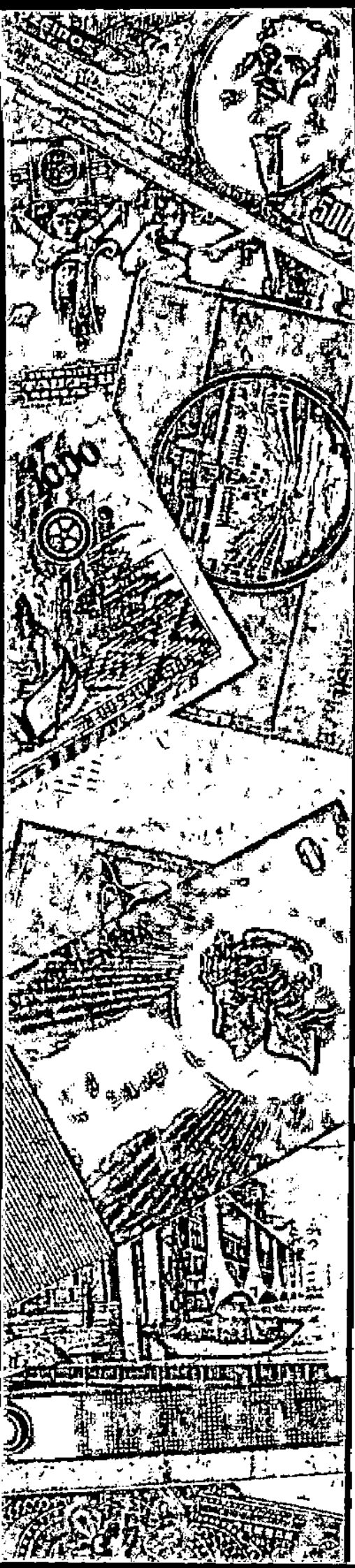




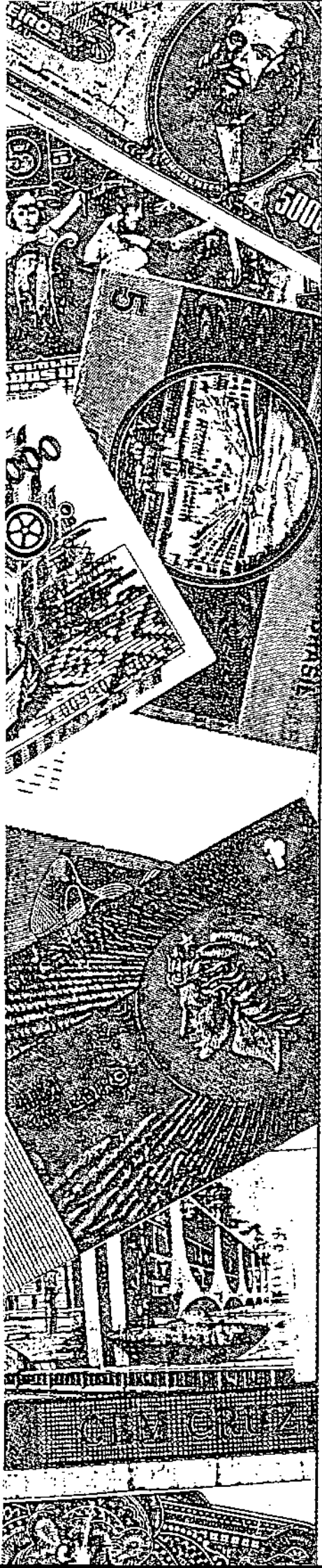
Aspectos da Estrutura do Desemprego no Brasil: Composição por Sexo e Duração

Wasmália Socorro Barata Bivar

**17º Prêmio BNDES de Economia
1993**



**BNDES
FINAME
BNDESPAR**



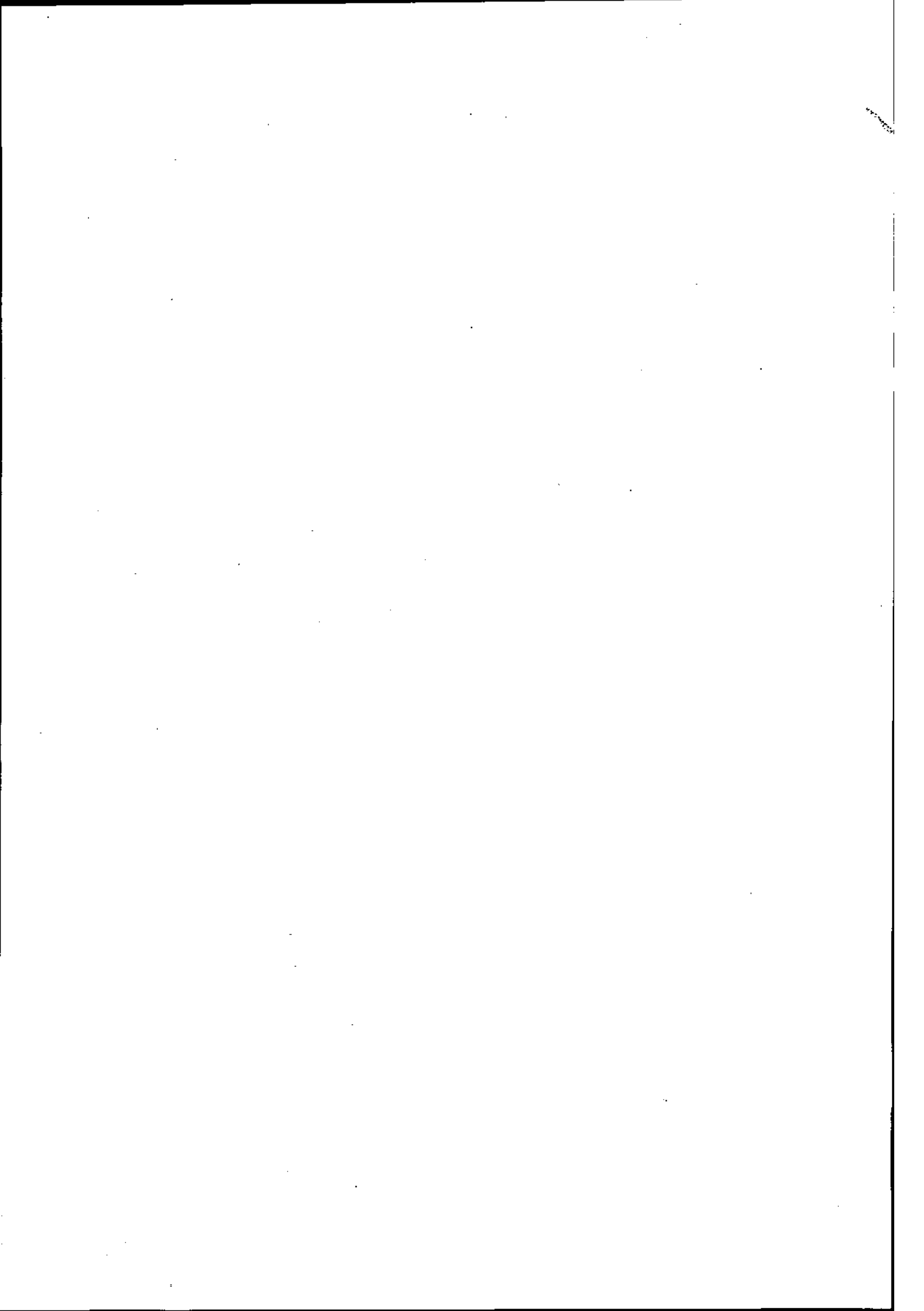
Aspectos da Estrutura do Desemprego no Brasil: Composição por Sexo e Duração

Wasmália Socorro Barata Bivar

Dissertação apresentada ao
Departamento de Economia da
PUC-RJ como parte dos
requisitos para a
obtenção do título
de Mestre em Economia

Orientador
José Marcio Camargo

17º Prêmio BNDES de Economia
Rio de Janeiro – 1993



Apresentação

Esta dissertação de Mestrado em Economia, *Aspectos da estrutura do desemprego no Brasil: composição por sexo e duração*, de Wasmália Socorro Barata Bivar, ora editada pelo BNDES, obteve o 2º lugar no 17º Prêmio BNDES de Economia, realizado em 1993.

Sua autora é brasileira, 34 anos, graduou-se pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro e obteve o título de Mestre em Economia pela mesma universidade, em dezembro de 1991, tendo como orientador da tese o professor José Marcio Camargo.

Concorreram ao 17º Prêmio BNDES de Economia 45 trabalhos, inscritos por 18 Centros de Pós-Graduação em Economia de universidades brasileiras. A comissão examinadora formada para apreciar as teses concorrentes foi presidida pelo professor Mário Luiz Possas e composta pelos professores Aray Miguel Feldens, Carlos Osório de Cerqueira, Fernando Cardin, Juan Hersztajn Moldau, Márcio Gomes Pinto Garcia, Maria de Lourdes Rollemberg Mollo, Paulo Bastos Tigre e Ronaldo Lamounier Locatelli.

Em 1993, foram premiadas as seguintes dissertações de Mestrado:

1º lugar: *Preços de produção, método de longo prazo e equilíbrio geral: uma crítica à teoria neo-ricardiana dos preços relativos*, de Marcos de Barros Lisboa – UFRJ, orientada por Ricardo Mendonça Lima Tolipan;

3º lugar: *Inflação alta na América Latina – uma análise da trajetória das teorias estruturalistas*, de Hélio Henkin – UFRGS, orientada por Roberto Camps de Moraes;

4º lugar: *A operacionalidade da política monetária no Brasil no contexto da moeda indexada: 1985/1990*, de Elba Cristina Lima Rêgo – Unicamp, orientada por Luiz Carlos Mendonça de Barros; e

5º lugar: *Mercado aberto e política monetária*, de Esther Baker Shashoua – FGV/RJ, orientada por Fernando de Holanda Barbosa.

Ao longo de 17 anos de realização do Prêmio BNDES de Economia, foram premiadas 85 dissertações e publicados, pelo BNDES, 21 desses trabalhos, totalizando a edição de cerca de 67 mil exemplares. Registram-se também, com satisfação, a crescente melhoria qualitativa das dissertações de Mestrado inscritas e o crescimento do número de Centros de Pós-Graduação em Economia instalados no país e representados no concurso.

Para Amélia e Pígio

Sumário

Agradecimentos 11

Resumo 13

1. Introdução 15

1.1 - Comparação entre a taxa de desemprego do Brasil e dos países da
OECD 16

1.2 - Apresentação 17

2. Da amostra utilizada 19

2.1 - Procedimentos para obtenção de informações longitudinais a nível de
indivíduos a partir da PME 19

2.2 - Variáveis utilizadas 21

2.3 - O tamanho da amostra 23

3. As taxas de desemprego e de participação a partir das probabilidades de
transição 25

3.1 - As probabilidades de transição 25

3.1.1 - Estimativas 28

3.2 - As taxas de desemprego e de participação 32

3.2.1 - Estimativas 33

4. Estimativas da duração do desemprego 37

4.1 - Introdução 37

4.2 - Tipos de estado-dependência 38

4.3 - Modelo geral de sobrevivência 39

4.3.1 - Variáveis explanatórias 41

4.3.2 - Modelo com riscos competitivos 41

4.4 - O modelo markoviano 43

4.4.1 - A função *hazard* constante 43

4.4.2 - A duração média do desemprego 44

4.4.3 - A frequência das ocorrências de desemprego 45

4.4.4 - Estimativas 46

4.5 - O modelo semimarkoviano	47
4.5.1 - O esquema de amostragem e suas implicações	47
4.5.1.1 - O esquema de censura das informações	47
4.5.1.2 - Amostragem de população viesada	49
4.5.1.3 - Heterogeneidade	51
4.5.1.4 - O problema das condições iniciais	52
4.5.2 - O estimador	52
4.5.2.1 - O estimador do produto limite	53
4.5.2.2 - Estimativa da duração média do desemprego	56
4.6 - Longas durações e comparação das estimativas	60
4.7 - Decomposição da taxa de desemprego do Brasil comparada com a dos países da OECD	63
5. Aplicação das possibilidades de transição na análise do desemprego feminino	65
5.1 - As taxas de desemprego e de participação	66
5.1.1 - As probabilidades de transição	66
5.1.2 - Estimativas	70
5.1.2.1 - Análise do comportamento cíclico	72
5.2 - A duração e a frequência do desemprego	73
5.2.1 - Modelo markoviano	74
5.2.2 - Modelo semimarkoviano	74
6. Conclusões	77
Anexo estatístico	79
Notas	95
Bibliografia	99
Abstract	101

Índice de tabelas e gráficos

Tabelas

- 1.1 - Taxa de desemprego dos países da OECD e do Brasil 16
- 2.1 - Tamanho da subamostra em relação à amostra completa da PME:
domicílios e indivíduos – 1983/90 24
- 3.1 - Probabilidades de transição: total da subamostra – 1983/90 29
- 3.2 - Probabilidades de transição nas fases do ciclo: total da
subamostra – 1983/90 32
- 3.3 - Comparação entre as taxas de desemprego e de participação
obtidas a partir das probabilidades de transição e aquelas
estimadas pela PME – 1983/90 34
- 3.4 - Impacto das probabilidades de transição sobre as taxas de desemprego
e de participação: total da subamostra – 1983/90 35
- 4.1 - Decomposição das taxas de desemprego em duração e frequência das
ocorrências – 1983/90 46
- 4.2 - Características dos períodos completos das ocorrências de
desemprego – 1983/90 59
- 4.3 - Função sobrevivência e distribuição do desemprego 62
- 4.4 - Comparação das estimativas da duração do desemprego – 1983/90 62
- 4.5 - Decomposição da taxa de desemprego dos países da OECD e do
Brasil – 1988 64
- 5.1 - Probabilidades de transição segundo o sexo – 1983/90 67
- 5.2 - Impacto das probabilidades de transição dos homens na
estimativa das taxas de desemprego e de participação das
mulheres – 1983/90 71
- 5.3 - Impacto das mudanças cíclicas das probabilidades de transição sobre
as taxas de desemprego segundo o sexo – 1983/90 73
- 5.4 - Duração das ocorrências de desemprego para o total da subamostra
segundo o sexo – 1983/90 74

- 5.5 - Características dos períodos completos das ocorrências de desemprego segundo o sexo – 1983/90 75
- A.1 - Proporção do número de domicílios da subamostra em relação ao número da amostra completa da PME – 1983/90 79
- A.2 - Proporção do número de pessoas da subamostra em relação ao número da amostra completa da PME – 1983/90 80
- A.3 - Probabilidades de transição mensais: total da subamostra e sexo – 1983 81
- A.4 - Probabilidades de transição mensais: total da subamostra e sexo – 1984 82
- A.5 - Probabilidades de transição mensais: total da subamostra e sexo – 1985 83
- A.6 - Probabilidades de transição mensais: total da subamostra e sexo – 1986 84
- A.7 - Probabilidades de transição mensais: total da subamostra e sexo – 1987 85
- A.8 - Probabilidades de transição mensais: total da subamostra e sexo – 1988 86
- A.9 - Probabilidades de transição mensais: total da subamostra e sexo – 1989 87
- A.10 - Probabilidades de transição mensais: total da subamostra e sexo – 1990 88
- A.11 - Número de desempregados e saídas do desemprego por classe de duração: total da subamostra – 1983/90 89
- A.12 - Número de desempregados do sexo masculino e saídas do desemprego por classe de duração – 1983/90 91
- A.13 - Número de desempregados do sexo feminino e saídas do desemprego por classe de duração – 1983/90 92
- A.14 - Características dos períodos completos das ocorrências de desemprego tomando-se as classes de duração utilizadas na estimativa por sexo: total da subamostra – 1983/90 93

Gráficos

- 4.1 - Probabilidades de transição 58
- 5.1 - Taxa de desemprego segundo o sexo 66

Agradecimentos

– A José Marcio Camargo, que sempre se dispôs a me orientar, ainda que por um período maior que o esperado, pela sugestão do tema e por seus comentários, estímulo e críticas;

– A Ricardo Paes de Barros, que foi fundamental para a realização deste trabalho, colocando à minha disposição seus conhecimentos, incentivando-me e ajudando-me a aprender, por seu constante interesse em discutir as questões mais delicadas aqui levantadas;

– Ao IBGE, que me proporcionou a oportunidade de concluir o mestrado, a Luisa La Croix, que se empenhou para que me fosse dada essa oportunidade, e aos colegas da Dipla/Deind, pelo apoio;

– A Bernadino Ministério, pelo seu indispensável apoio no processamento dos dados;

– A Luisa M. da Silva, inestimável no trabalho de digitação;

– A Martha Mayer, que permitiu o acesso às informações do Departamento de Emprego e Rendimento, e a Marilene Mansoldo, que esclareceu todas as dúvidas sobre a Pesquisa Mensal de Emprego (PME);

– A Renato Americano, pela manutenção do microcomputador;

– A Jaime Pontes, que me ajudou na leitura das fitas da PME;

– A Sílvia e Tedra, pelo trabalho inicial de assistência no estudo do instrumental aqui utilizado;

– Aos colegas do Departamento de Economia da PUC-RJ, em particular Rosane, Mérida e Márcia;

– A Andréa, pela revisão do Capítulo 2.

