) quanto pela transição para o estado de ocupação (de), ou seja, existem dois tipos de saída do desemprego, que concorrem entre si e que têm significados e implicações inteiramente distintos.

Na aplicação do método, generaliza-se a noção usualmente empregada na análise de sobrevivência, estimando-se separadamente a função *hazard* para as transições para ocupação e para saída da força de trabalho. A decomposição da probabilidade de saída do desemprego por tipo de saída é realizada com objetivo de estimar a duração do desemprego, supondo que os indivíduos não saem da força de trabalho quando desempregados, ou seja, estimar a duração do desemprego caso não ocorra o chamado “desalento”.⁸

Nesse caso, para decompor a função *hazard* por tipo de saída, é necessário conhecer a função de distribuição conjunta do tempo de desemprego e do tipo de saída. Existem dois tempos de saída do desemprego associados a dois distintos tipos de saída do estado de desemprego. Define-se:

T_v = duração do desemprego por tipo de saída; e
 v = tipo de saída do desemprego: para emprego (de) e para fora da força (dn), que é única para cada indivíduo.

No modelo de riscos competitivos, supõe-se que cada indivíduo tem um tempo de saída do desemprego por tipo de saída (T_{de}, T_{dn}), que seria individualmente observado se todos os demais tipos de saída houvessem sido suprimidos, ou seja, se fossem eliminados todos os “riscos” de saída exceto um. A função *hazard* para o tempo de desemprego por tipo de saída nos dá a probabilidade de um certo tipo de saída do desemprego, dado que a possibilidade de outras causas de saída tenha sido eliminada:

$$h_v(t_i) = P[t_i = T_v | T_v \geq t_i]$$

Como a natureza dos dados sobre as ocorrências de desemprego é tal que apenas o $\min(T_{de}, T_{dn})$ é observado, não é possível identificar se os diferentes “riscos” de saída do desemprego são independentes ou não. Nesse caso, não é possível testar a independência de T_{de} e T_{dn} .

Existe uma função *hazard*, denominada função *hazard* causa-específica,⁹ que é possível estimar sem adotar qualquer suposição quanto à distribuição dos diferentes tempos de saída:

8 Neste caso, interessa saber o que ocorre com as estimativas se os indivíduos desempregados que saem da força de trabalho continuassem a procurar trabalho. Por comodidade, estas estimativas foram denominadas “sem desalento”, embora se reconheça que nem todas as saídas da força de trabalho devem-se à percepção dos trabalhadores sobre a inexistência de ocupações disponíveis. Clark e Summers (1979) chamam esta estimativa de duração do desemprego do trabalhador indômito.

9 Para uma abordagem formalizada, ver Lancaster (1990), Kalbfleisch e Prentice (1980), Cox (1962), Cox e Oakes (1984) e Lawless (1982).

$$\lambda_v(t_i) = P[t_i = T_v | T \geq t_i] = P[t_i = T_v | T_{de} \geq t_i, T_{dr} \geq t_i]$$

Esta função dá a taxa instantânea de saída do tipo v ao tempo t_i , na presença de outros tipos de saída. Supondo-se que os tempos de desemprego por tipo de saída são independentes:

$$\lambda_v(t_i) = h_v(t_i)$$

Com os dados disponíveis, não é possível identificar o modelo, ou seja, não é possível distinguir entre um modelo de riscos competitivos dependentes e um de riscos competitivos independentes, dado que o valor de λ_v observado é compatível com os dois modelos.

A partir da estimativa de λ_v e da suposição de que os riscos competitivos são independentes, é possível estimar a duração do desemprego eliminando uma das causas de saída. Nas estimativas da duração do desemprego, chamada ao longo deste trabalho de “sem desalento”, supõe-se que existe apenas uma causa de saída do desemprego, para o estado de ocupação. Esta seria a duração do desemprego, caso os indivíduos desempregados que saem da força de trabalho continuassem a procurar trabalho.

4 - O modelo markoviano

A hipótese de que o processo é markoviano implica que a probabilidade de sair do desemprego não é afetada pelo tempo de permanência no estado de desemprego. Desse modo, a função *hazard* é dada por:

$$h(t_i) = q \quad \forall t_i$$

$$h(t_i) = f(t_i)/S(t_i) = q \quad \forall t_i$$

As estimativas das probabilidades de transição foram obtidas pela frequência relativa dos desempregados da subamostra do mês i que no mês $i + 1$ encontraram ocupação ou saíram da força de trabalho:¹⁰

¹⁰ As estimativas das probabilidades de transição do desemprego para fora da força de trabalho e para ocupação encontram-se no Anexo (Tabela A.1).

$$\hat{q}^{de} = DE/D \text{ e } \hat{q}^{dn} = DN/D$$

onde:

DE = número de desempregados que encontraram ocupação no mês subsequente;

DN = número de desempregados que saíram da força de trabalho no mês subsequente; e

D = número total de desempregados na subamostra do mês.

Ressalta-se que $\hat{q} = \hat{q}^{de} + \hat{q}^{dn}$.

Para se obter as probabilidades anualizadas, foram ponderadas as probabilidades mensais pela estimativa do estoque de desempregados divulgada pela PME. Por exemplo:

$$\hat{q}_{ano}^{de} = \left[\sum_{i=1}^{12} D_{PME}^i q^{de,i} \right] / \left[\sum_{i=1}^{12} D_{PME}^i \right]$$

onde D_{PME}^i = estimativa do número de pessoas desempregadas no mês i divulgada pela PME.

Esta probabilidade, supondo que o processo é markoviano, é a mesma para todos os períodos de desemprego. No entanto, como não é utilizada a hipótese de *steady state*, é possível analisar os efeitos das variações nas condições econômicas sobre as estimativas da duração do desemprego, pela incorporação da covariável temporal.

4.1 - Duração média e frequência das ocorrências de desemprego

A distribuição do tempo de desemprego, nesse caso, é geométrica.¹¹ Desse modo, a estimativa da duração média das ocorrências de desemprego é definida como o inverso da probabilidade de sair desse estado:

¹¹ Embora a literatura habitualmente refira-se à distribuição exponencial, optou-se por utilizar aqui a distribuição geométrica, que é o caso discreto da exponencial. Esta escolha foi feita visando à compatibilização da notação, uma vez que o segundo modelo, semimarkoviano, é discreto. Marston (1976) estima a duração média do desemprego com base na distribuição exponencial. Para uma formalização, ver Lancaster (1990).

$$d = [1/(q^{de} + q^{dn})]$$

onde $q^{de} + q^{dn} = 1 - p$, sendo p a probabilidade de continuação ou de sobrevivência.

Para estimar a duração do desemprego, desconsiderando-se a existência de desalento, redefiniu-se:

$$q^{de} = 1 - p^*$$

$$p^* = p + q^{dn}$$

O que nos capacita estimar:

$$d^* = [1/q^{de}]$$

O número de trabalhadores desempregados irá depender do fluxo de entrada no desemprego e do tempo que os desempregados permanecem neste estado. Para estimar a frequência das ocorrências de desemprego, ou seja, a magnitude das entradas no desemprego, assumiu-se que as probabilidades de transição para fora do desemprego são constantes e estacionárias, independentes do tempo-calendário:

$$h(t_i, c_i) = q \quad \forall t_i \quad \text{e} \quad \forall c_i$$

onde c = tempo-calendário e t = tempo de desemprego.

Supondo-se ainda *steady state*, ou seja, que o nível de desemprego permanece constante, tem-se como consequência que o fluxo de entrada no desemprego é igual ao fluxo de saída, logo:

$$F = (q^{de} + q^{dn})D$$

onde D = número de desempregados.

O lado esquerdo da equação (F) dá o fluxo de entrada no estado de desemprego (frequência de ocorrência de desemprego) que, em *steady state*, é igual ao fluxo de saída dessa situação.

Dividindo a equação pelo total da população economicamente ativa (PEA), tem-se:

$$F/PEA = [(q^{de} + q^{dn})D]/PEA$$

$$f = [(q^{de} + q^{dn})D]/PEA = (q^{de} + q^{dn})u$$

onde f = frequência das ocorrências de desemprego e u = taxa de desemprego.

A taxa de desemprego pode então ser decomposta no produto da frequência das ocorrências de desemprego (f), expressa como proporção da PEA, e na duração esperada do desemprego (d).

Definindo-se $(q^{de} + q^{dn})$ como o inverso da duração esperada do desemprego (d), supondo que a distribuição do tempo de desemprego é geométrica, conforme o modelo markoviano acima, pode-se reescrever:

$$f = u * (1/d)$$

ou seja,

$$u = f * d.$$

Ressalte-se que esta decomposição da taxa de desemprego assume que as probabilidades de transição para fora do desemprego são constantes, independentes do tempo de desemprego e corretas apenas numa situação de *steady state*.

4.2 - Decomposição da taxa de desemprego no Brasil comparada com os países da OECD

As estimativas da duração média das ocorrências completas de desemprego e a que supõe que não ocorre desalento, a frequência dessas ocorrências e a taxa de desemprego estimada pela PME são apresentadas na Tabela 1 a seguir.

Observa-se que a duração média das ocorrências de desemprego assim estimada é bastante pequena, sendo, aproximadamente, 1,6 mês no período 1983/90. A duração do desemprego, supondo que os trabalhadores são indômitos na sua busca por ocupação no mercado de trabalho e não saem da força, implica um crescimento em torno de 25% da duração do desemprego.

A decomposição da taxa de desemprego é interpretada da seguinte maneira: se a duração média esperada de cada ocorrência de desemprego for, aproximadamente, 1,76 mês e se, em média, 2,59% da PEA (frequência das ocorrências) entram nesse estado a cada mês (como em 1990), a taxa de desemprego será 4,55%.

Ressaltamos que a hipótese de *steady state* foi utilizada apenas para a estimativa da decomposição da taxa de desemprego, ou seja, na estimativa da frequência das ocorrências. Na estimativa da duração do desemprego, a hipótese fundamental é a de probabilidade de saída do desemprego constante ao longo do tempo de desemprego.

TABELA 1

Decomposição das taxas de desemprego em duração e frequência das ocorrências – 1983/90

Ano	Taxa anual ^a	Frequência (% da PEA)	Duração (mês)	Duração sem desalento (mês)
1983	6,79	3,90	1,74	3,00
1984	6,78	3,97	1,71	2,94
1985	5,00	3,05	1,64	2,72
1986	3,33	2,28	1,46	2,39
1987	3,76	2,35	1,60	2,57
1988	4,01	2,52	1,59	2,66
1989	3,43	2,21	1,55	2,49
1990	4,55	2,59	1,76	2,96
Média	4,71	2,90	1,63	2,70

FONTE: Dados obtidos a partir de um subconjunto da amostra da PME.

^a Média anual da taxa estimada pela PME ponderada pela PEA.

A decomposição do desemprego, em frequência das ocorrências de desemprego e duração, pode contribuir para avaliar os custos sociais do desemprego. É possível que a combinação de alta frequência com baixa duração se configure como resultado do funcionamento “normal” do mercado de trabalho — embora exista na literatura análises que procuram qualificar esta idéia.¹² A outra combinação, baixa frequência e alta duração, é, em geral, considerada menos desejável, na medida em que os custos do desemprego não são distribuídos pela população, incidindo sobre um pequeno grupo por um longo tempo. Na Subseção 5.3 discute-se mais detalhadamente esta questão.

Na Tabela 2 a seguir confronta-se a decomposição da taxa de desemprego, em frequência das ocorrências e duração, estimada nesta subseção com aquelas estimadas por Layard, Nickell e Jackman (1991) para os países da OECD. Como estes autores adotam as mesmas hipóteses utilizadas nesta subseção, esta comparação é possível.

¹² Para uma discussão crítica desta idéia, ver Clark e Summers (1979).

TABELA 2

Decomposição da taxa de desemprego dos países da OECD do Brasil – 1988

País	Taxa	Frequência (%)	Duração (mês)
Baixo fluxo e alta duração			
Bélgica	8,3	0,2	50
Dinamarca	9,4	0,8	11
França	11,1	0,6	21
Alemanha	6,6	0,4	16
Irlanda	20,0	0,7	30
Itália	8,6	0,2	36
Holanda	10,1	0,4	25
Espanha	23,6	0,2	105
Reino Unido	9,1	0,9	10
Alto fluxo e baixa duração			
Austrália	7,8	1,4	6
Canadá	8,3	2,6	3
Estados Unidos	5,8	2,2	3
Baixo fluxo e baixa duração			
Finlândia	5,3	1,1	5
Japão	2,6	0,5	5
Noruega	3,3	1,1	3
Suécia	1,6	0,5	3
Brasil ^a	4,0	2,5	1,6

FONTE: Layard, Nickell e Jackman (1991).

^a Dados obtidos do modelo de distribuição geométrica para São Paulo.

A composição do desemprego varia de forma bastante acentuada entre os diferentes países, com combinações de frequência e duração bastante distintas.

Se aceitarmos as hipóteses adotadas nas estimativas obtidas por este trabalho, podemos situar o Brasil entre os países que apresentam as menores durações combinadas com as mais altas frequências.

5 - Modelo semimarkoviano

Este modelo é proposto com o objetivo de retirar a hipótese de que as probabilidades de saída do desemprego sejam invariantes com relação ao tempo de desemprego, considerando-se a existência da duração-dependência na estimativa da função *hazard*. A principal dificuldade, associada às estimativas que serão apresentadas, refere-se à inexistência de informações internacionais compatíveis com as hipóteses aqui adotadas. Mesmo a comparação com os resultados do modelo apresentado na seção anterior deve ser feita muito cuidadosamente. As estimativas do modelo markoviano não pressupunham *steady state*, e esta hipótese é considerada fundamental para a obtenção dos resultados do modelo aqui descrito.

5.1 - O esquema de amostragem e suas implicações

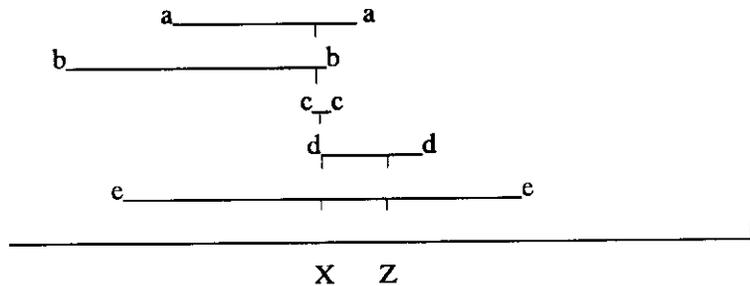
A informação do tempo de desemprego na PME corresponde ao tempo decorrido desde que o indivíduo entrou no estado de desemprego até o momento de realização da pesquisa. Os indivíduos selecionados podem ser vistos como elementos de uma população, que ocupam o estado de desemprego, em uma determinada data. Essas duas características dos dados aqui utilizados têm algumas implicações que procuraremos tratar nesta seção.

5.1.1 - O esquema de censura das informações

A informação da variável tempo de desemprego, conforme se encontra disponível na PME, é incompleta ou censurada, uma vez que não é conhecido o tempo total decorrido desde a entrada dos indivíduos (selecionados pela pesquisa) no *pool* de desemprego até a sua saída deste estado. A informação do tempo de desemprego na PME corresponde ao tempo decorrido desde que o indivíduo selecionado entrou no estado de desemprego até o momento de realização da pesquisa.