– Aos amigos de sempre e de todos os dias, com os quais desabafei as inseguranças e inquietações, em especial aos que fizeram um pouco de tudo para

me ajudar (revisão, paginação, informações européias, alimentação, etc.): Carlinhos, Isabela, Franklin e Adriane;

- À minha família, que sempre me deu todo apoio, apesar da distância;
- A Pígio, por ter suportado os humores, a falta de tempo e de atenção.

Resumo

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 da duração influenciar a probabilidade de encontrar ocupação ou sair da força de trabalho.

1. Introdução

A idéia para a realização desta dissertação provém da combinação de duas vertentes: de um lado, a existência de uma grande massa de dados primários sobre desemprego pouco ou nada trabalhados; e, de outro, as profundas alterações sofridos pela economia brasileira na última década, no que diz respeito ao crescimento econômico e, por consequência, ao emprego.

Se até o início dos anos 80 era quase consensual a idéia da existência de uma taxa de crescimento "histórica" de 7% ao ano, o mesmo não se pode afirmar ao iniciarmos mais uma década.

Dez anos de crescimento irregular, com a alternância de anos de forte recessão com períodos de recuperação econômica, apontam a importância da realização de estudos mais específicos sobre o desemprego, buscando conhecer melhor tanto a sua composição demográfica como a sua duração.

Este trabalho buscou aplicar ao caso brasileiro métodos de análise desenvolvidos para as economias dos Estados Unidos e da Europa. Esta análise consiste, basicamente, na observação das taxas de desemprego a partir dos fluxos de entrada e saída de trabalhadores da ocupação, desocupação e inatividade, estados cujas definições mais precisas serão dadas no decorrer do texto.

A maioria dos estudos realizados até hoje sobre mercado de trabalho no Brasil aborda, preponderantemente, questões ligadas à distribuição de renda, determinação dos salários e determinantes da decisão de participação no mercado de trabalho. Afora esses temas dominantes, os estudos do emprego no Brasil centram-se nas questões do impacto das políticas econômicas de curto prazo e da absorção de mão-de-obra no longo prazo. Estas características da literatura acabam por esquecer um importante elemento: o conhecimento das populações desempregadas.

Num ambiente recessivo, trabalhos nessa direção ganham relevância, pois permitem, entre outros aspectos, identificar os grupos sociais mais penalizados. Dentre os grupos demográficos passíveis de análise – sexo, idade, raça, etc. –, foi

escolhido para o presente trabalho a separação por sexo. Esta opção deve-se à percepção relativamente generalizada de que o mercado de trabalho apresenta uma segmentação por sexo, hipótese levantada em outros trabalhos e que parece encontrar reforço nos resultados aqui obtidos.

A utilização de uma metodologia já existente em estudos internacionais permite uma abordagem preliminar de identificação dos aspectos da estrutura do desemprego, que posteriormente podem servir de base para trabalhos que visem comparar o caso brasileiro com o de outros países.

Por se tratar de uma abordagem preliminar, vários dos resultados aqui obtidos precisam ser melhor desenvolvidos futuramente.

1.1 - Comparação entre a taxa de desemprego do Brasil e dos países da OECD

A tabela a seguir permite uma primeira comparação dos dados de desemprego do Brasil com os países da OECD.

TABELA 1.1

Taxa de desemprego dos países da OECD e do Brasil

País	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Bélgica	12,0	11,4	11,3	10,3	9,3	8,7
Dinamarca	9,0	7,9	8,0	8,6	9,3	9,6
França	10,2	10,5	10,8	10,0	9,4	8,9
Irlanda	17,3	17,4	18,8	16,7	15,6	14,0
Alemanha	8,3	8,0	8,0	6,2	5,6	5,0
Itália	9,3	10,1	10,8	12,1	12,1	11,1
Holanda	14,2	13,2	12,8	8,3	7,4	6,4
Espanha	21,9	21,5	20,8	19,3	17,1	16,2
Reino Unido	11,6	11,8	10,8	8,2	6,2	5,8
Austrália	8,2	8,0	8,0	7,1	6,1	6,8
Canadá	10,5	9,6	9,0	7,8	7,5	8,1
Estados Unidos	7,2	7,0	6,3	5,5	5,3	5,5
Finlândia	5,0	5,5	5,3	4,6	3,5	3,4
Japão	2,6	2,8	3,0	2,5	2,3	2,1
Noruega	2,6	2,0	2,3	3,2	5,1	5,3
Suécia	2,4	2,2	2,0	1,6	1,4	1,6
Média	9,5	9,3	9,2	8,3	7,7	7,4
Brasil ^a	5,3	3,6	3,7	3,8	3,4	4,3

FONTES: OECD, Economic Outlook (vários números).

^a IBGE (1990a).

Entre os países da OECD, a taxa de desemprego do Brasil ocupa uma posição, uma vez utilizada a média como parâmetro de classificação, próxima à dos países de menor desemprego – abaixo da média.

A simples leitura destas taxas exige que sejam feitas algumas qualificações, ainda que breves, a fim de melhor entender alguns de seus aspectos. Em primeiro lugar, nunca é demais lembrar que os dados se referem ao desemprego aberto, não distinguindo, portanto, os segmentos informais e invisíveis da economia. Estes segmentos, entretanto, têm importância muito distinta para economias desenvolvidas e economias menos desenvolvidas.

Nas economias mais avançadas, o espaço para desenvolvimento de atividades informais ou invisíveis é, reconhecidamente, menor que em países mais atrasados. Ainda que estas considerações não signifiquem qualquer qualificação destes setores como relacionados à baixa renda, subemprego ou pobreza, nem à relevância desse segmento dentro do próprio processo de desenvolvimento capitalista, é importante ressaltar que as pessoas que se encontram inseridas nesses segmentos – muitas das vezes por falta de oportunidades e como única estratégia possível de sobrevivência pessoal – acabam por não desenvolver qualificação e experiência necessárias para se enquadrarem no setor formal e visível da economia.

As questões associadas à segmentação do mercado de trabalho no Brasil têm sido objeto de inúmeras pesquisas e devem continuar ocupando um espaço relevante no debate, em particular quando se leva em conta que o subemprego, a despeito destes trabalhos, não se encontra devidamente dimensionado.

Em resumo, a comparação entre taxas de desemprego de diversos países é um tema bastante complexo, envolvendo para seu melhor entendimento uma série de caracterizações específicas das diferentes organizações dos mercados de trabalho e das próprias economias como um todo. O presente trabalho, como já foi dito, procura contribuir nessa direção, na medida em que busca obter para o caso brasileiro alguns resultados quantitativos já descritos na literatura internacional.

1.2 - Apresentação

Além desta breve introdução, este trabalho está organizado da seguinte maneira: no Capítulo 2, apresentamos os procedimentos adotados na construção de um subconjunto da amostra completa da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) – dos anos de 1983 a 1990, para a Região Metropolitana de São Paulo –, produzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que se constitui na base de dados utilizada neste trabalho. Este subconjunto da amostra da PME é definido de maneira a tornar possível acompanhar os indivíduos que o compõem por dois meses consecutivos. Julgamos conveniente, além de apresentar os procedimentos mencionados, comentar alguns dos problemas associados às informações obtidas a partir deles.

A taxa de desemprego e, também, a taxa de participação na força de trabalho podem ser vistas como o resultado de fluxos contínuos de pessoas entre os estados de ocupação (E), desocupação (D) e inatividade (N). A magnitude destes fluxos determina o número relativo de pessoas em cada um dos estados que os indivíduos podem ocupar em relação ao mercado de trabalho (E , D e N). Estes fluxos podem ser expressos em termos de probabilidades de transição. No Capítulo 3, estimam-se estas probabilidades para os indivíduos membros da amostra definida no Capítulo 2. Com a média das estimativas das probabilidades de transição, para o período 1983/90, e adotando-se a hipótese de *steady state*, foram reestimadas as taxas de desemprego e participação. Dessa forma, torna-se possível observar a importância relativa dos fluxos anteriormente mencionados sobre estas taxas.

O número de pessoas desempregadas depende dos fluxos de entrada e do tempo esperado de permanência neste estado. No Capítulo 4, desenvolvemos dois modelos da duração média das ocorrências completas de desemprego: o primeiro supõe que a duração do desemprego segue uma distribuição geométrica como consequência da hipótese de que as probabilidades dos indivíduos transitarem do desemprego para fora da força de trabalho e para o estado de emprego (probabilidades de saída deste estado) são independentes do tempo em que permanecem desempregados; e o segundo procura estimar a duração do desemprego, relaxando esta hipótese. Entretanto, na construção deste último modelo, por motivos que serão esclarecidos oportunamente, fez-se necessária a suposição de *steady state*.

No Capítulo 5, apresentamos e discutimos os resultados da aplicação dos modelos desenvolvidos nos Capítulos 3 e 4, por sexo. Um sumário das principais conclusões encontra-se no Capítulo 6.

2. Da amostra utilizada

O objetivo deste capítulo é descrever os procedimentos adotados na criação de um subconjunto da amostra da PME para a Região Metropolitana de São Paulo, a fim de permitir o uso das informações dos indivíduos ao longo do período janeiro de 1983/dezembro de 1990 como longitudinais. Pretende-se, também, apontar os principais problemas encontrados nas informações disponíveis sobre as variáveis de interesse para este trabalho.

2.1 - Procedimentos para obtenção de informações longitudinais a nível de indivíduos a partir da PME

Produzida pelo IBGE, a PME¹ é uma pesquisa domiciliar, com periodicidade mensal, realizada nas Regiões Metropolitanas do Rio de Janeiro, São Paulo, Porto Alegre, Belo Horizonte, Recife e Salvador.

Para os indivíduos com idade superior a 15 anos,² residentes nos domicílios selecionados, são divulgados vários indicadores, obtidos a partir das informações levantadas sobre suas características pessoais – sexo, idade, escolaridade, etc. –, e características da mão-de obra – situação em relação ao mercado de trabalho, ocupação, rendimento, etc.

Os domicílios que compõem a pesquisa em cada região metropolitana foram selecionados com base na definição de uma amostra por conglomerados realizada em dois estágios:

1º – para cada município que compõe a região metropolitana foi selecionado um conjunto de setores (subdivisão do município para fins de levantamento estatístico), cuja probabilidade de seleção foi proporcional ao tamanho do setor, definido em termos do número de domicílios que o constituem; e

2º – dentro de cada setor selecionado, foi realizada uma amostra aleatória simples de domicílios, de modo a reproduzir uma fração de amostragem previamente definida para cada região metropolitana.

Foi adotado 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.³

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% da amostra permanecem na amostra do mês seguinte. O quadro a seguir apresenta o esquema de rotação de painéis adotado.⁴

Mês	Semana 1	Semana 2	Semana 3	Semana 4
1	A1	A2	A3	A4
2	B1	A2	A3	A4
3	B1	B2	A3	A4
4	B1	B2	B3	A4
5	B1	B2	B3	B4
6	C1	B2	B3	B4
7	C1	C2	B3	B4
8	C1	C2	C3	B4
9	C1	C2	C3	C4
10	A1	C2	C3	C4
11	A1	A2	C3	C4
12	A1	A2	A3	C4

Observa-se que a pesquisa, no mês 1 do exemplo acima, é composta integralmente pelo painel A e, no mês 2, a remessa A1 do painel A é substituída pela remessa B1 do painel B. Com essa rotação de painéis, 3/4 da amostra de domicílios são comuns a cada par de meses consecutivos (no caso dos meses 1 e 2, as remessas A2, A3, A4), o que nos permite tratar este subconjunto dos dados da pesquisa como longitudinais.

O IBGE atribui a cada domicílio um código numérico de identificação. Assim, é possível confrontar o código de cada domicílio investigado em um mês com os códigos dos domicílios investigados no mês subsequente. Aqueles domicílios cujos códigos não foram encontrados em ambos os meses foram retirados da amostra.

Como estamos interessados nas informações longitudinais a nível de indivíduo, e sendo o domicílio a unidade amostral da pesquisa, tornou-se necessário verificar se os indivíduos pesquisados nos domicílios selecionados (pela aplicação

do critério acima) eram os mesmos. Para isso, foram confrontadas as informações prestadas pelos indivíduos residentes nesses domicílios com aquelas do mês subsequente, sobre as seguintes características individuais: condição na família (chefe, cônjuge, filho, etc.), sexo, ano e mês de nascimento. Aqueles cujas informações nos dois meses não encontravam correspondência, foram excluídos.⁵

Esse procedimento define um subconjunto da amostra da Região Metropolitana de São Paulo da PME que será denominado de "subamostra".

2.2 - Variáveis utilizadas

Para os indivíduos que compõem a subamostra, a cada mês do período janeiro de 1983/dezembro de 1990 foram selecionadas as seguintes informações: sexo, situação em relação ao mercado de trabalho nos dois meses consecutivos e, para os desempregados, há quanto tempo estes se dedicam à atividade de busca de uma ocupação.

A situação dos indivíduos em relação ao mercado de trabalho refere-se à sua ocupação na semana imediatamente anterior à da realização da pesquisa (semana de referência),⁶ o que permite a sua classificação em uma das seguintes categorias:

- pessoas ocupadas (empregadas): aquelas que no período de referência trabalharam ou tinham trabalho;
- pessoas desocupadas (desempregadas): aquelas que não tinham trabalho no período de referência, mas estavam dispostas a trabalhar, e que para encontrar trabalho tomaram alguma providência efetiva (procuraram trabalho); e
- pessoas não economicamente ativas (fora da força de trabalho): aquelas não classificadas como ocupadas ou desocupadas.

Os indicadores divulgados a partir da PME são estimativas do número de pessoas em cada uma dessas situações e, portanto, apontam apenas as variações líquidas ocorridas, que se refletem nos níveis de emprego, desemprego e inatividade. Assim, através dessas estimativas pode-se saber, por exemplo, se o número de desempregados em um dado mês aumentou, em relação ao anterior, mas não é possível concluir se esse aumento decorreu da entrada de um maior número de pessoas nessa situação ou de uma diminuição do número de pessoas que saíram deste estado. O que nos interessa aqui, como será visto nos capítulos seguintes, é a obtenção dos fluxos brutos de entrada e saída de cada situação descrita acima.

A importância de se obterem informações a nível de indivíduos por dois meses consecutivos deve-se, justamente, ao fato da análise da taxa de desemprego aqui desenvolvida tomar por base o fluxo mensal de pessoas entre as três situações. Estes fluxos são derivados da comparação da situação informada por cada indivíduo da subamostra em um mês com a situação do mês subsequente.

É possível identificar alguns problemas introduzidos pelos procedimentos adotados na criação da subamostra que podem afetar a magnitude dos fluxos resultantes dos nossos cálculos. Existem, ainda, outros problemas de natureza mais geral que, embora possam ser desprezíveis para a obtenção dos indicadores divulgados pela PME, também podem afetar de forma significativa o cálculo dos fluxos mencionados acima.

Quanto aos problemas que se derivam da construção da subamostra, introduzidos pelos procedimentos aqui adotados, pode-se identificar os seguintes:

a) Os critérios que permitem a identificação dos indivíduos residentes nos domicílios selecionados são arbitrários e, em alguns casos, podem não ser suficientes para captar as mudanças efetivamente ocorridas nos componentes do domicílio.

b) A PME não investiga os indivíduos que se retiram dos domicílios selecionados, mas leva em conta as informações daqueles que neles ingressam. Como estes últimos só serão incluídos na subamostra quando se dispuserem das suas informações por dois meses consecutivos, a cada mês poderá estar sendo excluído um certo número de indivíduos que estão ingressando na pesquisa por terem mudado de domicílio. Se estes indivíduos têm alguma característica peculiar (são jovens, por exemplo) que se relacione com sua participação no mercado de trabalho, as informações da subamostra são potencialmente viciadas.

c) Observa-se pelo quadro, que apresenta a rotação de painéis, que os indivíduos não incorporados pela subamostra serão aqueles residentes nos domicílios, designados a prestar informações referentes a uma semana específica do mês. Verifica-se que, qualquer que seja o ano considerado, no mês de março, por exemplo, as informações referentes à segunda semana do mês nunca serão consideradas na subamostra; já no mês de abril, o mesmo ocorrerá para as informações da terceira semana. Se as semanas correspondentes às remessas retiradas são importantes nos movimentos sazonais ocorridos no mercado de trabalho, as estimativas dos fluxos serão afetadas.