Através dos procedimentos de criação da subamostra, é possível eliminar parte da censura das informações através da identificação dos desempregados que no mês subsequente encontraram ocupação ou saíram da força de trabalho. Para aqueles indivíduos que permanecem desempregados no mês subsequente, não é conhecida a duração total de desemprego, ou seja, a informação destes indivíduos é censurada.

O esquema de censura das informações pode ser ilustrado pela figura abaixo:



X refere-se ao momento em que a pesquisa é realizada. As informações disponíveis em X são: o número de desempregados que compõem a subamostra e o tempo de desemprego até esta data. Como é possível observar o que ocorreu com estes desempregados no mês subsequente (Z), pode-se identificar aqueles que continuaram desempregados (d e e) e aqueles para os quais o período de desemprego terminou em algum momento entre X e Z (a, b, c). Através deste procedimento, o período completo de desemprego dos indivíduos a, b e c é conhecido. Entretanto, a duração do desemprego dos indivíduos d e e da figura possui censura à direita, isto é, o valor exato da observação não é conhecido, sabendo-se apenas que excede o tempo observado em X . Isto ocorre porque construíram-se os dados da subamostra de maneira a acompanhar os elementos que a compõem por apenas um par de mês.

Deve ser ressaltado que, mesmo para os indivíduos que terminam o seu período de desemprego entre as datas X e Z , não é conhecida a extensão exata da duração do desemprego, sabe-se apenas que a saída do desemprego ocorre em algum momento entre X e Z , sendo esta informação também censurada. Esta última censura será desconsiderada na estimativa da duração do desemprego, sendo atribuído a cada indivíduo que sai do desemprego entre X e Z o tempo de desemprego informado em X , ou seja, assume-se que a saída do desemprego ocorre em X . Sendo assim, convencionou-se que, para esses indivíduos, a ocorrência do desemprego é completa, ou seja, é conhecida a duração completa do desemprego.

Para os indivíduos que se encontravam desempregados tanto em X quanto em Z assumiu-se que o período de desemprego era contínuo, embora alguns desses indivíduos possam ter mudado de situação em algum momento do intervalo entre X e Z , retornando, porém, à situação de desemprego dentro desse intervalo e nela permanecendo até Z .

Sendo T a duração completa do desemprego e L a duração do desemprego até a ocorrência de censura, o tempo de desemprego observado para cada indivíduo é:

$$t_i = \min(T_i, L_i)$$

Define-se $\delta_i = \begin{cases} 1; & T_i \leq L_i \\ 0; & T_i > L_i \end{cases}$ de modo que δ_i indica se o tempo t_i é censurado ou não.

A PME é realizada em datas preestabelecidas, e os indivíduos selecionados entram no estado de desemprego em diferentes datas, conforme a figura anterior. Assim, os tempos de censura (L_i) são variáveis aleatórias e podem ser considerados independentes do tempo de saída do desemprego (T_i).¹³

Para cada um dos indivíduos desempregados (i) da subamostra em um dado mês, as informações observadas consistem em:

$$(t_i, \delta_i, v_i)$$

onde:

- v_i = causa da saída: ocupação ou inatividade;
- t_i = tempo de desemprego que permite a classificação do desempregado em uma das 13 classes definidas acima; e
- δ_i = se existe censura.

5.1.2 - Amostragem de população viesada

As informações sobre o tempo de permanência no estado de desemprego são relativas aos indivíduos selecionados pela PME que ocupam o estado de desemprego e constituem-se em uma amostra da população de desempregados num determinado momento do tempo.

O desemprego pode ser visto como um processo de renovação [ver Lancaster (1990)], que em *steady state* pode ser descrito como uma sucessão de indivíduos que ocupam o estado de desemprego. Logo que um dos indivíduos que ocupam esse estado sai, outro irá substituí-lo instantaneamente, e este permanecerá desempregado, em média, por um período de tempo igual ao do seu antecessor, de maneira que a população de desempregados se mantenha constante. Isto significa que a distribuição do desemprego por tempo de desemprego permanece constante.

A suposição de *steady state* implica que as probabilidades de saída do estado de desemprego não dependem do tempo-calendário, nem diretamente nem indiretamente, através de mudanças nas condições econômicas.

¹³ Para maiores detalhes sobre os mecanismos de censura aleatória, ver Kalbfleisch e Prentice (1980).

Dada esta hipótese, de acordo com Salant (1977), a duração completa das ocorrências de desemprego irá exceder a duração transcorrida ou incompleta, como a registrada por uma pesquisa como a PME. Uma vez que, em *steady state*, a pesquisa pode captar um desempregado, em qualquer dos pontos contidos ao longo do período de sua ocorrência completa de desemprego, com *igual* probabilidade, os indivíduos registrados no momento da pesquisa estarão, em média, na metade do seu período completo de desemprego. Salant denomina viés de interrupção esse viés.

Por outro lado, as ocorrências completas de desemprego mais longas têm maior probabilidade de estarem em andamento no momento da pesquisa e, portanto, possuem maior probabilidade de serem selecionadas. Esse viés, chamado de viés-extensão, torna possível que a duração interrompida seja maior que a duração completa.

Se todas as ocorrências de desemprego têm igual extensão, o primeiro viés irá prevalecer, e a média da duração do desemprego das ocorrências interrompidas, tal como aquela estimada pela PME, será metade da média das ocorrências completas. Caso contrário, os dois efeitos irão se combinar e não será possível afirmar *a priori* qual irá predominar.

O que determina qual dos efeitos será predominante é a probabilidade de saída do desemprego ou *hazard*.¹⁴ Se, em relação ao tempo de permanência no estado de desemprego, a *hazard*:

a) é crescente, então a média da duração interrompida será menor que a média da duração completa, prevalecendo o viés-interrupção;

b) é constante, os dois efeitos irão se contrabalançar e as duas médias serão iguais;

c) é decrescente, a média da duração interrompida será maior que a média da duração completa, prevalecendo o viés-extensão.

Nesta subseção, a duração do desemprego será estimada utilizando-se a função *hazard*, que relaciona a probabilidade de sair do desemprego com o tempo de permanência nesse estado, de forma que permita conhecer o seu comportamento em função do tempo.

5.1.3 - Heterogeneidade

A relação entre a probabilidade de saída do desemprego e a sua duração encontrada pelas estimativas da função *hazard* pode ser espúria.

¹⁴ Estas relações são discutidas em Salant (1977).

Os indivíduos diferem em certas variáveis, associadas às suas características pessoais (raça, educação, idade), à composição da família (número de dependentes), à renda ou, ainda, às características da demanda por trabalho, que afetam essa probabilidade.

Se o grupo de trabalhadores desempregados é heterogêneo, de forma que as probabilidades de saída do desemprego sejam distintas entre os indivíduos, o comportamento, no tempo, das probabilidades de saída poderá ser atribuído, ao menos em parte, a essa heterogeneidade não-controlada.

Na existência de heterogeneidade não-controlada, embora a probabilidade de saída de cada indivíduo possa ser invariante no tempo (indivíduos com iguais características têm igual probabilidade de deixar o desemprego, e essa probabilidade é constante no tempo), a probabilidade agregada poderá ser crescente ou decrescente.

Por exemplo, suponhamos que indivíduos com diferentes níveis educacionais possuam diferentes probabilidades de deixar o desemprego, mas que ao longo do tempo essas probabilidades sejam constantes. Se os indivíduos com menor grau de escolaridade têm menores probabilidades de deixar o desemprego, os períodos mais longos de desemprego serão compostos por esses indivíduos, uma vez que os mais qualificados saem mais rapidamente desse estado. Dado o nível de educação, as probabilidades serão invariantes no tempo. Porém, se não introduzirmos educação como covariável, a probabilidade de saída que agrega indivíduos com diferentes graus de escolaridade será decrescente.

Nesse caso, a variação da probabilidade de saída agregada não se deve às variações do tempo de desemprego, mas à heterogeneidade do grupo. Frente à existência de heterogeneidade, as composições por probabilidade de saída do estoque de desempregados e do fluxo de saída irão diferir. Desde que as pessoas com maiores probabilidades saem mais rapidamente do desemprego, as probabilidades de saída mais baixas estarão sobre-representadas entre as ocorrências em andamento a qualquer momento do tempo, como consequência do viés-extensão. Assim, a probabilidade de saída das ocorrências em andamento será menor que a probabilidade das ocorrências que se encerram. Essa diversidade na composição pode tornar diferentes as estimativas das durações interrompida e completa.

5.1.4 - O problema das condições iniciais

Até agora, tratou-se dos problemas a que estão sujeitas as estimativas da duração de desemprego, supondo-se que o ambiente é estacionário. Observamos pela figura da Subseção 5.1.1 que as informações utilizadas referem-se aos indivíduos correntemente desempregados, mas que entram no estoque de desemprego em diferentes momentos do tempo-calendário.

No entanto, ao se retirar a hipótese de *steady state*, a probabilidade de entrada no estado de desemprego passa a variar ao longo do tempo. Torna-se, então, necessário

conhecer o seu comportamento ao longo do tempo-calendário, para que se estimem corretamente as probabilidades de saída do desemprego.¹⁵

As informações de que dispomos referem-se a um conjunto de trabalhadores desempregados, em um dado momento do tempo, que entraram nessa situação em diferentes datas. Se a probabilidade de saída depende do tempo-calendário e das condições econômicas, então pessoas entrando em diferentes momentos do tempo no estado de desemprego terão diferentes probabilidades de saída. Para retirar a hipótese de *steady state*, teríamos que conhecer a probabilidade de entrada no desemprego em cada data para todo o estoque de desempregados que compõe os dados.

Com a existência de heterogeneidade, a questão torna-se ainda mais complexa, uma vez que o tempo-calendário pode afetar de forma diferenciada os diversos grupos de trabalhadores, o que afetaria a composição do estoque de desemprego.

Mantendo-se a hipótese de *steady state*, o tamanho e a composição da população são constantes, de maneira que se pode tratar os indivíduos da subamostra como se eles tivessem entrado no *mesmo* momento do tempo, dado que a probabilidade de entrada em qualquer momento é igual.

O estimador aqui utilizado será calculado sob a hipótese de *steady state*, dadas as dificuldades referentes à retirada dessa suposição, as quais procuramos apontar nesta subseção.

5.2 - O estimador do produto limite

Foram construídas, previamente, 13 classes de duração do desemprego expressas em número de semanas: 0 a 4, 5 a 8, 9 a 12, 13 a 16, 17 a 20, 21 a 24, 25 a 28, 29 a 32, 33 a 36, 37 a 40, 41 a 44, 45 a 48 e acima de 48.

Todos os informantes desempregados pertencentes à subamostra em um dado mês foram alocados nessas classes, com base na duração do desemprego (tempo que busca emprego) declarada. Uma vez alocados todos os indivíduos que se declararam desempregados nas classes de duração, foram computados o número desses indivíduos que realizaram as transições do desemprego para fora da força de trabalho e para o emprego e o número de indivíduos que continuaram desempregados, conforme a situação observada no mês subsequente.

Como resultado desse procedimento, obtiveram-se, para cada mês e para cada classe de duração do desemprego, o número total de desempregados e o número desses desempregados que, no mês subsequente, encontravam-se empregados fora

¹⁵ Ver Lancaster (1990) para uma discussão desse problema e Nickell (1979) para uma tentativa de solução.

da força de trabalho ou permaneceram desempregados. Para cada ano do período 1983/90, esses números foram agregados ao longo dos meses do ano.

Com as informações definidas acima, é possível estimar a duração do desemprego. A literatura enfatiza que a não-consideração dos tempos censurados pode levar a inferências viciadas ou menos eficientes. Portanto, o modelo proposto para a estimativa da duração do desemprego levará em conta essas informações.

Adotou-se um método não-paramétrico para se estimar a função *hazard*, o estimador do Produto Limite ou Kaplan-Meier.

Como mencionado anteriormente, os dados foram discretizados através da criação de 13 intervalos de duração do desemprego, ou seja, foi feita a partição do período de observação dos n indivíduos $[0, T]$. Ressalta-se que os dados observados a cada mês são freqüências de saídas do desemprego ou de censuras para cada um desses 13 intervalos ou classes. Logo, para cada intervalo $I_j (a_{j-1}, a_j)$ dispõe-se das seguintes informações:¹⁶

$N = \sum_{i=1}^n I [t > a]$, número de indivíduos “em risco” no intervalo I_j , que é composto por aqueles indivíduos cujo período de desemprego observado, censurado ou não, excede a_{j-1} ;

$D_j = \sum_{i=1}^n I [t_i \in I_j; \delta_i = 1]$, número de indivíduos que saem do desemprego, para fora da força de trabalho (dn) ou para ocupação (de), em I_j ; e

$W_j = \sum_{i=1}^n I [t_i \in I_j; \delta_i = 0]$, número de indivíduos cujo tempo de desemprego é censurado no intervalo I_j , ou seja, que permanece desempregado além de a_j .

Como estamos interessados nas saídas do desemprego por tipo de saída, é requerida a redefinição de D_j :

D_j^{de} = número de saídas do desemprego para a situação de emprego ocorridas no intervalo I_j ; e

D_j^{dn} = número de saídas do desemprego para fora da força de trabalho ocorridas no intervalo I_j .

Esses números foram contabilizados para cada mês do período janeiro de 1983/dezembro de 1990. Para se obterem estimativas anuais, agregaram-se os valores mensais de cada intervalo I_j . Por exemplo:

16 Estas informações estão disponíveis no Anexo (Tabela A.2).

$$W_j \text{ ano} = \sum_{z=1}^{12} W_{jz}$$

onde $z =$ mês.

A função sobrevivência pode ser obtida através do estimador do Produto Limite ou Kaplan-Meier:¹⁷

$$\hat{S}_{KM}(t) = \prod_{j, t_j < t} [(N_j - D_j)/N_j]$$

onde:

$$\hat{p}(I_j) = (N_j - D_j)/N_j$$

$\hat{S}_{KM}(t)$ é o estimador de máxima-verossimilhança de $S(t)$, a partir do qual se obtém o estimador da função *hazard*:

$$\hat{q}(I_j) = 1 - \hat{p}(I_j) = D_j/N_j$$

Define-se N_j como a soma de todas as saídas, excluindo-se aquelas anteriores, ou seja, N_j representa o conjunto dos indivíduos cujo período de desemprego observado é superior ao limite inferior do intervalo I_j .

O método considera que todos os indivíduos cujos tempos se encontram censurados em I_j estão “em risco” de sair do desemprego ao longo de todo o intervalo,¹⁸ sendo mantidos em N_j . Após o fim do intervalo, o número de indivíduos considerados “em risco” no intervalo seguinte exclui todas as censuras e saídas do desemprego ocorridas em I_j :

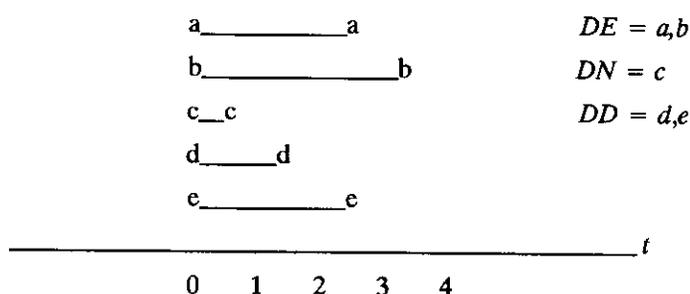
$$N_{j+1} = N_j - D_j - W_j$$

¹⁷ Esse estimador pode ser interpretado como o caso limite dos estimadores de tabela de vida, quando o número de partições do intervalo $[0, T]$ tende ao infinito.