Citemos, agora, os problemas de natureza mais geral. Como os indicadores da PME são estimativas de *estoque*, eventuais problemas na classificação dos indivíduos nas situações de emprego, desemprego e fora da força de trabalho podem se compensar, não alterando o resultado final. Entretanto, no cálculo dos *fluxos* de entrada e saída dessas situações, estes problemas implicarão um *cômputo* de movimentos que efetivamente não ocorrem, o que resultaria em uma superestimativa dos fluxos. Problemas na classificação dos indivíduos podem se originar das seguintes ocorrências:

a) As informações prestadas podem ser influenciadas pelo tempo de permanência do informante na pesquisa. Na medida em que este adquirir, com o tempo, maior compreensão sobre o que lhe é perguntado, as informações nas primeiras entrevistas poderão divergir das seguintes. Outro problema se originaria da possibilidade do informante perder a disposição de responder ao questionário, por deixar de ser novidade participar de uma pesquisa e/ou por tomar tempo de suas atividades regulares, de modo que as informações prestadas percam preci-

são. Além disto, o indivíduo pode se sentir pressionado a tergiversar sobre certos assuntos, como quando lhe perguntam se procurou ou não emprego, na tentativa de aparentar uma conduta que lhe pareça socialmente mais adequada.

b) O indivíduo que presta as informações, por todos ou por parte dos residentes no domicílio, pode mudar de um mês para o outro. Com isso, as informações sobre as condições dos membros do domicílio, em relação ao mercado de trabalho, assim como a interpretação do novo informante sobre estas informações, podem ser diferentes.

c) Erros de codificação e crítica.

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

“... 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.”

Para que o indivíduo seja classificado como desempregado, a data da última providência deve se situar na semana de referência da pesquisa.

O período de desemprego é considerado interrompido nos seguintes casos:

a) se o indivíduo, durante duas semanas consecutivas, tiver deixado de tomar providências para conseguir trabalho; e

b) se tiver trabalhado mesmo que, simultaneamente, tenha procurado trabalho.

A informação do tempo de desemprego na PME é o período de tempo em que o indivíduo se encontra no seu estado *corrente* de desemprego.

2.3 - O tamanho da amostra

A subamostra 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.

Ressalta-se que, como a subamostra foi construída de modo a tratar as informações bimensalmente, só é possível “acompanhar” os indivíduos por dois meses consecutivos.

A proporção média do número de domicílios e de indivíduos⁷ da subamostra (construída conforme o procedimento descrito acima) para cada ano, em relação ao total da amostra da PME, encontra-se na Tabela 2.1 a seguir.⁸

TABELA 2.1

Tamanho da subamostra em relação à amostra completa da PME:
domicílios e indivíduos – 1983/90

(Em %)

Ano	Número de domicílios	Número de indivíduos
1983	72,26	70,66
1984	71,77	70,08
1985	72,42	70,89
1986	72,08	69,86
1987	72,02	69,94
1988	71,08	68,85
1989	72,75	70,79
1990	72,98	71,00
Média	72,17	70,26

3. As taxas de desemprego e de participação a partir das probabilidades de transição

Neste capítulo, objetivamos estimar as probabilidades de transição entre os estados de emprego, desemprego e fora da força de trabalho e, a partir destas probabilidades, reestimar as taxas de desemprego e de participação no mercado de trabalho.

A cada mês, todo membro da população com idade para trabalhar encontra-se face a estas probabilidades de transição entre os três estados do mercado de trabalho. Se estas probabilidades são díspares para diferentes grupos demográficos, poderá haver distinção entre as taxas de desemprego destes grupos, ou seja, o desemprego não será proporcional à participação do grupo na força de trabalho. Ainda que não existam diferenciais significativos nas taxas de desemprego ou no padrão de participação dos diversos grupos demográficos, é possível que estas reflitam experiências absolutamente distintas no mercado de trabalho, que podem ser identificadas a partir da importância relativa das probabilidades de transição.

A aplicação da metodologia desenvolvida neste capítulo na análise das taxas de desemprego e de participação segundo sexo encontra-se no Capítulo 5.

3.1 - As probabilidades de transição

As estimativas obtidas através da PME são medidas dos níveis de emprego, desemprego e não-participação na força de trabalho. A partir destas estimativas obtém-se a taxa de desemprego – definida como sendo a razão entre o número de desempregados e a população economicamente ativa⁹ (PEA = o número de desempregados mais o número de empregados) – e a taxa de participação, que é a relação entre a PEA e a população em idade ativa (15 anos e mais).

As categorias de emprego (E), desemprego (D) e não-participação na força de trabalho (N) correspondem aos estados que um indivíduo pode ocupar em relação ao mercado de trabalho. Ainda que a taxa de desemprego e/ou o total de desempregados e de empregados se mantenham estáveis mês após mês, ocorrerão fluxos de entrada e saída de indivíduos desses estados.

Os fluxos de entrada no desemprego referem-se ao número de pessoas que, mensalmente, incorporam-se a esta situação por terem sido demitidas dos seus empregos de forma involuntária, terem deixado seus empregos em busca de outros, terem ingressado pela primeira vez na força de trabalho ou terem retornado à mesma. Os fluxos de saída do desemprego dizem respeito à contratação para um emprego ou à retirada da força de trabalho.

O nível de desemprego aumenta quando o fluxo de entrada nesse estado aumenta em relação ao fluxo de saída. Entretanto, a taxa de desemprego é definida pela relação entre o total de pessoas desempregadas e a população economicamente ativa, sendo esta também alterada pelos fluxos de entrada e saída da situação de emprego. Os fluxos de entrada são resultantes da ocupação de desempregados e de entrantes ou reentrantes na força de trabalho; já os fluxos de saída são resultantes da demissão, voluntária ou involuntária, e da retirada da força de trabalho. Por sua vez, a taxa de participação também pode ser expressa como resultado destes fluxos.

As taxas de desemprego e de participação no mercado de trabalho podem ser analisadas de acordo com as probabilidades que governam os referidos fluxos, e estas, por sua vez, dependerão de um conjunto de fatores, tais como: o comportamento e as características dos indivíduos, o estado geral do mercado de trabalho e as características das ocupações disponíveis.

Conforme procedimento descrito no capítulo anterior, dispõem-se de informações sobre os indivíduos da subamostra que se movimentam do estado observado em um determinado mês para outro no mês subsequente, desprezando-se quaisquer movimentos que possam ocorrer durante esse período. Por exemplo, se em um dado mês o indivíduo declara-se empregado e, no mês seguinte, informa que não participa da força de trabalho, ele será contabilizado na composição do fluxo de emprego para fora da força de trabalho, desconsiderando-se que ao longo do mês, antes de sair da força de trabalho, possa ter ficado desempregado durante certo tempo.

Com essas informações é possível estimar as seguintes probabilidades condicionais:

$$P(X_t = i \mid X_{t-1} = j)$$

onde i e $j = E, D, N$ e $t = \text{mês}$.

Estas probabilidades serão chamadas de probabilidades de transição, definindo-se como as probabilidades de se transitar de um estado para outro dentro do período de um mês. As probabilidades de transição são relativas aos indivíduos que compõem a subamostra e podem ser estimadas sem qualquer suposição adicional.

Para que se obtenham as probabilidades de transição entre as situações de emprego (*E*), desemprego (*D*) e fora da força de trabalho (*N*), contabiliza-se o número de trabalhadores que se movem de um estado para outro a cada mês, dando origem a nove fluxos, conforme a seguinte matriz:

Estados da força de trabalho no mês anterior (<i>t</i> - 1)	Estados da força de trabalho no mês corrente (<i>t</i>)		
	<i>E</i>	<i>D</i>	<i>N</i>
<i>E</i>	<i>EE</i>	<i>ED</i>	<i>EN</i>
<i>D</i>	<i>DE</i>	<i>DD</i>	<i>DN</i>
<i>N</i>	<i>NE</i>	<i>ND</i>	<i>NN</i>

As probabilidades de transição foram calculadas para cada mês pela relação entre o número de trabalhadores em cada fluxo e o número de trabalhadores no estado original. Por exemplo:

$$P(D_t | E_{t-1}) = ed = ED_t / E_{t-1}$$

onde: *t* = mês;

ED_t = número de pessoas que possuíam emprego no mês *t* - 1 e ficaram desempregadas no mês *t*; e

E_{t-1} = número de pessoas que possuíam emprego no mês *t* - 1.

As probabilidades de transição possuem as seguintes propriedades:

$$0 > p_{ij}(t) > 1$$

$$\sum_i p_{ij}(t) = 1$$

onde: *i* = estado atual;

j = estado anterior; e

i e *j* = *E*, *D*, *N*.

Estas probabilidades são sempre positivas e menores que a unidade, sendo o somatório de todas as probabilidades de transição a partir de um dado estado igual à unidade. Por exemplo:

$$ed_t + en_t + ee_t = 1$$

ou seja:

$$ED_t / E_{t-1} + EN_t / E_{t-1} + EE_t / E_{t-1} = 1$$

Com este procedimento obtêm-se as probabilidades descritas abaixo:

de_t = probabilidade dos desempregados encontrarem trabalho;

ne_t = probabilidade dos que entram na força de trabalho encontrarem trabalho;

ed_t = probabilidade dos empregados ficarem desempregados;

nd_t = probabilidade dos que entram na força de trabalho ficarem desempregados;

en_t = probabilidade dos empregados saírem da força de trabalho;

dn_t = probabilidade dos desempregados saírem da força de trabalho; e

$pne_t = ne/(ne + nd)$ = probabilidade de realizar entrada bem-sucedida no mercado de trabalho em um mês.

Para se obterem as probabilidades anualizadas, ponderaram-se as probabilidades mensais pela estimativa do estoque do estado inicial,¹⁰ ou seja, do estado do mês anterior. Por exemplo, tomando-se o fluxo partindo do estado de emprego para desemprego:

$$ed_{ano} = \left(\sum_{t=1}^{12} E_{t-1} * ed_t \right) / \left(\sum_{t=1}^{12} E_{t-1} \right)$$

onde: E_{t-1} = estimativa do número de pessoas ocupadas no mês $t - 1$, obtida pela PME; e

t = mês.

3.1.1 - Estimativas

Na Tabela 3.1 encontram-se as probabilidades de transição anualizadas¹¹ e a média do período 1983/90.

Embora as probabilidades de saída do estado de desemprego sejam maiores que as probabilidades de transição a partir dos estados de emprego e inatividade, isso não implica, necessariamente, que existe um número maior de pessoas transitando a partir do estado de desemprego, em relação ao fluxo de saída dos demais estados, uma vez que o número de pessoas desempregadas é menor.

Uma questão que deve ser objeto inicial de discussão é a distinção entre os estados de desemprego e inatividade. O conceito de desemprego utilizado é definido em termos da prática de atividades de busca de trabalho. Os inativos correspondem àqueles que não estão empregados e, ao mesmo tempo, não exercem qualquer atividade de busca.

Os elevados fluxos do estado de desemprego para fora da força de trabalho (24,5%), observados na tabela, podem ser atribuídos aos problemas de aplicação dos critérios de classificação ou de consistência dos registros, apontados no

TABELA 3.1

Probabilidades de transição: total da subamostra – 1983/90

Ano	Probabilidades								Taxa de saída
	de	ne	ed	nd	en	dn	pne	de/ de + dn	
1983	0,3330	0,0617	0,0204	0,0289	0,0446	0,2414	0,6808	0,5798	0,0580
1984	0,3403	0,0697	0,0205	0,0325	0,0441	0,2453	0,6821	0,5811	0,0577
1985	0,3678	0,0702	0,0158	0,0250	0,0432	0,2428	0,7378	0,6024	0,0532
1986	0,4189	0,0752	0,0121	0,0163	0,0445	0,2667	0,8221	0,611	0,0519
1987	0,3897	0,0747	0,0141	0,0163	0,0459	0,2339	0,8211	0,6249	0,0530
1988	0,3755	0,0772	0,0139	0,0168	0,0481	0,2535	0,8209	0,597	0,0564
1989	0,4008	0,0727	0,0127	0,0143	0,0440	0,2455	0,8358	0,6201	0,0509
1990	0,3379	0,0687	0,0153	0,0194	0,0426	0,2306	0,7794	0,5943	0,0511
Média	0,3705	0,0713	0,0156	0,0212	0,0446	0,2450	0,7725	0,602	0,0540

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

capítulo anterior. Em particular, o período de referência aqui utilizado é a semana, de forma que é suficiente, para que o indivíduo seja classificado como inativo, que na semana anterior à realização da pesquisa não tenha procurado trabalho. A brevidade do período de referência justificaria parte dos fluxos do desemprego para fora da força de trabalho.

Por outro lado, se é freqüente que as ocorrências de desemprego sejam intercaladas por períodos fora da força de trabalho – como ressaltam Clark e Summers (1979) –, independentemente da definição de inatividade e de quão apropriado é o critério de classificação que a exprime, deve-se questionar a pertinência desta distinção para aquelas pessoas que tiveram alguma experiência recente na força de trabalho.

As saídas da força de trabalho podem ser atribuídas a uma série de fatores, tais como: doenças, acidentes, incapacidade, aposentadoria. Abstraindo-se destes fatores, pode-se atribuir parte do movimento a pessoas com uma menor ligação ao mercado de trabalho, a diferentes comportamentos do mercado, ou à desistência de buscar trabalho por falta de postos disponíveis. A inatividade seria, então, um estágio temporário, ocupado por pessoas que irão retomar a atividade de busca por trabalho ou, ainda, por aquelas que oscilam entre desemprego e inatividade sem encontrar trabalho.

Neste último caso, parte daqueles tidos como inativos seriam os desalentados, pessoas cronicamente desempregadas – que saem do mercado por acreditarem que não existem postos de trabalho disponíveis –, para as quais a distinção entre os estados de desemprego e fora da força de trabalho é arbitrária.

Tal distinção é, ainda, arbitrária nos casos em que o comportamento dos trabalhadores, de saída e entrada na força de trabalho, é compatível com o fato destes se encontrarem em indústrias e/ou ocupações organizadas de modo a gerar períodos de emprego e desemprego ao longo do ano, como é o caso das atividades

sazonais. Restaria, ainda, a dificuldade de se classificar aqueles cujas atividades no mercado de trabalho não são as predominantes e que, conseqüentemente, apresentam um padrão instável de participação no mercado de trabalho.

Ainda no que diz respeito à distinção entre as categorias aqui analisadas, definidas pela PME, deve-se considerar que a definição de empregados adotada na pesquisa é:

“Pessoa que exerceu um trabalho (esporádico ou habitual) durante toda ou parte da semana de referência”.

Desse modo, parte dos indivíduos classificados como empregados pode não se distinguir dos desempregados quanto ao padrão adotado de busca de trabalho e quanto à percepção de sua condição. O critério de trabalho prevalece sobre o de busca – a PME [ver IBGE (1989, p. 46)] considera como ocupado o indivíduo que tenha trabalhado na semana de referência, ainda que tenha, também, procurado trabalho. Além disso, o critério de ocupação inclui trabalhos esporádicos e de tempo parcial, não distinguindo o subemprego. Como mencionado acima, se para parte dos empregados a percepção da sua condição no mercado não se diferencia daqueles desempregados, é possível que encarem a possibilidade de saída da força de trabalho de forma equivalente a estes. A probabilidade de saída da força a partir do estado de emprego é 4,5%.

Com as probabilidades de saída da força de trabalho e as taxas de desemprego divulgadas pela PME, é possível estimar a taxa média de saída da força de trabalho, que se encontra na tabela anterior:

$$(dn * \text{taxa de desemprego}) + (en * \text{taxa de ocupação})$$

As taxas de saída representam o percentual da força de trabalho que, em média, passa para a condição de inatividade a cada mês. O número de pessoas desempregadas influencia diretamente a taxa de saída, uma vez que as probabilidades de saída da força de trabalho, a partir do estado de desemprego, são maiores em relação à saída a partir do estado de emprego.

As estimativas podem refletir os problemas mencionados acima quanto às definições e aos critérios adotados na classificação dos indivíduos em empregados, desempregados e inativos e quanto à sua pertinência. Entretanto, a magnitude do resultado é bastante surpreendente, já que o número de pessoas desempregadas a cada mês, como uma proporção da PEA, é menor que o número de pessoas que saem da força de trabalho.¹²

Este resultado, associado aos problemas de classificação apontados acima, sugere, em primeiro lugar, o quanto devem ser cuidadosas as inferências feitas a partir da análise das taxas de desemprego e, em segundo, mostra a necessidade de empreender esforços no sentido de aprimorar as definições e os critérios de classificação, assim como a de tornar disponível um maior número de indicadores de desemprego que possam ser utilizados de forma apropriada para diferentes propósitos.

A relação $[de/(de + dn)]$ da tabela mostra a proporção das saídas do estado de desemprego que podem ser atribuídas àqueles que encontram ocupação.

Cerca de 60% das saídas do desemprego terminam em emprego, enquanto que as 40% restantes resultam em saída da força de trabalho. A estimativa da probabilidade dos desempregados encontrarem ocupação em um mês é bastante elevada (cerca de 37% durante o período considerado).¹³

Observa-se que as probabilidades de transitar do estado de desemprego para o estado de emprego (*de*) crescem até o ano de 1986 e depois caem. No ano de 1990, essas probabilidades assumem valores mais próximos daqueles observados para os dois primeiros anos da série do que para os anos mais recentes. O comportamento das probabilidades de transição do desemprego para a inatividade (*dn*), através das probabilidades anualizadas, é de difícil compreensão – nas probabilidades mensais do Anexo Estatístico (Tabelas A.3 a A.10) observa-se que a série apresenta um forte componente sazonal.

O comportamento das probabilidades de transição dos estados de emprego e inatividade para o estado de desemprego (*ed* e *nd*, respectivamente), ao longo do período em questão, assemelha-se bastante. Caem até o ano de 1986, mantêm-se relativamente estáveis durante o período 1987/89 e crescem em 1990, sem, no entanto, alcançarem os níveis verificados para o período 1983/84.

Tanto as probabilidades de transição do estado de emprego para o de inatividade (*en*) quanto as probabilidades de transição da inatividade para o emprego (*ne*) crescem até 1987 e decrescem a partir de então, alcançando um patamar próximo do observado para os primeiros anos aqui considerados.

Um dos principais problemas da análise de conjuntura baseada na taxa de desemprego é que esta pode variar sem que necessariamente altere-se o *pool* de desempregados. Ainda que este se altere, isso pode ocorrer sem que mudem as taxas de demissão das firmas, bastando para tal que se reduzam as taxas de contratação ou as saídas da força de trabalho, entre outras coisas. Através da análise das probabilidades de transição, é possível identificar mais precisamente as causas das flutuações cíclicas do desemprego.

Embora a explicação do comportamento cíclico das taxas de desemprego não seja um objetivo aqui perseguido, para se ter idéia de como o ciclo afeta as probabilidades de transição, recalculou-se a média de cada uma delas para dois períodos distintos, definidos de acordo com a sua relação com a taxa agregada média do período 1983/90 – se acima ou abaixo dessa média. Separaram-se os meses para os quais as taxas de desemprego eram maiores que a média (denominaremos esse período de Alta) daqueles para os quais as taxas de desemprego eram menores (Baixa).¹⁴

Nota-se na Tabela 3.2 que, como era de se esperar, as probabilidades de entrada no estado de desemprego são menores no período de taxas de desemprego mais baixas, e são estas as probabilidades que apresentam maior variação quando se alteram as condições do mercado de trabalho. As probabilidades de saída da força de trabalho reduzem-se nos períodos de taxas de desemprego mais elevadas.

Essas probabilidades serão utilizadas para analisar o comportamento cíclico das diferenças na experiência no mercado de trabalho entre homens e mulheres.

TABELA 3.2

Probabilidades de transição nas fases do ciclo:^a total da subamostra – 1983/90

Probabilidade	Taxa de desemprego	
	Alta	Baixa
<i>de</i>	0,3381	0,3925
<i>ne</i>	0,0668	0,0742
<i>ed</i>	0,0195	0,0133
<i>nd</i>	0,0293	0,0163
<i>en</i>	0,0432	0,0457
<i>dn</i>	0,2343	0,2538
<i>pne</i>	0,6952	0,8203

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

^a Para períodos de taxas de desemprego Altas e Baixas.

3.2 - As taxas de desemprego e de participação

A análise do comportamento cíclico do desemprego pode ser melhor desenvolvida com a avaliação da participação no mercado de trabalho, uma vez que as flutuações do desemprego decorrem não apenas das variações do número de postos de trabalho disponíveis, mas também do número de pessoas que os disputam. Embora, como já foi mencionado anteriormente, esse tipo de análise não se inclua entre os objetivos deste trabalho, considerou-se oportuno introduzir a taxa de participação, tendo em vista a magnitude da taxa de saída da força de trabalho estimada na seção anterior e o fato dessa taxa ser afetada pela distribuição dos trabalhadores entre ocupados e desocupados.

Para se obterem as taxas de desemprego e participação a partir das probabilidades de transição, é necessário supor que o ambiente é estacionário, o que significa trabalhar com a hipótese de probabilidades de transição constantes ao longo do tempo. Adicionalmente, supõe-se que a economia encontra-se em *steady state*, de modo que o número de pessoas em cada um dos três estados mantém-se inalterado. Uma vez que o número de pessoas em cada estado do mercado de trabalho é determinado pelos fluxos entre os estados, a hipótese de *steady state* requer que o número de indivíduos em cada fluxo não se altere ao longo do tempo e que os fluxos para dentro e para fora de cada estado sejam iguais:

$$de D + ne N = (ed + en) E \quad (1)$$

$$ed E + nd N = (de + dn) D \quad (2)$$

$$en E + dn D = (ne + nd) N \quad (3)$$

Resolvendo o sistema de equações acima, deriva-se a taxa de desemprego e a taxa de participação no mercado de trabalho, em função das probabilidades de transição.

A equação da taxa de desemprego $[D/(E + D)]$, com base na equação desenvolvida por Marston (1976), pode ser obtida através das equações acima, e é descrita por:

$$u = \alpha / (\alpha + \beta) \quad (4)$$

onde: $\alpha = ed + [nd/(ne + nd)] en$; e

$$\beta = de + [ne/(ne + nd)] dn.$$

A taxa de desemprego será maior quanto maior for ed , en e nd e será menor quanto maior for de , dn e ne .¹⁵

Expressando-se a probabilidade de entrada bem-sucedida no mercado de trabalho por $pne = ne/(ne + nd)$, pode-se reescrever α e β como:

$$\alpha = ed + [(1 - pne) * en]$$

$$\beta = de + [pne * dn]$$

A taxa de participação no mercado de trabalho, $[(E + D)/(E + D + N)]$, conforme Kiefer e Neumann (1989), é dada por:

$$P = [1 + (\alpha/\beta)] / [1 + (\alpha/\beta) + (\delta/\chi)] \quad (5)$$

onde: α e β = conforme se definiu anteriormente;

$$\chi = ne + [(de * nd)/(de + dn)]; e$$

$$\delta = en + [(dn * ed)/(de + dn)].$$

A taxa de participação será maior quanto maior for ne , nd e de e será menor quanto maior for en , dn e ed .¹⁶

Ressalte-se que as taxas de desemprego e de participação assim calculadas poderão divergir das taxas estimadas pela PME, pela suposição de *steady state* (implícita na estimativa em função das probabilidades de transição) e pelos problemas decorrentes dos artifícios utilizados para se tratar a amostra da PME como longitudinal, apontados no capítulo anterior.

3.2.1 - Estimativas

A Tabela 3.3 a seguir apresenta as taxas de desemprego e as taxas de participação para os anos referentes ao período 1983/90, calculadas pelas equações (4) e (5), respectivamente. A média do período foi estimada com a média das probabilidades de transição obtida na seção anterior.

Nota-se que as estimativas aqui obtidas tendem a subestimar as taxas de desemprego (exceto para o ano de 1990). Entretanto, de um modo geral, estas

TABELA 3.3

Comparação entre taxas de desemprego e participação obtidas a partir das probabilidades de transição e aquelas estimadas pela PME – 1983/90

Ano	Taxa de desemprego			Taxa de participação		
	Estimada	IBGE1	R	Estimada	IBGE2	R
1983	6,51	6,79	0,959	61,20	61,84	0,990
1984	6,36	6,78	0,939	64,23	63,25	1,016
1985	4,73	5,00	0,946	64,40	63,56	1,013
1986	3,04	3,33	0,913	64,09	63,57	1,008
1987	3,69	3,76	0,981	63,25	63,61	0,994
1988	3,72	4,01	0,927	62,78	63,97	0,981
1989	3,18	3,43	0,927	63,33	63,74	0,994
1990	4,56	4,55	1,002	63,28	63,96	0,989
Média	4,41	4,71	0,938	63,36	63,44	0,999

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

NOTA: Estimada = taxas de desemprego e de participação obtidas a partir das probabilidades de transição;

IBGE1 = média anual da taxa de desemprego estimada pela PME ponderada pela PEA;

IBGE2 = média anual da taxa de participação estimada pela PME; e

R = taxa estimada sobre a taxa da PME.

são consistentes com relação àquelas estimadas pela PME – as taxas variam no mesmo sentido e com mais ou menos as mesmas intensidades.

Quanto às taxas de participação, nos anos de 1984, 1985 e 1986, são superestimadas e, nos demais, subestimadas.

Visando avaliar o impacto de mudanças nas probabilidades de transição sobre as taxas de desemprego e de participação, realizamos um pequeno exercício. Em primeiro lugar, aumentamos cada probabilidade em 10% do seu valor. Em seguida, substituímos, a cada vez, uma¹⁷ das probabilidades de transição pelo seu valor acrescido de mais 10% no cálculo da taxa de desemprego, mantendo-se as demais constantes, ou seja, mantendo-se o valor original das demais. Esse exercício é realizado utilizando-se a média das probabilidades de transição no período 1983/90.

A Tabela 3.4 apresenta as taxas assim estimadas (por exemplo, na linha *Ted* mostra o valor das taxas de desemprego e de participação obtidas pela substituição da probabilidade de transição do emprego para o desemprego, com um aumento de 10% do seu valor original,¹⁸ mantendo-se os valores das demais probabilidades inalterados). A tabela apresenta, ainda, a relação entre as taxas (*R1* para desemprego e *R2* para participação) estimadas pelo exercício e as obtidas com as probabilidades de transição originais.

O exercício confirma o que mencionamos anteriormente acerca do efeito das probabilidades sobre as taxas de desemprego (cai quando *de*, *dn* e *ne* aumentam e cresce quando *ed*, *nde* e *en* aumentam) e de participação (cai quando *en*, *dn* e *ed* aumentam e cresce quando *ne*, *nd* e *de* aumentam).

TABELA 3.4

Impacto das probabilidades de transição sobre as taxas de desemprego e de participação: total da subamostra - 1983/90

	Taxa de desemprego	R1	Taxa de participação	R2
Estimada	4,414		63,358	
de	4,151	0,940	63,588	1,004
ne	4,265	0,966	65,192	1,029
ed	4,668	1,058	63,138	0,997
nd	4,572	1,036	63,746	1,006
en	4,580	1,038	61,425	0,969
dn	4,276	0,969	63,025	0,995
pne	4,414	1,000	65,541	1,034

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

NOTA: R1 e R2, ver texto.

O principal objetivo, com este exercício, é identificar as probabilidades que têm maior impacto sobre essas taxas. No caso da taxa de desemprego, estas são mais sensíveis a mudanças nas probabilidades de transição do emprego para o desemprego e do desemprego para o emprego. A taxa de participação é mais sensível à probabilidade de realizar entrada bem-sucedida no mercado de trabalho e à probabilidade de transição do emprego para a inatividade. Naturalmente, uma melhor análise desses resultados implicaria magnificar a importância das causas voluntárias do desemprego em relação às involuntárias, identificar os motivos por trás das saídas da força de trabalho das pessoas empregadas, suas características pessoais e dos cargos por elas ocupados, etc.

4. Estimativas da duração do desemprego

4.1 - Introdução

O número de pessoas desempregadas irá depender do fluxo de entrada nesse estado e do tempo que elas ali permanecerem. Para melhor explicar o fenômeno do desemprego e a experiência dos diferentes grupos demográficos no mercado de trabalho, é necessário estimar a duração média das ocorrências de desemprego.

A duração média do desemprego estimada pelo IBGE, através da PME, 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. O objetivo aqui é estimar a duração média das *ocorrências completas* de desemprego – quanto tempo uma pessoa que entra no estado de desemprego pode esperar, em média, permanecer nessa situação.

Com esse objetivo, são propostas duas estimativas alternativas da duração média do desemprego para homens e mulheres, a partir das informações de um subconjunto da amostra completa da PME denominada de subamostra (construída segundo os procedimentos descritos no segundo capítulo). A subamostra é composta a cada mês por uma parcela dos indivíduos da amostra completa, para os quais dispõem-se de informações por dois meses consecutivos.

Nas próximas seções especificaremos os modelos e os estimadores utilizados, assim como as hipóteses utilizadas e seus resultados para o total da subamostra.

Ressaltamos que as estimativas utilizam as informações da subamostra referentes ao período janeiro de 1983 a dezembro de 1990 para a Região Metropolitana de São Paulo.

4.2 - Tipos de estado-dependência

Heckman e Borjas (1980) definem quatro tipos de estado-dependência, que se referem às diferentes formas pelas quais a história pregressa 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 do estado.

No segundo tipo, chamado de duração-dependência, a probabilidade de sair do estado de desemprego depende da extensão de tempo que o trabalhador encontra-se 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 de ocorrência-dependência e duração-dependência-defasada, respectivamente.

Desse modo, a probabilidade de sair do desemprego e, conseqüentemente, a duração do desemprego dependeriam não apenas do fato do indivíduo encontrar-se correntemente desempregado e do tempo em que se encontra nesse estado, como também do número de vezes anteriores que ele encontrou-se nessa situação e do tempo que permaneceu desempregado em cada uma delas.

Para ilustrar, observem-se as seqüências no tempo dos estados ocupados por cinco indivíduos:

1) *NNNNNNNDE*

2) *EEEEEEDE*

3) *DDDDDDDE*

4) *DDEDDDEDE*

5) *NNDDNDDDE*

onde *N* = inativo, *E* = empregado 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 vem a ser restritiva quando relacionada 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 sequência.

No caso do processo semimarkoviano (duração-dependência), atribui-se igual probabilidade de sair do desemprego para os 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.

Segundo Heckman e Borjas, o desemprego passado altera preferências, preços ou restrições que determinam, em parte, o desemprego futuro. Esse 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. Como foi enfatizado no Capítulo 2, 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, 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 semimarkoviano.

4.3 - Modelo geral de sobrevivência¹⁹

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 pode se 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:

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

com função de probabilidade dada por:

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

e a função de distribuição acumulada dada por:

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

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

A função de sobrevivência ou a duração do desemprego além de 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 sobrevivência:

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

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

4.3.1 - Variáveis explanatórias

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 sua 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 covariáveis²⁰ podem ser tais que variam com o tempo (como estado civil), ou podem ser independentes do mesmo (como 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).

Nos modelos aqui desenvolvidos, utiliza-se a covariável sexo – cujas estimativas serão apresentadas no Capítulo 5, a seguir –, que é tempo-invariante e exógena, estimando-se separadamente a função *hazard* para homens e mulheres:

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

onde s = sexo.

Apenas no modelo markoviano, pelos motivos expostos na Seção 4.5.1.4, será incorporada também a covariável tempo-calendário:

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

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

Com a introdução da covariável tempo-calendário, permite-se que a função *hazard* flutue de acordo com mudanças nas condições econômicas e com sazonalidade.

4.3.2 - Modelo com riscos competitivos

A função *hazard* relaciona a probabilidade de saída de um estado com o tempo de permanência nesse estado. O desemprego pode terminar tanto pela retirada da força de trabalho quanto pela transição para o estado de emprego, 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 emprego e para saída da força de trabalho. 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.

Desse modo, existem dois tempos de saída do desemprego associados a dois distintos tipos de saída do estado de desemprego. Definem-se:

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

T_v = duração do desemprego por tipo de saída.

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 observado se todos os demais tipos de saída houvessem sido suprimidos. A função *hazard* para o tempo de desemprego por tipo de saída nos dá a probabilidade de um certo tipo de saída do desemprego, uma vez que a possibilidade de outras causas de saída tenham sido eliminadas:

$$h_v(t_i, s) = P [t_i = T_v \mid T_v \geq t_i, s]$$

$$h_v(t_i, s) = f_v(t_i) / S_v(t_i)$$

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,²¹ que é possível estimar sem adotar qualquer suposição quanto à distribuição dos diferentes tempos de saída:

$$\begin{aligned} \lambda_v(t_i, s) &= P [t_i = T_v \mid T \geq t_i, s] \\ &= P [t_i = T_v \mid T_{de} \geq t_i, T_{dn} \geq t_i, s] \end{aligned}$$

$$\lambda_v(t_i, s) = f_v(t_i) / S(t_i) = q^v(t_i, s)$$

Essa função dá a taxa instantânea de saída do tipo v ao tempo t_i , dado s , na presença de outros tipos de saída.

Supondo-se que os tempos de desemprego por tipo de saída são independentes:

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

A suposição acima é aqui absolutamente necessária, uma vez que, com o tipo de 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 de forma equivalente com os dois modelos.