¹⁸ A função sobrevivência é independente da escolha de partições que resultem em intervalos nos quais o número de saídas do desemprego é zero.

Conforme se observou na Subseção 5.1.1, os indivíduos desempregados a cada mês entram no estado de desemprego em diferentes datas. Entretanto, como ressaltado na Subseção 5.1.4, a hipótese de *steady state* nos permite tratá-los como se a entrada de cada um no desemprego ocorresse na mesma data, dado que a probabilidade de entrada no desemprego não se altera com o tempo-calendário.

Tomando-se a figura da Subseção 5.1.1 e adotando-se essa hipótese, pode-se rearranjar as informações do tempo de desemprego da seguinte maneira:



Considerando-se que todos os indivíduos iniciam o seu período de desemprego no mesmo momento e conhecendo-se o tempo de desemprego declarado na PME e qual o motivo da interrupção do tempo de desemprego (no caso do nosso exemplo, os indivíduos *a* e *b* encontraram emprego, enquanto *c* saiu da força de trabalho e *d* e *e* são censurados), é possível estimar as probabilidades de saída por intervalo de duração do desemprego.

Utilizando-se as informações do exemplo acima, pode-se estimar as seguintes frequências e probabilidades por intervalo:

	N_i	D^{de}	D^{dn}	W_j	q^{de}	q^{dn}	p
0 - 1	5	0	1	0	0	1/4	3/4
1 - 2	4	0	0	1	0	0	1
2 - 3	3	1	0	1	1/3	0	2/3
3 - 4	1	1	0	0	1	0	0

Estima-se a função *hazard* causa-específica para dois tipos distintos de saída do desemprego por intervalo I_j :

$$q^{de}(I_j) = D_j^{de}/N_j \quad \text{e} \quad q^{dn}(I_j) = D_j^{dn}/N_j$$

5.2.1 - A estimativa da duração média do desemprego¹⁹

Através do estimador do Produto Limite, obtiveram-se as probabilidades do término do desemprego ocorrer no intervalo $I_j - q^{de}(I_j)$ e $q^{dn}(I_j)$.

Obtidas as estimativas anuais de $q^{de}(I_j)$ e $q^{dn}(I_j)$ para cada intervalo I_j , a função de distribuição, ou seja, a proporção das ocorrências completas que terminam em saída da força de trabalho em um certo intervalo de tempo de desemprego I é:

$$f_{dn}(I_t) = \prod_j^{t-1} (1 - q^{de}(I_j) - q^{dn}(I_j)) q^{dn}(I_t) = S(I_t) q^{dn}(I_t)$$

Obtém-se $f_{de}(I_t)$ de modo análogo.²⁰

A proporção das ocorrências completas de desemprego cuja duração é superior ao tempo t e termina em saída da força de trabalho é:

$$S_{dn}(I_t) = \sum_{j, j \geq t+1} f_{dn}(I_j)$$

Obtém-se $S_{de}(I_t)$ de modo análogo.

Tendo as funções acima, podem ser calculadas a duração média dos períodos completos de desemprego e a distribuição do desemprego segundo o tipo de saída.

¹⁹ As estimativas aqui descritas basearam-se em Clark e Summers (1979).

²⁰ As funções f_{dv}, f_{dn} são denominadas subdensidades por Kalbfleisch e Prentice (1980), no sentido de que $\sum_t f_{dv}(I_t) < 1$. Como o modelo aqui desenvolvido considera o tempo discreto, é necessário ressaltar que a probabilidade de saída na última classe (classe aberta) é assumida igual a 1, dado que em algum momento os desempregados sairão do estado de desemprego. Desse modo, na classe aberta a função de densidade se resume a $f(I_t) = S(I_t)$. Deve ser observado que na classe aberta existem indivíduos cujos tempos de saída do desemprego não são observados, de modo que o cálculo da probabilidade dessa classe não será igual à unidade. Para obter as funções de subdensidades na classe aberta, utilizou-se o seguinte artifício: calcularam-se as probabilidades de saída por tipo de saída, desconsiderando-se as informações censuradas, de modo que a soma das probabilidades fosse igual a 1.

A duração média dos períodos completos é:

$$D = \sum_{t=1}^{90} (f_{dn}(I_t) + f_{de}(I_t)) * t$$

onde t é o ponto médio²¹ de cada intervalo.

Para estimar a duração do desemprego eliminando o efeito do desalento, redefiniu-se a probabilidade de permanência no desemprego de maneira análoga à Subseção 4.1, e com essa probabilidade a função distribuição foi recalculada.

A proporção das ocorrências completas de desemprego que terminam em saída da força de trabalho é:

$$F_{dn}(I_t) = \sum_j f_{dn}(I_j)$$

Obtém-se F_{de} de modo análogo.

Lembrando que, de acordo com a Subseção 3.2, o modelo aqui considerado é um modelo de riscos competitivos, existem duas causas concorrentes da saída do desemprego. Como foi ressaltado nesta subseção, a natureza dos dados nos obriga a supor que os riscos são independentes, de forma que a função *hazard* causa-específica seja igual à função *hazard*. Como para se estimar a função *hazard* causa-específica não se faz necessária qualquer hipótese, decidiu-se verificar o seu comportamento no tempo antes de se apresentarem as estimativas da duração do desemprego.

A Tabela 3 a seguir apresenta as funções *hazard* causa-específica, estimadas a partir dos dados referentes ao período 1983/90, para o total da subamostra.

Observa-se que as probabilidades de saída do desemprego para emprego e para fora da força de trabalho são inversamente relacionadas com o tempo de permanência nesse estado nas 11 primeiras classes de duração aqui consideradas. Lembramos que esse resultado pode ser oriundo da existência de heterogeneidade.

Como observamos na Subseção 5.1.3, a heterogeneidade afeta a relação entre a probabilidade de saída do desemprego e a sua duração. Se os trabalhadores estão dispostos a aceitar salários menores que os que auferiam antes da ocorrência do desemprego, aqueles que se reempregam podem ter aceito maiores reduções salariais que aqueles que permanecem desempregados. Considerando-se que as perdas impostas pelo desemprego variam entre os indivíduos ou que são diferentes

21 Os pontos médios considerados são: 2, 6, 10, 14, 18, 22, 26, 30, 34, 38, 42, 46 e 90. O ponto médio da classe aberta foi obtido com base na frequência observada na subamostra.

TABELA 3

Probabilidade de transição do desemprego para fora da força de trabalho e para ocupação segundo classe de duração

Classe (semanas)	q^{de}	q^{dn}	q^a
0 a 4	0,152660	0,089434	0,242094
5 a 8	0,111574	0,070394	0,181967
9 a 12	0,107887	0,073057	0,180944
13 a 16	0,086378	0,055960	0,142338
17 a 20	0,066843	0,051928	0,118771
21 a 24	0,101678	0,085310	0,186988
25 a 28	0,053435	0,035073	0,088508
29 a 32	0,069304	0,058491	0,127796
33 a 36	0,033893	0,032309	0,066202
37 a 40	0,037777	0,031239	0,069016
41 a 44	0,029557	0,030788	0,060345
45 a 48	0,140781	0,183470	0,324251
49 +	0,247236	0,318593	0,565829

FONTE: Dados obtidos a partir de um subconjunto da amostra da PME.

$$^a q = q^{de} + q^{dn} .$$

ao longo do tempo para o mesmo indivíduo poderão afetar sua probabilidade de saída deste estado através da redução do salário desejado, no curso do desemprego, ou ainda através da disposição em aceitar postos de trabalho menos desejáveis ou em firmas menos eficientes. Esse resultado pode ser atribuído, ainda, ao fato de que os indivíduos podem empreender menores esforços na busca por trabalho e/ou redução das oportunidades disponíveis, na medida em que se prolonga a situação de desemprego.