Dada essa suposição, é possível obter $h_v(t_i, s)$, de modo que:

$$h(t_i, s) = \sum_v h_v(t_i, s)$$

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. Isso torna-se necessário se desejarmos estimar a duração do desemprego, supondo que os indivíduos não saem da força de trabalho quando desempregados, ou seja, se desejarmos estimar a duração do desemprego caso não ocorra o chamado "desalento".²²

4.4 - O modelo markoviano

No modelo markoviano supõe-se que a distribuição do tempo de saída do estado de desemprego, dado o tempo decorrido no estado, é a mesma para todas as extensões de tempo de permanência nesse estado. Desse modo, é possível utilizar as probabilidades de transição obtidas no Capítulo 3 na estimativa da duração média esperada das ocorrências de desemprego.

4.4.1 - A função hazard constante

Cada estado pode ser considerado uma variável aleatória, e os movimentos de indivíduos entre esses estados podem ser representados por uma sequência aleatória:

$$[X_1 = i_1, X_2 = i_2, \dots, X_t = i_t]$$

Para a análise desses fluxos entre os estados, adotou-se como hipótese que a probabilidade de cada estado depende apenas do estado anterior. Toda a informação necessária para determinar a probabilidade de cada estado é dada apenas pela especificação do estado ocupado imediatamente anterior, e essa probabilidade não é afetada pelos demais estados ocupados na sequência. As informações referentes aos estágios anteriores da sequência não introduzem qualquer informação relevante para definir essa probabilidade. Em resumo, adotou-se a hipótese de que o processo é markoviano, no qual a probabilidade condicional:

$$P(X_t = i_t \mid X_1 = i_1; X_2 = i_2; \dots; X_{t-1} = i_{t-1})$$

transforma-se na probabilidade de transição:

$$P(X_t = i_t \mid X_{t-1} = i_{t-1}) = P(i_t \mid i_{t-1})$$

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:

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

Fazendo essa hipótese, poderemos utilizar as probabilidades de transição para fora da situação de desemprego estimadas no Capítulo 3 para o cálculo da duração média das ocorrências completas de desemprego.

Considerou-se que o processo é diferente para cada sexo e que as demais características individuais não o afetam, ou seja, dado o sexo, o grupo é homogêneo (as estimativas por gênero encontram-se no Capítulo 5). Nesse modelo não fazemos a hipótese de *steady state*, de forma que é possível incorporar a covariável tempo-calendário.

Assumiu-se, ainda, que os fluxos de saída do desemprego são distintos e, por isso, estimaram-se separadamente as probabilidades de saída para emprego e para fora da força de trabalho:

$$h^v(t_i, s, c_i) = q^v(s, c_i) \quad \forall t_i$$

onde: $v = de, dn$; $s = \text{sexo}$; e $c_i = \text{tempo-calendário}$.

Desse modo, supõe-se que as probabilidades anuais de e dn estimadas no Capítulo 3 para o período 1983/90, para total dos desempregados e para homens e mulheres, sejam as estimativas das probabilidades q^{de} e q^{dn} .

4.4.2 - A duração média do desemprego

A distribuição do tempo de desemprego, nesse caso, é geométrica.²³ Desse modo, a estimativa da duração média esperada da ocorrência de desemprego é definida como o inverso da probabilidade de sair deste estado:

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

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 do chamado desalento, redefiniu-se:

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

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

o que nos capacita estimar:

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

4.4.3 - A frequência das ocorrências de desemprego

Assumiu-se que:

$$P(X_c = i \mid X_{c-1} = j) = P_{ij} \quad \forall c$$

onde: i = estado atual; j = estado anterior; e c = tempo-calendário.

Ou seja, assumiu-se que as probabilidades de transição são estacionárias, de modo que P_{ij} é a probabilidade de transição do estado i para o j , e independe do tempo-calendário (c).

Pela hipótese de *steady state*:

$$(ed) E + (nd) N = (de + dn) D$$

onde: E, D = número de empregados e desempregados, respectivamente;

ed = probabilidade de transição de emprego para desemprego;

nd = probabilidade de transição de fora da força de trabalho para desemprego;

de = probabilidade de transição de desemprego para emprego;

dn = probabilidade de transição de desemprego para fora da força de trabalho.

O lado esquerdo da equação dá o fluxo para o estado de desemprego (a frequência de ocorrência de desemprego), que em *steady state* é igual ao fluxo de saída dessa situação.

Dividindo a equação pelo total da PEA = $(E + D)$, tem-se:

$$[(ed) E + (nd) N] / PEA = [(de + dn) D] / PEA$$

$$f = [(de + dn) D] / PEA = (de + dn) u$$

onde: f = frequência das ocorrências de desemprego; e

u = taxa de desemprego.

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

Definindo-se $(de + dn)$ 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 a taxa de desemprego assim estimada 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*.

4.4.4 - Estimativas

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 4.1 a seguir.

Observa-se que a duração média das ocorrências de desemprego assim estimada é bastante pequena, sendo, aproximadamente, 1,63 mês no período 1983/90. A duração do desemprego, supondo que os trabalhadores são indômitos na sua busca por ocupação no mercado e não saem da força de trabalho, implica um crescimento em torno de 66% da duração do desemprego. Apesar do aumento da estimativa, quando não se consideram as saídas da força de trabalho, a duração esperada do desemprego permanece reduzida, inferior a três meses.

A tabela apresenta a decomposição da taxa de desemprego em duração e frequência das ocorrências de desemprego. Se a duração média esperada de cada ocorrência de desemprego for, aproximadamente, 1,63 mês, e se, em média, 2,9% da PEA (frequência das ocorrências) entram nesse estado a cada mês, a taxa de desemprego resultante será 4,7%.

TABELA 4.1

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

Ano	Taxa anual ^a	Frequência (%)	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.

4.5 - O modelo semimarkoviano

Nesta seção estima-se a duração do desemprego, supondo-se que a probabilidade de saída do desemprego é função do tempo de desemprego, ou seja, considera-se a existência da duração-dependência, descrita na Seção 4.2, na estimativa da função *hazard*.

4.5.1 - O esquema de amostragem e suas implicações

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

4.5.1.1 - O esquema de censura das informações

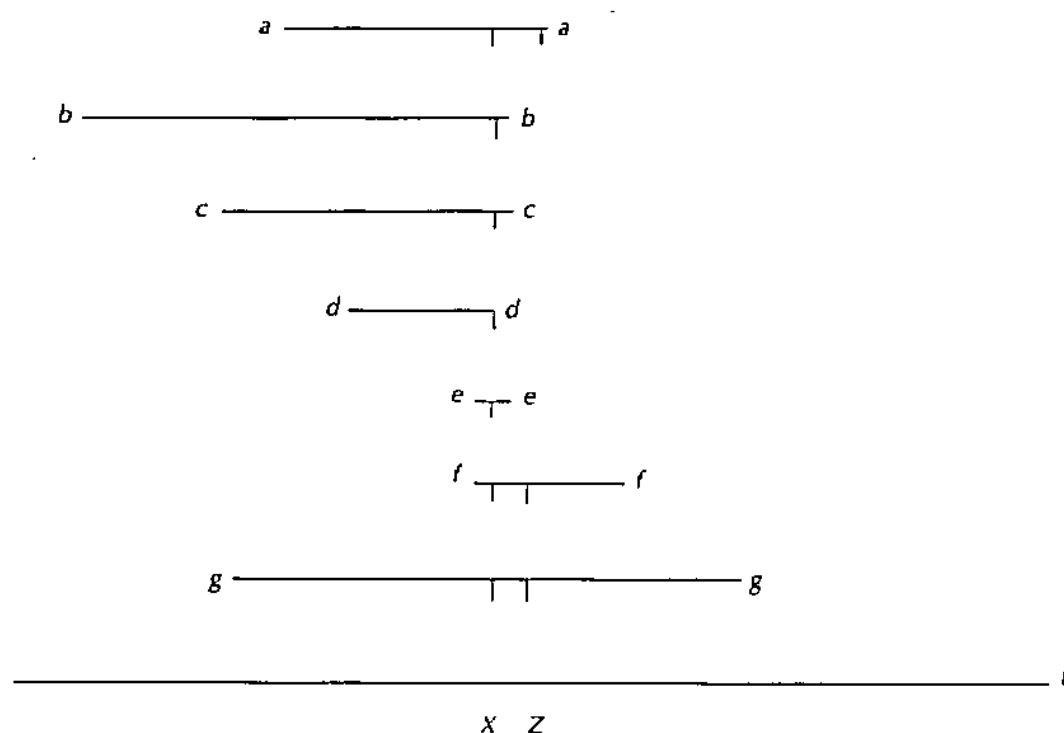
Quando algumas unidades da amostra fornecem informações incompletas sobre a duração do desemprego, dizemos que essas informações são censuradas. A PME investiga todos os indivíduos residentes nos domicílios selecionados e classifica aqueles com mais de 15 anos como ocupados, desocupados ou inativos. Para todo informante da PME que declara estar desempregado é indagado há quanto tempo procura emprego, o que corresponde ao tempo de permanência nessa situação até a data de realização da pesquisa. A informação da variável duração do desemprego, conforme se encontra disponível na PME, é, portanto, incompleta ou censurada, uma vez que não é conhecido o tempo total decorrido desde a entrada dos indivíduos selecionados nessa situação até a sua saída do desemprego.

Visando resolver este problema, adotou-se o procedimento descrito no Capítulo 2, que define um subconjunto dos indivíduos selecionados pela PME para o qual é possível acompanhar suas informações por um par de meses. Entretanto, ainda assim, a censura não é inteiramente eliminada. Ela ocorre justamente pelo fato das informações sobre os desempregados da subamostra estarem disponíveis por apenas dois meses consecutivos, de modo que parte dos desempregados em cada mês permanece neste estado além desse período, o que nos impede de observar o momento em que ocorre a saída do desemprego.

Através da criação da subamostra, torna-se conhecido o tempo total do desemprego para aqueles indivíduos que encontraram emprego ou que saíram da força de trabalho no mês subsequente. Para aqueles que permanecem desempregados no mês subsequente, não é conhecido o tempo total de desemprego,

mas apenas o tempo mínimo em que permanecem desempregados, ou seja, para eles a informação da duração do desemprego é censurada.

O esquema de censura desses dados pode ser descrito pelo gráfico a seguir:



X refere-se ao momento em que a pesquisa é realizada. Nessa data é informado o tempo de desemprego e, no mês subsequente, Z , observa-se que para uma parte dos indivíduos (b, c, d, e) o desemprego encerra-se em algum momento entre X e Z . Pode-se observar também que a duração do desemprego dos indivíduos a, f e g do gráfico possui censura à direita, isto é, o valor exato da observação não é conhecido, sabendo-se apenas que excede certo período observado em X . Por outro lado, cada unidade amostral censurada tem o seu tempo específico de censura, pois nem todas as pessoas desempregadas iniciam o período de desemprego na mesma data.

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 essa informação também censurada. Essa 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 o gráfico anterior. Assim, os tempos de censura (L_i) são variáveis aleatórias e podem ser considerados independentes do tempo de saída do desemprego (T_i).²⁴

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 48.²⁵

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, computou-se o número de indivíduos que realizaram as transições do desemprego para fora da força de trabalho (dn) e para emprego (de) e o número de indivíduos que continuaram desempregados, conforme a situação observada no mês subsequente.

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: de , dn .

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

4.5.1.2 - Amostragem de população viesada

As informações acerca do tempo de permanência no estado de desemprego são relativas aos indivíduos selecionados pela PME que ocupam o estado de desemprego, constituindo-se em uma amostra da população de desempregados em um determinado momento do tempo.

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

Dada essa hipótese, de acordo com Salant (1977), a duração completa das ocorrências de desemprego irá exceder a duração transcorrida ou incompleta 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, o que é denominado por Salant de viés de interrupção.

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, conforme discutido em Salant (1977), é a probabilidade de saída do desemprego ou *hazard*. Se, em relação ao tempo de permanência no estado de desemprego, a *hazard*:

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

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

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

A hipótese da probabilidade de saída do estado de desemprego constante foi adotada na seção anterior. Nesta seção, 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 a permitir conhecer o seu comportamento em função do tempo.

4.5.1.3 - Heterogeneidade

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

Na Seção 4.3.1 definimos sexo como a variável que afeta a probabilidade de sair do estado de desemprego, o que significa que, dado o sexo, os indivíduos têm igual probabilidade de deixar esse estado. No entanto, 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 também afetam essa probabilidade.

Se o grupo de trabalhadores desempregados é heterogêneo, de forma que apenas a covariável sexo não é capaz de dar conta das diferenças nas probabilidades de saída do desemprego dos 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, 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 mais baixas de saída 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.

4.5.1.4 - 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 pelo gráfico da Seção 4.5.1.1 que as informações utilizadas referem-se aos indivíduos correntemente desempregados, 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.²⁶

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 compõem os dados.²⁷

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 seção.

4.5.2 - O estimador

Com as informações definidas acima, é possível estimar a duração do desemprego utilizando-se a técnica conhecida como análise de sobrevivência, através de dois modos distintos: recorrendo-se apenas às informações do subconjunto de indivíduos da subamostra para os quais é conhecido o tempo total de desemprego, ou utilizando-se todas as informações, inclusive as censuradas.

A literatura da análise de sobrevivência 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. Os métodos não-paramétricos são menos eficientes que os paramétricos quando os tempos de desemprego seguem uma distribuição específica. Por outro lado, o método não-paramétrico é importante quando não se dispõe de informações suficientes para especificação de um modelo paramétrico da distribuição dos tempos, isto é, para que não seja necessário especificar-se a forma funcional da distribuição.

4.5.2.1 - O estimador do produto limite

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 $[0, T]$ de forma que:

$$0 = a_0 < a_1 < \dots < a_k = T < a_{k+1} = \infty$$

Em cada intervalo $I_j = [a_{j-1}, a_j]$, devem ser calculadas as estimativas das probabilidades condicionais de saída do desemprego:

$$\begin{aligned} q(I_j) &= P[T < a_j \mid T > a_{j-1}] \\ &= P[a_{j-1} < T < a_j] / P[T > a_{j-1}] \\ &= F[a_j] - F[a_{j-1}] / [1 - F[a_{j-1}]] \end{aligned}$$

Como $F[a_j] = 1 - S(a_j)$, tem-se que:

$$\begin{aligned} q(I_j) &= [S(a_{j-1}) - S(a_j)] / S(a_{j-1}) \\ &= 1 - [S(a_j) / S(a_{j-1})] \end{aligned}$$

e:

$$p(I_j) = P[T > a_j \mid T > a_{j-1}] = S(a_j) / S(a_{j-1})$$

Definiu-se anteriormente:

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

Estendendo-se para os intervalos, a função *hazard* pode ser definida como $q(I_j)$, sendo $q(I_j) = 1 - p(I_j)$.

Ressalta-se que os dados observados a cada mês são frequências de saídas do desemprego ou de censuras para cada um desses 13 intervalos ou classes. Logo, para cada intervalo I_j dispõem-se das seguintes informações:

$$N = \sum_{i=1}^n I [t > a] \text{ número de indivíduos "em risco" no intervalo } I_j, \text{ que é}$$

composto por aqueles indivíduos cujo período de desemprego observado, censurado ou não, excede a_{j-1} ;

$$D_j = \sum_{i=1}^n I [t_i \in I_j; \delta_i = 1] \text{ número de indivíduos que saem do desemprego em } I_j; \text{ e}$$

$$W_j = \sum_{i=1}^n I [t_i \in I_j; \delta_i = 0] \text{ número de indivíduos cujo tempo de desemprego é censurado no intervalo } I_j.$$

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:

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

onde z = mês.

A função sobrevivência pode ser obtida através do estimador do Produto Limite ou Kaplan-Meier:²⁸

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

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 obtém-se o estimador da função *hazard*:

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

Define-se que N_j é 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 a a_{j-1} .

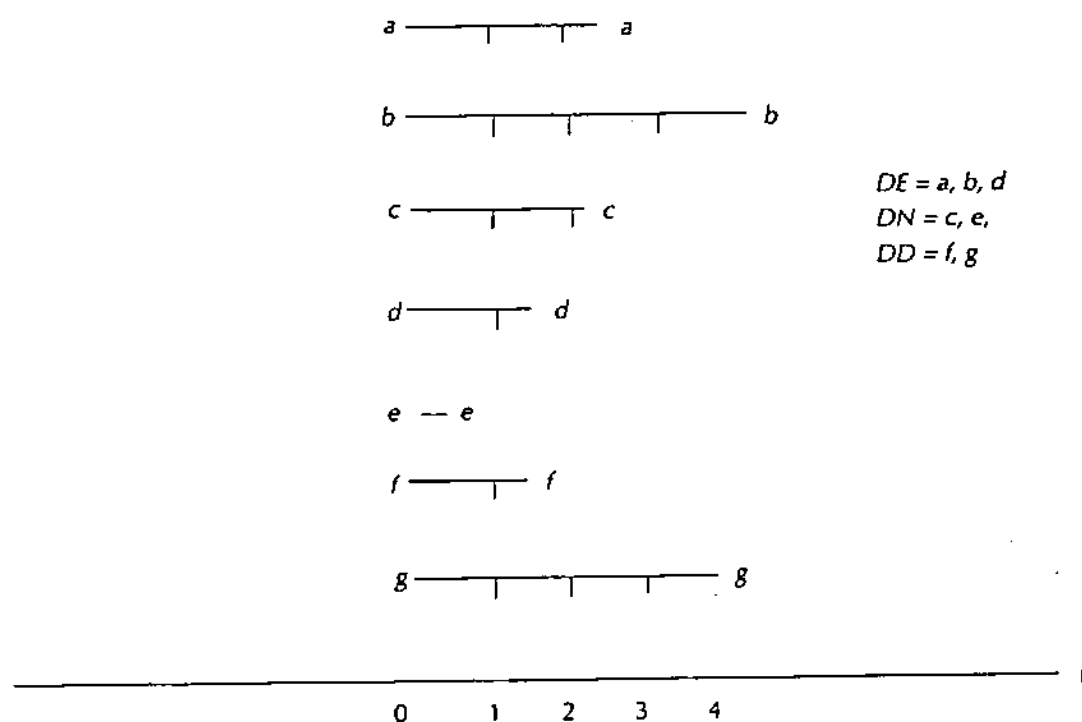
O método considera que todos os indivíduos cujos tempos se encontram censurados em I_j estão "em risco" de sair do desemprego ao longo de todo o

intervalo,²⁹ 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 :

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

Conforme se observou na Seção 4.5.1.1, os indivíduos desempregados a cada mês entram no estado de desemprego em diferentes datas. Entretanto, como ressaltado na Seção 4.5.1.4, 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 o gráfico da Seção 4.5.1.1 e adotando-se esta 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*, *b* e *d* encontraram emprego, enquanto *c* e *e* saíram da força de trabalho e *f* e *g* 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_j	D^{de}	D^{dn}	W_j	q^{de}	q^{dn}	p
0 - 1	7	0	1	0	0	1/7	6/7
1 - 2	6	1	0	1	1/6	0	5/6
2 - 3	4	1	1	0	1/4	1/4	2/4
3 - 4	2	1	0	1	1/2	0	1/2

Existem outras possibilidades de tratar a censura; nesse caso, estamos supondo que os indivíduos censurados estão em risco apenas no intervalo I_j . Pode-se supor que os indivíduos censurados no intervalo I_j fazem parte dos indivíduos em risco no intervalo seguinte. Alternativamente, poder-se-ia supor que esses indivíduos estão em risco apenas em certa parte do intervalo (por exemplo, por metade do intervalo).

Outros procedimentos podem ser considerados, dependendo de onde se concentra a maior frequência de censuras dentro do intervalo. O estimador proposto assume que as censuras ocorrem principalmente no final do intervalo. Caso a censura se desse no início do intervalo, o número apropriado de indivíduos em risco no intervalo seria $N - W$.

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

$$q^{de}(I_j) = D_j^{de} / N_j$$

$$q^{dn}(I_j) = D_j^{dn} / N_j$$

A subamostra foi dividida por sexo, e essas probabilidades foram também calculadas para homens e mulheres.

4.5.2.2 - Estimativa da duração média do desemprego³⁰

Através do estimador do Produto Limite, foram obtidas as probabilidades de o término do desemprego ocorrer no intervalo $I_j - q^{de}(I_j)$ e $q^{dn}(I_j)$. Nota-se que, como se referem à duração completa do desemprego, são as probabilidades de saída do desemprego por tipo de saída dessa situação.

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_t é:

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

Obtém-se $f_{de}(I_t)$ de modo análogo.³¹

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

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

Obtém-se $S_{de}(t)$ 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.

A duração média dos períodos completos é:

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

onde t é o ponto médio³² 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 ao que foi feito na Seção 4.4.2, 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:

$$F_{dn}(t) = \sum_j f_{dn}(t_j)$$

Obtém-se F_{de} de modo análogo.

Lembrando que, de acordo com a Seção 4.3.2, o modelo aqui considerado é de riscos competitivos, existem duas causas concorrentes da saída do desemprego. Como foi ressaltado naquela seção, 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.

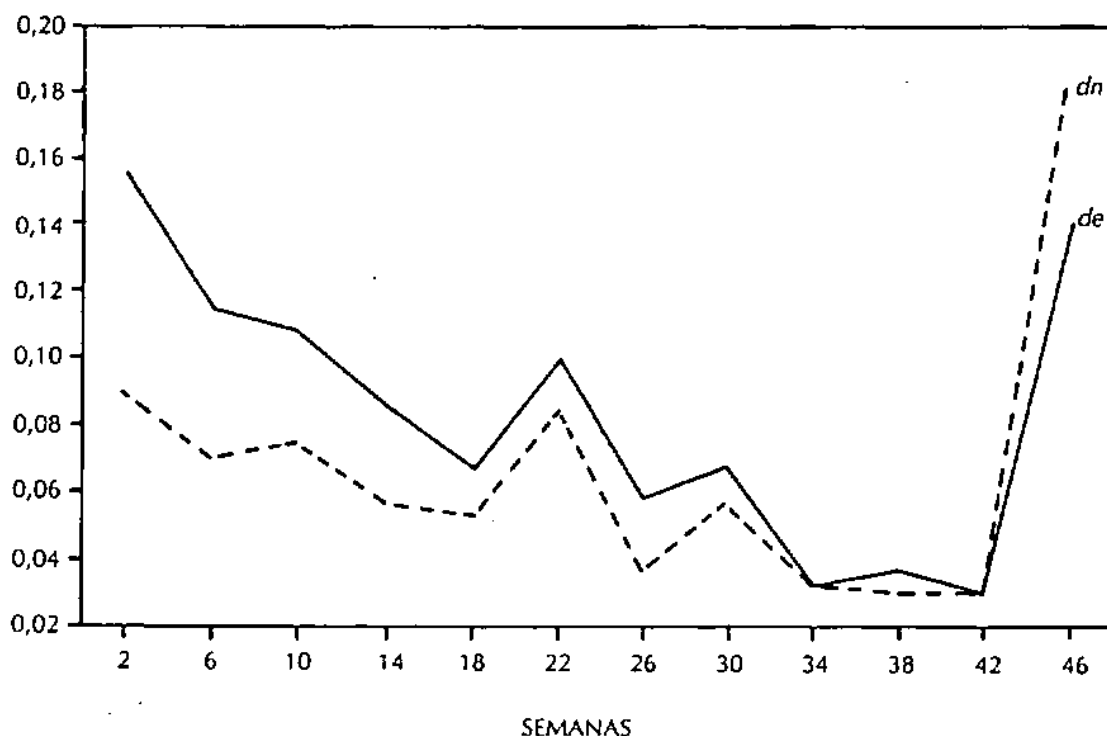
O gráfico a seguir apresenta as funções *hazard* causa-específica, estimadas a partir dos dados referentes ao período 1983/90, para o total da subamostra.

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 Seção 4.5.1.3, 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 os que permanecem desempregados.

GRÁFICO 4.1

Probabilidades de transição



Considerando-se que as perdas impostas pelo desemprego variam entre os indivíduos, ou que são diferentes 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. Este resultado pode ser atribuído, ainda, ao fato de que os indivíduos podem empreender menores esforços na busca por trabalho e/ou à 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. Isso 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.³³

A análise do comportamento das probabilidades de transição para fora do desemprego ao longo do curso do desemprego, baseada no gráfico, não é suficiente para afirmar, antecipadamente, se a duração transcorrida será maior ou menor que a duração completa, quando considera-se que a probabilidade na penúltima classe é maior que as demais.

A Tabela 4.2 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.

Ressalta-se que a linha "média" da tabela é obtida através das informações agregadas de todos os anos do período considerado.

Cerca de 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 a todas as ocorrências, é de 44%.

A duração média das ocorrências estimada para o período é de 6,2 meses, enquanto a estimativa da duração, supondo que não ocorra saída da força de trabalho, é de 10,5 meses.

TABELA 4.2

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)
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
Média	0,2419	0,4352	6,20	10,54

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.

4.6 - Longas durações e comparação das estimativas

Para melhor compreensão das diferenças das estimativas aqui consideradas, tomemos 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 cem pessoas.

Suponhamos, ainda, que duas dessas oito pessoas ficarão desempregadas por um mês, duas por dois meses e quatro por três meses. Adicionalmente, suponhamos que o mercado de trabalho se encontra 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, dois 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-se, entretanto, que, para o estoque de 18 desempregados, a duração esperada é:

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

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 Seção 4.5.1.2.

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 freqüência 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. A proporção do desemprego para períodos iguais ou superiores a k :

$$P_k = \frac{\sum_{j=k} (S_{de}(I_j) + S_{dn}(I_j)) + k(S_{de}(I_k) + S_{dn}(I_k))}{\sum_{j=0} (S_{de}(I_j) + S_{dn}(I_j))}$$

Com base nas informações das ocorrências de desemprego do exemplo acima, podemos ilustrar essas idéias utilizando o estimador do Produto-Limite:

Meses	q	p	S	f	P_k
1	2/8	6/8	6/8	1/4	1
2	2/6	4/6	6/12	3/12	0,888
3	1	0	0	6/12	0,666

onde: q = probabilidade de saída; p = probabilidade de sobrevivência; S = função sobrevivência; f = função densidade; e P_k = proporção do desemprego.

De acordo com este exemplo, a duração das ocorrências completas de desemprego é de aproximadamente dois meses, e a função sobrevivência nos informa que metade dessas ocorrências excederão dois meses. Entretanto, 67% do total de desempregados a cada mês ficarão desempregados por três meses, ou seja, a qualquer momento do tempo o desemprego estará concentrado nas mais longas durações.

As estimativas da função sobrevivência (S) e da distribuição do desemprego (P_k) encontram-se na Tabela 4.3. 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 devem-se a indivíduos que permanecem desempregados por mais de um ano.

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

A Tabela 4.4 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 de 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,

TABELA 4.3

Função sobrevivência e distribuição do desemprego

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

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

^a Ver texto.

TABELA 4.4

Comparação das estimativas da duração do desemprego - 1983/90

	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.

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.

Uma análise mais detalhada dos impactos das hipóteses consideradas ao longo desta seção, 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.

4.7 - Decomposição da taxa de desemprego do Brasil comparada com a dos países da OECD

A análise dos custos sociais do desemprego deve levar em conta a sua distribuição diferenciada entre os diversos grupos que compõem a força de trabalho, como também a intensidade com que os afeta.

A decomposição do desemprego, na frequência das ocorrências de desemprego e na sua duração, pode contribuir para avaliar estes custos. É possível que a combinação de alta frequência com baixa duração se configure como resultado do funcionamento "normal" do mercado de trabalho – embora existam na literatura análises que procuram qualificar esta idéia.³⁴ A outra combinação – baixa frequência e alta duração – é, em geral, considerada menos desejável, na medida em que os custos do desemprego incidem pesadamente sobre uma pequena parcela da população.

Na Tabela 4.5 a seguir apresentamos a decomposição das taxas de desemprego em frequência das ocorrências e duração, estimadas na Seção 4.4, comparadas àquelas estimadas por Layard, Nickell e Jackman (1991) para os países da OECD.

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, em particular a suposição de *steady state* e de probabilidades de saída do desemprego constantes ao longo da sua duração, podemos situar o Brasil entre os países que apresentam as menores durações combinadas com altas frequências.

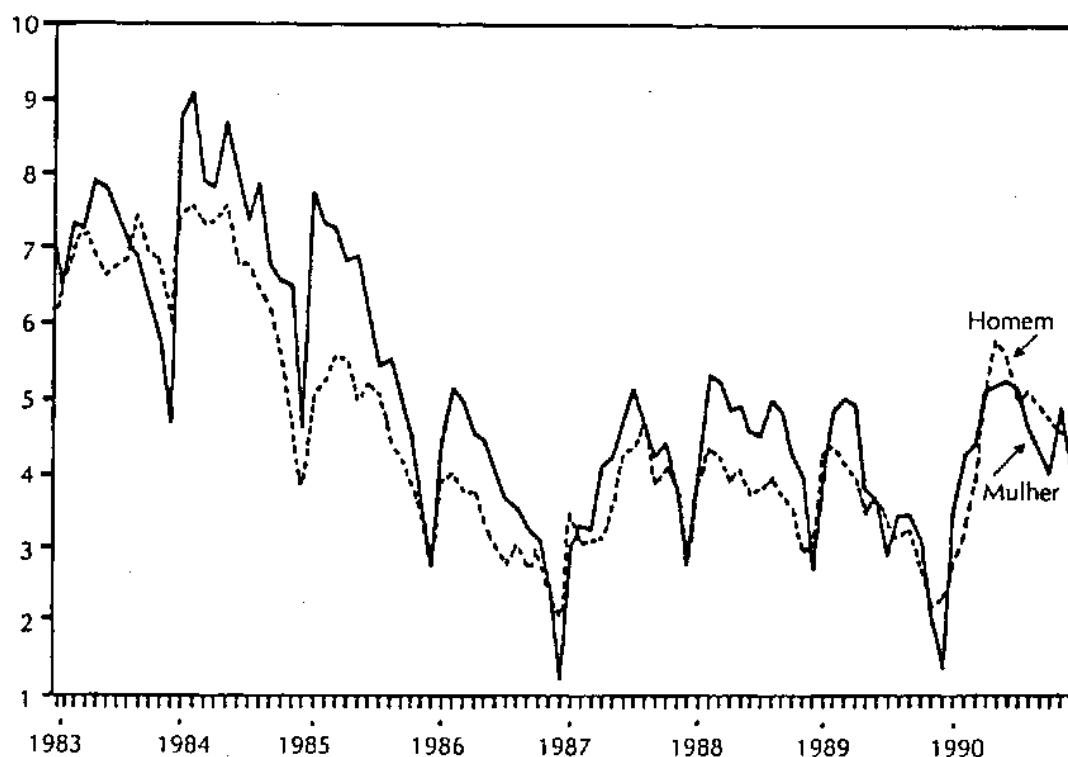
Além da pertinência das hipóteses utilizadas no modelo que produz os resultados acima, deve-se considerar que a estimativa diz respeito aos fluxos de entrada no desemprego, sendo a duração da massa de desempregados superior.

Mello procura demonstrar que a participação das mulheres no mercado de trabalho concentra-se em um pequeno número de ocupações, cujas exigências de treinamento e capacitação, muitas vezes, assemelham-se às necessárias para o desempenho das tarefas domésticas. Às características da estrutura ocupacional feminina são atribuídos os diferenciais de salários por sexo observados [ver Camargo e Serrano (1983)].

O gráfico a seguir apresenta as taxas de desemprego de homens e mulheres, ao longo do período 1983/90. Embora não seja possível confirmar a existência de diferenças sistemáticas nas taxas de desemprego segundo o sexo, procuraremos demonstrar que a taxa feminina reflete os condicionantes históricos, culturais e econômicos da sua participação no mercado de trabalho, apontados na literatura.

GRÁFICO 5.1

Taxa de desemprego segundo o sexo



5.1 - As taxas de desemprego e de participação

5.1.1 - As probabilidades de transição

Na Tabela 5.1 são apresentadas as probabilidades de transição entre os estados de emprego (*E*), desemprego (*D*) e fora da força de trabalho (*N*) para homens e mulheres.

Observa-se que as probabilidades que expressam movimentos internos e de entrada no mercado de trabalho são superiores para os homens. Já os fluxos da atividade para inatividade (*dn* e *en*) são maiores para as mulheres. Isso nos sugere que a análise da experiência da mulher no mercado de trabalho está fortemente associada à questão da sua participação e, como se verá mais adiante, esses movimentos se refletem nas estimativas das taxas de desemprego e de participação.

Como para as mulheres as probabilidades de saída da força de trabalho, seja do estado de emprego, seja do estado de desemprego, são maiores que as dos homens, enquanto que as probabilidades de entrada são menores, a participação feminina no mercado de trabalho é menor que a dos homens.