Na penúltima classe de tempo de desemprego, aquela anterior à classe aberta, as probabilidades crescem, o que pode resultar do fato de que, para maiores extensões

do tempo de desemprego, o número de indivíduos é menor, e pequenas variações nas observações podem gerar grandes variações nos cálculos. Entretanto, as probabilidades podem refletir o comportamento dos trabalhadores que, dadas as perdas impostas após um certo período de desemprego, reduzem suas exigências salariais e de condições de trabalho, passando a aceitar as oportunidades que surgem. Por sua vez, as maiores probabilidades de saída da força de trabalho podem resultar do desalento.

Lembramos que, se a probabilidade de saída do desemprego observada é, *grosso modo*, decrescente com o tempo, as possibilidades de que os grupos de indivíduos de ambos os sexos sejam homogêneos, com probabilidades constantes ou crescentes, devem ser rejeitadas. Entretanto, as outras possibilidades (grupo heterogêneo com probabilidade constante, crescente ou decrescente) não o podem ser.²²

A análise do comportamento das probabilidades de transição para fora do desemprego ao longo do curso do desemprego, baseada na Tabela 3, não é suficiente para afirmar, antecipadamente, se a duração transcorrida será maior ou menor que a duração completa, uma vez que a probabilidade da penúltima classe é maior que as demais.

A Tabela 4 apresenta as estimativas da duração média das ocorrências completas, a proporção das ocorrências que terminam em saída da força de trabalho e aquelas que se encerram dentro do período de um mês.

Aproximadamente 24% das ocorrências de desemprego se encerram dentro do período de um mês. A proporção das ocorrências de desemprego que terminam em saída da força de trabalho, em relação ao total de ocorrências, é de 44%.

A duração média das ocorrências estimada para o período 1983/90 é de 6,2 meses, enquanto a estimativa da duração supondo que não ocorram saídas da força de trabalho é de 10,5 meses.

5.3 - Longas durações

Para melhor compreensão das diferenças entre a duração das ocorrências completas de desemprego e a distribuição do estoque do desemprego segundo a duração, será utilizado um exemplo numérico.

Suponhamos que a cada mês oito pessoas fiquem desempregadas, ou seja, o fluxo de entrada no desemprego é de oito pessoas, e que a força de trabalho é formada por 100 pessoas. Suponhamos, ainda, que duas dessas oito pessoas ficarão desempregadas por um mês, duas por dois meses e quatro por três meses. Adicional-

²² Lancaster e Nickell (1980) argumentam que os efeitos da duração-dependência e heterogeneidade não-observada não podem ser distinguidos. Elbers e Ridder (1982) procuram mostrar que é possível fazer essa distinção para os modelos de *hazard* proporcional.

TABELA 4

Características dos períodos completos das ocorrências de desemprego – 1983/90

Ano	Proporção das ocorrências que terminam em um mês (%)	Proporção das ocorrências que terminam em saída da força de trabalho (%)	Duração média das ocorrências (mês)	Duração média das ocorrências sem desalento (mês)
Média	0,2419	0,4352	6,20	10,54
1983	0,2068	0,4581	7,45	12,04
1984	0,2189	0,4477	7,30	11,68
1985	0,2411	0,4293	6,78	11,00
1986	0,3165	0,4228	4,97	9,21
1987	0,2872	0,4090	4,41	8,32
1988	0,2393	0,4234	5,14	9,22
1989	0,2648	0,4106	5,13	9,26
1990	0,2135	0,4570	5,27	9,58

FONTE: Dados obtidos a partir de um subconjunto da amostra da PME.

NOTA: A média é obtida tomando-se todas as amostras de todos os anos conjuntamente.

mente, suponhamos que o mercado de trabalho se encontre em equilíbrio estável, de modo que esse fluxo repete-se igualmente todos os meses.

A duração média esperada dos períodos contínuos e completos de desemprego é dada pela média ponderada do tempo de duração do desemprego:

$$2/8 * 1 + 2/8 * 2 + 4/8 * 3 \cong 2,25$$

A qualquer mês existirão 18 pessoas desempregadas, sendo a taxa de desemprego de 18%. Dessas 18 pessoas, oito, seis e quatro terão experimentado, respectivamente, um mês, dois meses e três meses de desemprego. Assim, a duração transcorrida, estimada por uma pesquisa que, por exemplo, ocorra na metade de cada mês, será:

$$8/18 * 0,5 + 6/18 * 1,5 + 4/18 * 2,5 \cong 1,28$$

Note, entretanto, que, para o estoque de 18 desempregados, a duração esperada é:

$$2/18 * 1 + 4/18 * 2 + 12/18 * 3 \approx 2,56$$

que é o dobro da transcorrida.

Como nesse exemplo a probabilidade de saída do desemprego é crescente, a média da duração transcorrida é menor que a da duração completa, o que confirma a proposição da Subseção 5.1.2.

Embora 50% dos indivíduos que ficam desempregados a cada mês permaneçam nesse estado no máximo dois meses, os 50% restantes ficam desempregados além de dois meses. Como resultado, o estoque de desempregados será composto, principalmente, por pessoas com maior duração.

Essa diferença entre a duração esperada das ocorrências completas de desemprego e a duração esperada do desemprego foi ressaltada por Clark e Summers (1979). Ainda que do ponto de vista estatístico essa diferença seja explicada pela não eliminação do viés-extensão na estimativa da duração esperada do desemprego. Clark e Summers a utilizaram para enfatizar que, embora a maior parte das ocorrências de desemprego seja de curta duração, o desemprego concentra-se nas longas durações. Dito de outra maneira, mesmo que a duração esperada das ocorrências completas de desemprego seja pequena e ainda que o fluxo de entrada tenha maior frequência de desempregados nos menores tempos de duração do desemprego, isso não implica que a maior parte das pessoas desempregadas a qualquer momento do tempo deixará rapidamente o desemprego.

Para tratar dessa questão utilizaremos o estimador proposto por Clark e Summers (1979) da distribuição da duração do desemprego. As estimativas da função sobrevivência (S) e da distribuição do desemprego (P_k) encontram-se na Tabela 5 a seguir.

Para o período 1983/90, a estimativa do Produto Limite da duração esperada das ocorrências completas do desemprego é, aproximadamente, seis meses (24 semanas) e, de acordo com a tabela, apenas 31% das ocorrências terminam após esse período. Observa-se, entretanto, que cerca de 66% das pessoas desempregadas permanecem nesse estado por mais de seis meses. Além disso, de acordo com a função sobrevivência, apenas 14% das ocorrências irão superar um ano de duração, enquanto 33% do desemprego são devidos a indivíduos que permanecem desempregados por mais de um ano.

6 - Conclusões

Com probabilidades decrescentes de acordo com Salant (1977), as estimativas da duração completa deveriam ser menores que as estimativas da duração transcorrida e da duração supondo-se probabilidade de saída constante, uma vez que existirá maior frequência de ocorrências terminando nas classes mais baixas de duração.

TABELA 5

Função sobrevivência e distribuição do desemprego

Classe	PK^a	S^a
0 a 4	1,0000	1,0000
5 a 8	0,9546	0,7579
9 a 12	0,9029	0,6200
13 a 16	0,8398	0,5077
17 a 20	0,7856	0,4355
21 a 24	0,7371	0,3837
25 a 28	0,6564	0,3119
29 a 32	0,6201	0,2843
33 a 36	0,5656	0,2479
37 a 40	0,5379	0,2315
41 a 44	0,5080	0,2155
45 a 48	0,4811	0,2025
49 +	0,3334	0,1368

FONTE: Dados obtidos a partir de um subconjunto da amostra da PME.