TABELA 5.1

Probabilidades de transição segundo o sexo – 1983/90

	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	Média
<i>de</i>									
Homem	0,368	0,388	0,422	0,465	0,437	0,444	0,459	0,377	0,420
Mulher	0,269	0,266	0,293	0,354	0,315	0,275	0,305	0,267	0,293
<i>ne</i>									
Homem	0,108	0,115	0,116	0,132	0,128	0,139	0,126	0,117	0,123
Mulher	0,049	0,057	0,058	0,060	0,061	0,061	0,059	0,056	0,058
<i>ed</i>									
Homem	0,024	0,023	0,017	0,013	0,016	0,015	0,014	0,018	0,017
Mulher	0,015	0,015	0,014	0,010	0,011	0,011	0,010	0,012	0,012
<i>nd</i>									
Homem	0,062	0,062	0,051	0,035	0,035	0,033	0,032	0,042	0,044
Mulher	0,020	0,024	0,018	0,011	0,012	0,013	0,010	0,013	0,015
<i>en</i>									
Homem	0,027	0,025	0,023	0,025	0,026	0,027	0,026	0,024	0,025
Mulher	0,077	0,079	0,078	0,079	0,081	0,086	0,076	0,073	0,079
<i>dn</i>									
Homem	0,168	0,165	0,172	0,189	0,164	0,154	0,165	0,160	0,167
Mulher	0,375	0,371	0,342	0,378	0,346	0,398	0,380	0,348	0,367
<i>pne</i>									
Homem	0,635	0,650	0,694	0,791	0,787	0,807	0,797	0,737	0,737
Mulher	0,712	0,702	0,765	0,842	0,838	0,829	0,859	0,805	0,794
<i>de/de+dn</i>									
Homem	0,687	0,702	0,711	0,711	0,726	0,742	0,735	0,702	0,715
Mulher	0,418	0,417	0,462	0,483	0,477	0,408	0,446	0,434	0,444
Taxa de saída									
Homem	0,0362	0,0339	0,0303	0,0304	0,0314	0,0319	0,0304	0,0307	0,032
Mulher	0,0978	0,1004	0,0934	0,0897	0,091	0,0999	0,0871	0,0854	0,093

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

Muitas vezes, as saídas da força de trabalho ocorrem por motivos que não se relacionam diretamente com as condições do mercado de trabalho, sendo as mulheres mais suscetíveis a saírem da força por tais motivos. Historicamente, lhes são conferidas certas atribuições (como os trabalhos domésticos), algumas destas relacionadas com determinados estágios do seu ciclo de vida (como o cuidado com os filhos), que concorrem com as atividades do mercado de trabalho. Estas atribuições aumentam o custo de oportunidade de uma ocupação no mercado de trabalho e das atividades de busca de trabalho, reduzindo o tempo dedicado exclusivamente às atividades do mercado de trabalho e resultando, de forma geral, em um padrão de participação instável.

Por outro lado, saídas da força podem também ocorrer por motivos econômicos, podendo refletir a ausência de postos de trabalho disponíveis, ou seja, o chamado desalento. Contribuem ainda para o aumento da taxa de rotatividade as características dos cargos que são tradicionalmente ocupados pelas mulheres, tais como: a menor estabilidade, as menores possibilidades de ascensão profissional e os menores salários.

O fato de os postos de trabalho ocupados pelas mulheres terem predominantemente essas características pode resultar: da própria necessidade das mulheres conciliarem a participação no mercado de trabalho com as atividades extramercado, procurando exercer ocupações que lhes requeiram tempo parcial ou que sejam esporádicas; dos aspectos técnicos desses postos; de um possível caráter sazonal das atividades em que se concentra a mão-de-obra feminina; e do fato de as mulheres serem vocacionalmente discriminadas, o que pode definir qualificações compatíveis com postos de trabalho que tenham tais características.

Uma outra implicação, enfatizada por Doering e Piore (1971), é que a ocupação contínua de tais postos pode encorajar os trabalhadores a colocarem pouco valor na estabilidade, não fornecendo o referencial adequado para desenvolverem o processo de aprendizado que lhes capacite preencher postos de trabalho com outras características.

Como um possível resultado do comportamento das mulheres frente ao mercado de trabalho e da sua estrutura ocupacional, tem-se que a sua taxa média de saída da força de trabalho é quase duas vezes a dos homens.

Embora não tenha sido incluído entre os nossos objetivos, para uma melhor avaliação das idéias apresentadas acima, seria necessário distinguir, para os fluxos de saída da situação de emprego, se predomina a perda de emprego ou se as saídas são voluntárias.

A confrontação das probabilidades de transição do emprego para desemprego de homens e mulheres parece contrariar a idéia de que as ocupações das mulheres sejam menos estáveis. Entretanto, deve ser ressaltado que as probabilidades aqui estimadas referem-se às transições ocorridas de um mês para o outro e, portanto, não consideram os fluxos que se processam ao longo desse período. Assim, parte do movimento de emprego para desemprego está contido na probabilidade de sair da força, o que subestima essa probabilidade. Deve-se

observar que o agregado de saídas do estado de emprego é superior para as mulheres.

Esse mesmo resultado pode refletir, também, uma maior mobilidade ocupacional dos homens. Parte do fluxo do emprego para desemprego decorreria de demissões voluntárias de trabalhadores, que exauriram as possibilidades de treinamento e ascensão profissional nos cargos anteriormente ocupados ou que acreditam na existência de melhores oportunidades. Como a mobilidade ocupacional implica, em geral, treinamento ou retreinamento, espera-se que as mulheres apresentem um nível de mobilidade menor que o dos homens, dado que a participação feminina no mercado de trabalho é intermitente e que a sua remuneração esperada é menor.

A probabilidade de transição entre desemprego e emprego é menor para as mulheres. Como as saídas do desemprego são maiores para as mulheres, estas se devem, predominantemente, às saídas da força de trabalho. Observa-se que a probabilidade de transição do desemprego para o emprego, em relação à probabilidade agregada de saída deste estado ($de/(de + dn)$), é mais elevada para os homens.

Um fator que pode explicar este último resultado é a política de seleção, contratação e treinamento dos empregadores, que tem por base a sua experiência com grupos médios, definidos com base em características amplas, tais como sexo. Pode-se esperar que os empregadores, levando em conta a evidência de que a participação das mulheres é, em média, instável, tenham preferência por contratar e treinar homens, o que é reforçado quando os postos a serem ocupados exigem treinamento específico.

Além disso, o fato de as mulheres dedicarem menor tempo da sua vida útil à força de trabalho reduz o retorno esperado do investimento em treinamento, o que torna o investimento específico ainda menos interessante que o treinamento com características mais gerais.

Se os postos de trabalho ocupados pelas mulheres têm as características já citadas – ausência de requerimentos de treinamento específico e, conseqüentemente, menor estabilidade e menores salários –, reduzidos serão os custos de recrutamento e contratação, e com isso explica-se a maior probabilidade de as mulheres realizarem uma entrada bem-sucedida na força de trabalho em um mês.

Estes dois resultados parecem inconsistentes: as mulheres desempregadas têm menor probabilidade de encontrar ocupação que os homens, mas quando entram ou retornam à força de trabalho têm maior probabilidade de ser bem-sucedidas. Se considerarmos como uma possibilidade que o mercado de trabalho feminino é também segmentado, a aparente inconsistência pode ser esclarecida. As suas qualificações, os setores da economia em que atuam e os cargos e funções por elas desempenhados afetam as oportunidades de encontrar trabalho.

Logo, para as mulheres que desempenham funções e cargos com reduzidas ou inexistentes exigências de treinamento, geral e específico, como o acesso a tais postos de trabalho é, em geral, menos restrito, menores serão os custos da saída, seguida de reentrada na força de trabalho.

Por outro lado, o comportamento dos empregadores (de atribuir a cada elemento de um certo grupo as características da média) afetaria a experiência no mercado de trabalho daquelas mulheres que planejam estabelecer um padrão de ligação mais estável com o mesmo, nas suas oportunidades de emprego e de receber treinamento com algum grau de especificidade.

Como consequência, espera-se que as mulheres que atuam no mercado de trabalho tenham menores oportunidades de desenvolver qualificação e experiência, o que, por sua vez, retarda o crescimento da sua participação.

Esses fatores tendem a criar um ciclo vicioso, onde o comportamento das mulheres cria expectativas que resultam em uma estrutura ocupacional que condiciona a sua participação no mercado de trabalho. A discriminação atua no sentido de reforçar essas expectativas, transformando-as em uma profecia auto-realizável.

5.1.2 - Estimativas

Conforme o método desenvolvido no Capítulo 3, as taxas de desemprego de homens e mulheres foram calculadas a partir das probabilidades de transição. Assim, torna-se possível identificar de que maneira as experiências distintas no mercado de trabalho destes dois grupos de trabalhadores, refletidas nas suas probabilidades de transição, atuam sobre estas taxas. Para isso, substitui-se, a cada vez, uma das probabilidades de transição dos homens no cálculo da taxa de desemprego das mulheres, mantendo-se as demais constantes.

A Tabela 5.2 apresenta, para a média do período 1983/90, as taxas de desemprego e de participação por sexo – estimadas pela PME e a partir das probabilidades de transição – e as taxas de desemprego e de participação das mulheres – estimadas pela substituição de uma, a cada vez, das probabilidades dos homens (como no Capítulo 3, a linha *Ted* nos dá as taxas de desemprego e de participação das mulheres calculadas com a probabilidade de transição do emprego para o desemprego dos homens).

A maior probabilidade de transição do emprego para a inatividade e as menores probabilidades de entrada no estado de emprego são as responsáveis pela existência de diferencial nas taxas de desemprego entre homens e mulheres. As demais probabilidades atuam de modo a reduzir as diferenças nas taxas de desemprego por sexo.

De acordo com a equação (5) do Capítulo 3, o fluxo de entrada no estado de desemprego pode ocorrer, diretamente, através do fluxo do estado de emprego para o de desemprego (*ed*) ou, indiretamente, através da saída da força de trabalho, seguida de reentrada malsucedida ($[(1 - pne) * en]$).

Verificando-se as probabilidades, nota-se que o fluxo direto é mais importante para os trabalhadores do sexo masculino que do feminino. Essa hipótese pode ser confirmada quando se observa que, embora a probabilidade de realizar entrada bem-sucedida seja maior para as mulheres, é a probabilidade de saída

TABELA 5.2

Impacto das probabilidades de transição dos homens na estimativa das taxas de desemprego e de participação das mulheres – 1983/90

	Taxa de desemprego		Taxa de participação		
	IBGE	Estimada ^a	RD		RP
Total	0,0471	0,0441	–	0,6336	–
Homem	0,0453	0,0426	–	0,8409	–
Mulher	0,0503	0,0468	1,098	0,4412	0,525
<i>Tde</i>		0,0387	0,910	0,4475	0,532
<i>Tne</i>		0,0327	0,768	0,6102	0,726
<i>Ted</i>		0,0546	1,282	0,4352	0,518
<i>Tnd</i>		0,0847	1,989	0,4966	0,591
<i>Ten</i>		0,0293	0,689	0,6718	0,799
<i>Tdn</i>		0,0631	1,482	0,4634	0,551
<i>Ipne</i>		0,0555	1,303	0,6380	0,759

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

NOTAS: RD = taxa de desemprego da mulher sobre a do homem; RP = taxa de participação da mulher sobre a do homem; e IBGE = taxas estimadas pela PME.

^a Estimada a partir das probabilidades de transição.

do emprego para fora da força de trabalho a principal explicação para as mais altas taxas de desemprego das mulheres.

Da mesma maneira, a entrada no estado de emprego pode ocorrer, diretamente, através da ocupação de pessoas desempregadas (*de*) ou, indiretamente, pela saída da força, seguida de reentrada bem-sucedida ($[pne * dn]$). Novamente, a probabilidade que define o fluxo direto para o estado de emprego é menor para as mulheres que para os homens, enquanto que a saída do desemprego para a inatividade é maior para estas.

Conclui-se, então, que são os movimentos de saída e entrada na força de trabalho os principais elementos determinantes da taxa de desemprego das mulheres, em comparação à dos homens, através da sua atuação indireta sobre os fluxos de entrada nos estados de emprego e desemprego. Esse resultado confirma o que foi dito anteriormente. De forma geral, a dificuldade das mulheres em se manterem na força de trabalho e, em particular, ocupadas – por razões voluntárias ou não – é o principal condicionante da sua atuação no mercado de trabalho, em relação à dos homens.

O movimento de entrada e saída da força tem uma implicação metodológica importante. A ligação dos homens ao mercado de trabalho é mais permanente que a das mulheres – como nos indica as probabilidades estimadas –, e os deslocamentos entre atividades registrados pela PME podem ser influenciados por esse fato. Se a busca de uma nova ocupação no mercado de trabalho só se inicia após o abandono da ocupação corrente, esse registro de desemprego não se diferencia do registro de uma dona-de-casa que opta por iniciar uma ocupação

no mercado de trabalho. Entretanto, como é comum a prática de continuar trabalhando e, em paralelo, buscar nova ocupação, esse deslocamento não será registrado, enquanto o anterior sempre o será.

Ressaltamos que na análise acima não foram consideradas as probabilidades de entrada na força de trabalho na explicação do diferencial das taxas de desemprego segundo o sexo, porque ambas são menores para as mulheres. Nesse caso, é preferível observar o impacto da probabilidade de realizar entrada bem-sucedida (combinando essas duas probabilidades), que, no entanto, não é a mais significativa.

Observa-se que a taxa de participação das mulheres é, aproximadamente, 50% menor que a dos homens. Novamente, a principal explicação para essa diferença reside na probabilidade de transição do emprego para fora da força de trabalho e de entrada bem-sucedida na força.

Exceto para a probabilidade de transição de emprego para desemprego, a taxa de participação das mulheres aumenta quando aplicamos as outras probabilidades dos homens. Isso ocorre porque, como mencionamos anteriormente, a taxa de saída da força de trabalho depende do número de desempregados. Quando se substitui a probabilidade de transição do emprego para desemprego dos homens, que é superior à das mulheres, aumenta o número de desempregados. Como a probabilidade das mulheres deixarem o desemprego para fora da força de trabalho é mais elevada, em relação às saídas do estado de emprego, aumenta a taxa de saída.

Esse argumento está, também, por trás da importância que assume a probabilidade de saída do emprego para a inatividade na taxa de participação das mulheres quando confrontada com a dos homens. Como essa probabilidade é o elemento mais importante na relação entre as taxas de desemprego de homens e mulheres, se esta taxa reduz-se, cai o fluxo indireto para o desemprego, e menores serão, portanto, as saídas do mercado de trabalho.

Indiscutivelmente, as menores probabilidades de entrada na força de trabalho são de grande importância para determinar a taxa de participação das mulheres. Entretanto, o que o exercício aqui desenvolvido indica é que, para aproximar a participação das mulheres do padrão registrado para os homens, o elemento mais essencial é a taxa de saída da força de trabalho.

5.1.2.1 - Análise do comportamento cíclico

Reestimamos as taxas de desemprego de homens e mulheres com base nas probabilidades de transição estimadas para dois períodos de tempo definidos, como no Capítulo 3, em função da sua relação com a média da taxa agregada de desemprego do período 1983/90. Os meses em que as taxas de desemprego eram superiores a esta média (denominamos esse período de Alta) foram separados daqueles em que eram inferiores (Baixa). Com as informações de cada um destes períodos foram estimadas as probabilidades de transição.

Para avaliar o impacto do comportamento cíclico das probabilidades de transição sobre as taxas de desemprego, reproduzimos aqui o exercício de substituição das probabilidades de transição do período de taxa de desemprego mais elevada no cálculo da taxa de desemprego mais baixa. Os resultados estão na Tabela 5.3.

TABELA 5.3

Impacto das mudanças cíclicas das probabilidades de transição sobre as taxas de desemprego segundo o sexo – 1983/90

Taxa	Total	Homem	R	Mulher	R
Alta	0,0612	0,0592		0,0648	
Baixa	0,0345	0,0333		0,0368	
Tde	0,0378	0,0370	1,111	0,0397	1,078
Tne	0,0359	0,0347	1,040	0,0385	1,047
Ted	0,0441	0,0448	1,345	0,0431	1,172
Tnd	0,0437	0,0391	1,173	0,0509	1,382
Ten	0,0338	0,0329	0,987	0,0359	0,975
Tdn	0,0355	0,0341	1,023	0,0377	1,025
Tpne	0,0456	0,0409	1,228	0,0535	1,454

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

NOTA: R = taxa de desemprego recalculada sobre a taxa de desemprego do período de taxa agregada baixa.

Para homens e mulheres, a deterioração da probabilidade de realizar entrada bem-sucedida e as maiores ocorrências de desemprego para os trabalhadores empregados são as principais causas do aumento das taxas de desemprego, quando as condições econômicas tornam-se menos favoráveis.