^a Ver texto.

A Tabela 6 apresenta as duas estimativas da duração média das ocorrências completas e a estimativa da duração média do desemprego divulgada pela PME.

A duração média das ocorrências completas da desemprego estimada pelo modelo markoviano é inferior à duração transcorrida, enquanto a estimativa do modelo semimarkoviano é superior. A duração estimada a partir do modelo semimarkoviano é três vezes superior à estimativa do modelo markoviano. Estes resultados contrariam as proposições formalizadas por Salant (1977).

Supondo ausência de heterogeneidade, a observação das probabilidades de saída do desemprego nos permitiria rejeitar a hipótese de que o modelo é markoviano, uma vez que estas não são constantes ao longo do tempo de duração do desemprego. Por outro lado, considerando-se que as probabilidades de transição estimadas são decrescentes e que seja válida a hipótese de *steady state*, a duração média das ocorrências completas de desemprego deveria ser menor que a duração transcorrida, obtida pela PME. Este resultado não se verifica, mostrando uma aparente inconsistência: a duração completa estimada é superior à transcorrida. Essa inconsistência pode ser explicada pelo fato de as probabilidades de transição serem decrescentes nas 11 primeiras classes de duração e crescerem na penúltima.

A comparação dos resultados do modelo markoviano com as estimativas dos países da OECD realizada na Seção 4 permitiu a classificação do Brasil entre os

TABELA 6

Comparação das estimativas da duração do desemprego -- 1983/90

Ano	Markoviano	IBGE ^a	Semimarkoviano
1983	1,74	4,41	7,45
1984	1,71	4,07	7,30
1985	1,64	3,83	6,78
1986	1,46	3,41	4,97
1987	1,60	2,71	4,41
1988	1,59	3,25	5,14
1989	1,55	2,77	5,13
1990	1,76	2,96	5,27
Média	1,63	3,43	6,20

FONTE: Dados obtidos a partir de um subconjunto da amostra da PME.

^a Média anual da duração média do IBGE ponderada pelo número de desempregados.

países com maior fluxo e menor duração de desemprego. Infelizmente, não é possível realizar uma comparação deste tipo com os resultados do modelo semimarkoviano.

Apesar das diferenças metodológicas, os resultados de ambos os modelos sugerem que o desemprego no Brasil tem curta duração. Este resultado não é surpreendente, uma vez que a ausência de mecanismos efetivos de proteção aos trabalhadores desempregados obriga-os a buscar qualquer estratégia mínima de sobrevivência. Por outro lado, deve-se considerar que uma elevada parcela das ocorrências de desemprego termina em saída da força de trabalho e que, desse ponto de vista, apenas a duração média do desemprego não é suficiente para analisar a capacidade dos trabalhadores de encontrarem ocupação. Outro aspecto que merece ser novamente enfatizado é a distinção entre a distribuição das ocorrências de desemprego por duração e a distribuição do desemprego por tempo de desemprego. Conforme a Subseção 5.3, embora a duração média do desemprego seja de seis meses, 66% do total de desempregados permanecerão neste estado por mais de seis meses.

Uma análise mais detalhada dos impactos das hipóteses consideradas ao longo deste trabalho sobre as estimativas da duração do desemprego é um dos aspectos que devem ser melhor desenvolvidos no futuro, em particular no que diz respeito às hipóteses de *steady state* e à ausência de heterogeneidade.

Na Seção 3 foram discutidos outros tipos de estado-dependência sem que se tenha chegado a visualizar uma maneira de incorporá-los nas estimativas desenvolvidas,

dadas as limitações dos dados disponíveis. Esta dificuldade encontrada indica a necessidade da produção de informações primárias longitudinais.

Anexo

TABELA A.1

Probabilidades de transição mensais – 1983/90

Ano	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1983												
q^{de}	0,37	0,36	0,35	0,31	0,33	0,29	0,32	0,34	0,34	0,35	0,33	0,34
q^{dn}	0,20	0,29	0,24	0,24	0,19	0,25	0,23	0,24	0,23	0,21	0,25	0,32
1984												
q^{de}	0,30	0,30	0,34	0,31	0,29	0,36	0,33	0,31	0,36	0,38	0,38	0,38
q^{dn}	0,21	0,23	0,31	0,26	0,19	0,22	0,25	0,25	0,21	0,19	0,23	0,36
1985												
q^{de}	0,34	0,37	0,37	0,31	0,33	0,33	0,34	0,35	0,42	0,40	0,40	0,38
q^{dn}	0,24	0,19	0,25	0,25	0,22	0,24	0,23	0,24	0,21	0,23	0,25	0,36
1986												
q^{de}	0,35	0,36	0,43	0,36	0,36	0,41	0,46	0,42	0,46	0,47	0,45	0,42
q^{dn}	0,24	0,32	0,29	0,28	0,27	0,25	0,25	0,22	0,21	0,20	0,25	0,35
1987												
q^{de}	0,51	0,46	0,42	0,46	0,39	0,38	0,37	0,33	0,48	0,37	0,36	0,36
q^{dn}	0,21	0,20	0,25	0,22	0,28	0,25	0,23	0,23	0,18	0,22	0,26	0,33
1988												
q^{de}	0,37	0,35	0,40	0,39	0,34	0,40	0,38	0,38	0,35	0,43	0,36	0,34
q^{dn}	0,24	0,25	0,24	0,26	0,26	0,23	0,24	0,17	0,28	0,25	0,27	0,35
1989												
q^{de}	0,35	0,34	0,41	0,37	0,34	0,42	0,39	0,40	0,43	0,43	0,53	0,31
q^{dn}	0,28	0,26	0,23	0,19	0,25	0,26	0,24	0,22	0,19	0,22	0,25	0,38
1990												
q^{de}	0,28	0,40	0,30	0,29	0,33	0,31	0,37	0,40	0,38	0,39	0,43	0,31
q^{dn}	0,24	0,25	0,32	0,23	0,21	0,25	0,20	0,22	0,24	0,21	0,21	0,35

TABELA A.2

Freqüências de saídas do desemprego e censura por classe de duração — 1983/90

Classe	Tipo	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
0 a 4	<i>N</i>	2.383	2.738	2.250	1.820	1.854	1.449	1.185	1.396
	<i>D_{de}</i>	934	1.034	903	830	790	581	515	529
	<i>W</i>	882	1.035	830	554	625	500	398	552
	<i>D_{dn}</i>	567	669	517	436	439	368	272	315
5 a 8	<i>N</i>	1.284	1.353	1.073	745	912	830	580	841
	<i>D_{de}</i>	411	451	384	319	384	316	235	288
	<i>W</i>	585	579	434	241	323	324	214	371
	<i>D_{dn}</i>	288	323	255	185	205	190	131	182
9 a 12	<i>N</i>	934	935	757	489	570	596	413	578
	<i>D_{de}</i>	317	298	279	184	220	223	152	201
	<i>W</i>	417	402	309	166	219	220	166	230
	<i>D_{dn}</i>	200	235	169	139	131	153	95	147
13 a 16	<i>N</i>	576	601	406	264	297	309	240	354
	<i>D_{de}</i>	190	204	131	100	89	112	90	129
	<i>W</i>	250	288	183	101	141	127	84	151
	<i>D_{dn}</i>	136	109	92	63	67	70	66	74
17 a 20	<i>N</i>	397	385	242	123	182	205	122	186
	<i>D_{de}</i>	121	126	76	41	65	65	51	60
	<i>W</i>	181	159	101	51	73	83	44	75
	<i>D_{dn}</i>	95	100	65	31	44	57	27	51
21 a 24	<i>N</i>	463	550	360	176	188	223	159	243
	<i>D_{de}</i>	136	164	111	45	67	81	46	83
	<i>W</i>	215	254	167	70	64	76	69	99
	<i>D_{dn}</i>	112	132	82	61	57	66	44	61
25 a 28	<i>N</i>	184	194	119	51	71	58	43	58
	<i>D_{de}</i>	57	67	40	13	30	18	15	19
	<i>W</i>	86	86	50	24	32	29	21	21
	<i>D_{dn}</i>	41	41	29	14	9	11	7	18

(continua)

Classe	Tipo	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
29 a 32	<i>N</i>	230	201	120	66	69	82	77	67
	<i>D_{de}</i>	56	61	39	22	23	37	23	21
	<i>W</i>	120	92	52	23	22	23	37	23
	<i>D_{dn}</i>	54	48	29	21	24	22	17	23
33 a 36	<i>N</i>	124	98	50	25	16	31	25	35
	<i>D_{de}</i>	26	27	16	11	4	8	7	8
	<i>W</i>	67	56	19	5	7	15	11	15
	<i>D_{dn}</i>	31	15	15	9	5	8	7	12
37 a 40	<i>N</i>	74	80	45	32	15	24	19	28
	<i>D_{de}</i>	21	26	19	12	5	4	6	11
	<i>W</i>	30	35	16	12	5	11	8	10
	<i>D_{dn}</i>	23	19	10	8	5	9	5	7
41 a 44	<i>N</i>	65	64	30	15	14	19	15	12
	<i>D_{de}</i>	18	14	10	7	5	8	6	4
	<i>W</i>	26	29	13	6	3	5	3	2
	<i>D_{dn}</i>	21	21	7	2	6	6	6	6
45 a 48	<i>N</i>	264	306	241	108	61	84	58	85
	<i>D_{de}</i>	63	77	59	38	13	27	12	21
	<i>W</i>	100	140	117	29	24	29	21	33
	<i>D_{dn}</i>	101	89	65	41	24	28	25	31
49 +	<i>N</i>	283	274	187	85	33	56	38	39
	<i>D_{de}</i>	64	67	53	21	9	16	12	4
	<i>W</i>	142	125	70	31	11	23	14	18
	<i>D_{dn}</i>	77	82	64	33	13	19	12	17
Total	<i>N</i>	7.261	7.779	5.880	3.999	4.282	3.966	2.974	3.922
	<i>D_{de}</i>	2.414	2.616	2.120	1.643	1.704	1.496	1.170	1.378
	<i>W</i>	3.101	3.280	2.361	1.313	1.549	1.465	1.090	1.600
	<i>D_{dn}</i>	1.746	1.883	1.399	1.043	1.029	1.007	714	944

N = número de desempregados cujo período de desemprego é superior ao limite inferior da classe de duração do desemprego;

D_{de} = número de saídas do desemprego para ocupação que ocorrem na classe de duração;

D_{dn} = número de saídas do desemprego para inatividade que ocorrem na classe de duração; e

W = número de censuras na classe de duração.

Abstract

The aim of this thesis is to estimate the mean duration of complete spells of unemployment, and analyse the elements that distinguish the experiences of men and women in the labor market, and how it reflects on the unemployment rates. The unemployment rates was determined as a result of probabilities of transition between the three states in which the population can be classified: employment, unemployment and inactivity. The different experiences of men and women are reflected on the probabilities of transition and, consequently, on their respective unemployment rates. In the estimate on the mean duration of complete spells of unemployment, two models are used: in the first one, we suppose that the probabilities of finding solutions to unemployment are independent of the duration, and in the second one, we consider the possibility of duration influencing the probabilities of job finding or withdrawal from the labor force.

Bibliografia

- ACHCAR, J. A., BOLFARINE, H., RODRIGUES, J. *Análise de sobrevivência*. Rio de Janeiro, Associação Brasileira de Estatística (ABE), II Escola de Modelos de Regressão, 1991.
- AKERLOF, G. A., MAIN, B. G. M. Pitfalls in Markov modeling of labor market stocks and flows. *The Journal of Human Resources*, v.16, n.1, p.141-151, 1981.
- BARROS, R. P. de, SEDLACEK, G. L., VARANDAS, S. *Segmentação e mobilidade no mercado de trabalho brasileiro: uma análise da área metropolitana de São Paulo*. Rio de Janeiro, IPEA, 1989 (Texto para Discussão Interna, 173).
- BIVAR, W. S. B. *Aspectos estruturais do desemprego no Brasil: composição por sexo e duração*. Rio de Janeiro, PUC, dez. 1991 (Dissertação de mestrado).
- CLARK, K. B., SUMMERS, L. H. Labor market dynamics and unemployment: a reconsideration. *Brookings Papers on Economic Activity*, n.1, p.13-72, 1979.
- COX, D.R. *Renewal theory*. London, Methuen, 1962.
- COX, D.R., OAKES, D. *Analysis of survival data*. London, Chapman & Hall, 1984.
- ELBERS, C., RIDDER, G. True and spurious duration dependence: the identifiability of the proportional hazard model. *Review of Economic Studies*, v.49, n.3, p.403-410, 1982.
- GLYN, A., ROUTHORN, B. The diversity of unemployment experience since 1973. In: MARGLIN, S., SCHOR, J. (eds.). *The golden age of capitalism*. New York, Oxford University, 1990.
- HALL, R.E. Why is the unemployment rate so high at full employment? *Brookings Papers on Economic Activity*, p.369-402, 1970.

- HECKMAN, J. J., BORJAS, G. J. Does employment cause future unemployment? Definitions, questions and answers from a continuous time model of heterogeneity and state dependence. *Economica*, v.47, p. 247-283, 1980.
- IBGE. *Metodologia da pesquisa nacional por amostra de domicílios na década de 70*. Rio de Janeiro, 1981 (Série Relatórios Metodológicos, 1).
- . *Metodologia da pesquisa mensal de emprego – PME 1980*. Rio de Janeiro, 1983 (Série Relatórios Metodológicos, 2).
- . *PME – o trabalho de campo: a entrevista*. Rio de Janeiro, 1989.
- . *Pesquisa mensal de emprego – série histórica, 1982/1989*. Rio de Janeiro, 1990a.
- . *Para compreender a PME (um texto simplificado)*. Rio de Janeiro, 1990b.
- KALBFLEISCH, J. D., PRENTICE, R.L. *The statistical analysis of failure time data*. New York, Wiley, 1980.
- LANCASTER, T. Econometric methods for the duration of unemployment. *Econometrica*, v. 47, n. 4, p. 939-956, 1979.
- . *The econometric analysis of transitions data*. Cambridge, Cambridge University Press, 1990.
- LANCASTER, T., NICKELL, S. The analysis of reemployment probabilities for the unemployment. *Journal of the Royal Statistical Society A*, v. 143, n. 2, p. 141-165, 1980.
- LAWLESS, J. F. *Statistical models and methods for lifetime data*. New York, Wiley, 1982.
- LAYARD, R., NICKELL, S., JACKMAN, R. *Unemployment: macroeconomic performance and the labor market*. O.U.P., 1991.
- MARSTON, S. T. Employment instability and high unemployment rates. *Brookings Papers on Economic Activity*, p. 169-203, 1976.
- NICKELL, S. Estimating the probability of leaving unemployment. *Econometrica*, v. 47, n. 4, p. 1.249-1.266, 1979.
- SALANT, S. W. Search theory and duration data: a theory of sorts. *Quarterly Journal of Economics*, v. 91, p. 39-57, 1977.

(Originais recebidos em agosto de 1992. Revisitos em março de 1993.)