Quando analisamos por sexo, observa-se que para as mulheres a probabilidade de entrada bem-sucedida é a mais importante para explicar a diferença nas taxas de desemprego dos dois períodos, enquanto para os homens é a probabilidade de transição do emprego para o desemprego. Isso é coerente com a análise desenvolvida anteriormente. Para as mulheres, os fluxos indiretos de entrada no desemprego são mais importantes que os diretos e, para os homens, essa relação inverte-se. Embora a probabilidade de saída do emprego para a inatividade das mulheres seja menor no período de taxa de desemprego mais elevada, a menor probabilidade de entrada bem-sucedida no mercado parece compensá-la, aumentando o fluxo de entrada no desemprego.

5.2 - A duração e a frequência do desemprego

Nesta seção, apresentamos os resultados por sexo das estimativas sobre a duração média das ocorrências completas de desemprego, de acordo com os modelos desenvolvidos no Capítulo 4.

5.2.1 - Modelo markoviano

A duração média do desemprego, supondo uma distribuição geométrica, é cerca de 10% menor para as mulheres, como pode ser observado na Tabela 5.4. Dado que o fluxo agregado de saída do estado de desemprego é mais elevado para as mulheres, esse resultado era esperado.

TABELA 5.4

Duração das ocorrências de desemprego para o total da subamostra
segundo o sexo - 1983/90

Ano	Duração			Duração sem desalento		
	Total	Homem	Mulher	Total	Homem	Mulher
1983	1,74	1,87	1,55	3,00	2,72	3,71
1984	1,71	1,81	1,57	2,94	2,57	3,77
1985	1,64	1,69	1,57	2,72	2,37	3,41
1986	1,46	1,53	1,37	2,39	2,15	2,83
1987	1,60	1,66	1,51	2,57	2,29	3,17
1988	1,59	1,67	1,49	2,66	2,25	3,64
1989	1,55	1,60	1,46	2,49	2,18	3,28
1990	1,76	1,86	1,62	2,96	2,65	3,74
Média	1,63	1,70	1,51	2,70	2,38	3,41

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

Para se ter uma idéia do comportamento cíclico da duração do desemprego, observe-se que, de acordo com as estimativas da seção anterior, as probabilidades de saída do desemprego, tanto para fora da força como para emprego, são menores no período de taxas de desemprego mais elevadas, o que aumenta a duração média do desemprego.

A estimativa da duração média sem desalento é maior para as mulheres, uma vez que estas têm menores probabilidades de transitar do desemprego para o emprego.

A frequência das ocorrências de desemprego é maior para as mulheres. Dado que o movimento de entrada e saída da força de trabalho é maior que para os homens, ao longo do ano, haverá maior número de registros de ocorrências de desemprego para as mesmas.

5.2.2 - Modelo semimarkoviano

A Tabela 5.5 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, para homens e mulheres.

TABELA 5.5

**Características dos períodos completos das ocorrências de desemprego
segundo o sexo – 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	Duração média das ocorrências sem desalento
1983				
Homem	0,1893	0,3808	7,29	9,29
Mulher	0,2382	0,5956	6,04	10,64
1984				
Homem	0,1989	0,3294	6,96	8,93
Mulher	0,2500	0,6073	6,14	10,55
1985				
Homem	0,2335	0,3228	6,32	8,33
Mulher	0,2516	0,5675	5,95	10,02
1986				
Homem	0,3131	0,3241	5,06	7,26
Mulher	0,3213	0,5379	4,36	8,63
1987				
Homem	0,2753	0,3225	4,56	6,54
Mulher	0,3062	0,5403	4,14	8,25
1988				
Homem	0,2264	0,2772	5,18	6,87
Mulher	0,2582	0,6041	4,77	9,85
1989				
Homem	0,2624	0,3110	5,09	6,91
Mulher	0,2690	0,5778	4,86	9,38
1990				
Homem	0,1971	0,3446	5,40	7,38
Mulher	0,2416	0,5918	4,98	9,81
Média				
Homem	0,2284	0,3320	6,08	8,07
Mulher	0,2632	0,5811	5,38	9,86

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.

Na comparação dos resultados por sexo não é possível, novamente, identificar diferença substancial na estimativa da duração média das ocorrências completas de desemprego dos homens e mulheres. A diferença é de, aproximadamente, um mês.

Embora as diferenças estimadas sejam bastante reduzidas, existe grande diferença quanto à importância relativa das causas de saída do desemprego, expressas pela proporção das ocorrências de desemprego que terminam em saída

da força de trabalho. A duração é governada, *grosso modo*, pelas probabilidades de saída para emprego, no caso dos homens, e de saída da força, para as mulheres. A diferença entre os homens e as mulheres na proporção das ocorrências que se encerram por saída da força é em torno de 25 pontos percentuais.

A menor duração do desemprego das mulheres pode ser atribuída às maiores probabilidades de deixar o desemprego logo que ele se inicia. Isso pode ser evidenciado na maior probabilidade das mulheres deixarem esse estado em um mês.

Desconsiderando-se os efeitos do desalento sobre o cálculo da duração média do desemprego, observa-se que a das mulheres torna-se, ainda que ligeiramente, superior à dos homens, dado que as probabilidades de transição do desemprego para o emprego são menores para elas.

6. Conclusões

Os dois principais objetivos desta dissertação foram:

- estimar a duração das ocorrências completas de desemprego; e
- analisar os elementos que se distinguem nas experiências no mercado de trabalho de homens e mulheres, e como esses se refletem nas estimativas das taxas de desemprego.

A escolha destes objetivos decorre, em grande medida, da própria forma como os dados primários da PME foram tratados. Em outras palavras, foi suficiente a definição de determinados procedimentos, descritos no Capítulo 2, que permitiram o tratamento das informações de um subconjunto de indivíduos da amostra da PME como longitudinais, possibilitando com essa mesma base de dados alcançar ambos os objetivos mencionados.

Para estimar a duração média das ocorrências completas do desemprego foram utilizados dois métodos. O primeiro, mais usualmente encontrado na literatura, considera a distribuição da duração do desemprego como geométrica. Isto significa que as probabilidades de saída do desemprego são constantes em relação ao tempo de permanência nesse estado.

A outra forma desenvolvida procurou levar em conta a duração-dependência, ou seja, a relação entre as probabilidades de saída do desemprego ao longo da duração deste. Para isso foi utilizado um modelo não-paramétrico, o estimador do Produto Limite.

Os resultados obtidos mostraram que a introdução dessa hipótese é relevante pela observação de que as probabilidades de transição não permanecem constantes ao longo do curso do desemprego.

A diferença entre as estimativas paramétricas e não-paramétricas da duração média das ocorrências completas de desemprego foi bastante significativa. No primeiro modelo a duração estimada foi de aproximadamente 1,5 mês, enquanto no segundo estimou-se um período de seis meses de permanência no desemprego.

No Capítulo 4, foram discutidos outros tipos de estados-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.

De certa forma, o resultado encontrado, de uma curta duração do desemprego, 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.

Um outro ponto que se procurou enfatizar no Capítulo 4 diz respeito à duração média do desemprego estimada. Esta é relativa à ocorrência do desemprego (fluxo) e não aos desempregados em um determinado momento do tempo (estoque).

Como uma proposta para investigações futuras, sugere-se o relaxamento da hipótese de *steady state* no modelo não-paramétrico. Esta hipótese tornou-se necessária, para este trabalho, pelos motivos expostos na Seção 4.5.1.4. Entretanto, as variações encontradas nas estimativas sugerem o quanto ela tem de simplificadora, conforme discutido na Seção 4.5.3.

Em relação ao segundo objetivo listado no início dessa Conclusão, tem-se que os resultados obtidos a partir da reestimativa das taxas de desemprego em função das probabilidades de transição quando aplicadas por sexo parecem ir ao encontro da idéia de que o mercado de trabalho é segmentado por sexo. De fato, as diferenças encontradas nas estimativas das probabilidades de transição de homens e mulheres são substanciais.

Entre estas probabilidades, as mais relevantes para explicar as taxas de desemprego das mulheres em confronto com as dos homens são aquelas que governam os fluxos de saída da força de trabalho. Mais particularmente, são as saídas do estado de emprego para fora da força de trabalho que apresentam impactos mais acentuados sobre a taxa de desemprego feminino. Este resultado pode ser atribuído à estrutura ocupacional e aos determinantes históricos e culturais da participação feminina no mercado de trabalho.

Mais uma vez, este resultado quantitativo aponta para a necessidade de estudos qualitativos mais específicos que busquem identificar precisamente as causas de saída das mulheres da força de trabalho.

Sendo o presente trabalho uma primeira tentativa de aplicação desta metodologia aos dados de desemprego no Brasil, torna-se necessário que, a partir deste ponto inicial, busque-se relacionar as probabilidades de transição com variáveis relevantes para caracterizar a atuação dos distintos grupos demográficos ou, ainda, para a análise dos determinantes das variações ao longo do ciclo econômico.

Anexo estatístico

TABELA A.1

Proporção do número de domicílios da subamostra em relação ao número da amostra completa da PME – 1983/90

Mês	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Janeiro	71,34	70,66	72,29	71,57	69,40	70,29	71,36	72,05
Fevereiro	71,71	70,65	71,48	71,94	70,45	71,60	72,33	72,80
Março	71,59	70,33	71,82	70,30	71,27	71,34	72,49	71,13
Abril	72,38	71,33	71,97	72,15	71,43	71,71	73,58	73,48
Maio	72,50	71,77	72,66	70,34	71,24	71,10	69,95	72,00
Junho	73,51	72,44	72,95	72,52	72,43	72,18	73,77	73,49
Julho	72,54	72,21	72,96	72,87	71,67	72,42	72,58	72,48
Agosto	72,62	72,75	73,30	71,25	72,79	59,59	73,87	74,42
Setembro	72,15	71,80	71,40	71,98	73,28	72,29	72,73	71,67
Outubro	73,22	72,48	73,13	74,21	74,21	73,31	75,07	75,13
Novembro	72,12	72,24	72,05	72,96	73,00	73,12	71,25	72,01
Dezembro	71,47	72,59	72,98	72,83	73,07	74,07	74,01	75,10
Mínimo	71,34	70,33	71,40	70,30	69,40	59,59	69,95	71,13
Média	72,26	71,77	72,42	72,08	72,02	71,08	72,75	72,98
Máximo	73,51	72,75	73,30	74,21	74,21	74,07	75,07	75,13

TABELA A.2

Proporção do número de pessoas da subamostra em relação ao número da amostra completa da PME – 1983/90

Mês	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Janeiro	68,91	68,36	69,99	69,63	67,64	69,18	68,63	70,19
Fevereiro	69,47	69,42	69,72	70,17	68,40	69,32	70,06	70,70
Março	69,98	68,67	70,40	68,30	68,71	68,82	70,62	69,42
Abril	70,57	69,71	71,11	69,51	69,15	69,16	71,30	71,04
Maio	71,06	69,58	71,00	68,24	68,67	69,11	68,11	70,24
Junho	71,85	70,91	71,58	70,25	70,69	69,90	71,58	71,33
Julho	71,07	70,00	71,16	71,08	70,42	69,67	70,95	70,86
Agosto	71,20	70,82	71,71	69,27	70,79	57,23	72,45	72,16
Setembro	71,94	70,29	70,34	68,93	70,54	69,46	70,53	70,15
Outubro	71,90	70,97	71,27	71,06	71,80	71,38	73,05	72,72
Novembro	70,41	71,28	70,63	70,93	71,34	71,22	69,84	70,32
Dezembro	69,57	70,98	71,74	71,00	71,16	71,82	72,31	72,88
Mínimo	68,91	68,36	69,72	68,24	67,64	57,23	68,11	69,42
Média	70,66	70,08	70,89	69,86	69,94	68,85	70,79	71,00
Máximo	71,94	71,28	71,74	71,08	71,80	71,82	73,05	72,88

TABELA A.3

Probabilidades de transição mensais: total da subamostra e sexo – 1983

Total da subamostra

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,37	0,36	0,35	0,31	0,33	0,29	0,32	0,34	0,34	0,35	0,33	0,34
<i>ne</i>	0,06	0,07	0,07	0,06	0,06	0,06	0,06	0,07	0,06	0,07	0,06	0,06
<i>ed</i>	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,02	0,02	0,02
<i>nd</i>	0,04	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02	0,02
<i>en</i>	0,05	0,05	0,05	0,04	0,04	0,04	0,05	0,04	0,04	0,04	0,04	0,05
<i>dn</i>	0,20	0,29	0,24	0,24	0,19	0,25	0,23	0,24	0,23	0,21	0,25	0,32
<i>pne</i>	0,57	0,71	0,68	0,65	0,66	0,71	0,65	0,70	0,68	0,72	0,72	0,73

Homem

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,40	0,39	0,39	0,33	0,36	0,35	0,36	0,39	0,35	0,38	0,36	0,38
<i>ne</i>	0,12	0,13	0,12	0,10	0,09	0,10	0,10	0,12	0,10	0,11	0,09	0,11
<i>ed</i>	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,02	0,02	0,03	0,02	0,02	0,02
<i>nd</i>	0,10	0,07	0,07	0,08	0,06	0,04	0,06	0,05	0,06	0,05	0,05	0,05
<i>en</i>	0,03	0,03	0,03	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02	0,02	0,03
<i>dn</i>	0,16	0,23	0,16	0,17	0,14	0,15	0,15	0,16	0,16	0,14	0,17	0,24
<i>pne</i>	0,55	0,65	0,62	0,57	0,59	0,71	0,63	0,69	0,63	0,68	0,67	0,69

Mulher

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,28	0,32	0,27	0,26	0,27	0,21	0,26	0,24	0,32	0,27	0,27	0,26
<i>ne</i>	0,04	0,05	0,06	0,05	0,05	0,05	0,04	0,05	0,05	0,06	0,05	0,05
<i>ed</i>	0,02	0,01	0,02	0,01	0,02	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01	0,02	0,01
<i>nd</i>	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01
<i>en</i>	0,09	0,08	0,07	0,07	0,08	0,08	0,08	0,07	0,08	0,07	0,07	0,09
<i>dn</i>	0,30	0,38	0,37	0,37	0,28	0,39	0,35	0,38	0,35	0,36	0,42	0,51
<i>pne</i>	0,59	0,76	0,72	0,71	0,69	0,72	0,66	0,71	0,71	0,75	0,76	0,76

TABELA A.4

Probabilidades de transição mensais: total da subamostra e sexo – 1984

Total da subamostra

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,30	0,30	0,34	0,31	0,29	0,36	0,33	0,31	0,36	0,38	0,38	0,38
<i>ne</i>	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,08	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07
<i>ed</i>	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01
<i>nd</i>	0,05	0,04	0,03	0,03	0,04	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02
<i>en</i>	0,05	0,05	0,05	0,05	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,05
<i>dn</i>	0,21	0,23	0,31	0,26	0,19	0,22	0,25	0,25	0,21	0,19	0,23	0,36
<i>pne</i>	0,58	0,64	0,68	0,67	0,64	0,71	0,67	0,70	0,74	0,72	0,71	0,79

Homem

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,34	0,34	0,38	0,35	0,31	0,42	0,37	0,35	0,41	0,43	0,43	0,47
<i>ne</i>	0,12	0,13	0,10	0,11	0,12	0,11	0,11	0,11	0,12	0,11	0,12	0,12
<i>ed</i>	0,03	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,02	0,02	0,02	0,01
<i>nd</i>	0,10	0,07	0,07	0,08	0,08	0,06	0,06	0,05	0,05	0,05	0,04	0,04
<i>en</i>	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03
<i>dn</i>	0,13	0,16	0,21	0,19	0,13	0,13	0,16	0,18	0,13	0,14	0,16	0,26
<i>pne</i>	0,55	0,63	0,59	0,59	0,59	0,66	0,67	0,70	0,70	0,67	0,75	0,77

Mulher

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,21	0,23	0,28	0,23	0,25	0,26	0,27	0,25	0,29	0,29	0,30	0,28
<i>ne</i>	0,05	0,05	0,06	0,05	0,06	0,07	0,05	0,06	0,06	0,06	0,05	0,05
<i>ed</i>	0,02	0,02	0,01	0,02	0,02	0,02	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01
<i>nd</i>	0,03	0,03	0,02	0,02	0,03	0,02	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,01
<i>en</i>	0,08	0,09	0,09	0,09	0,07	0,07	0,08	0,08	0,07	0,07	0,08	0,10
<i>dn</i>	0,39	0,35	0,43	0,38	0,30	0,36	0,39	0,37	0,33	0,28	0,34	0,48
<i>pne</i>	0,60	0,64	0,74	0,72	0,68	0,73	0,68	0,69	0,76	0,75	0,68	0,80

TABELA A.5

Probabilidades de transição mensais: total da subamostra e sexo – 1985

Total da subamostra

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,34	0,37	0,37	0,31	0,33	0,33	0,34	0,35	0,42	0,40	0,40	0,38
<i>ne</i>	0,07	0,08	0,08	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,08	0,06	0,07	0,07
<i>ed</i>	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01
<i>nd</i>	0,05	0,04	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01
<i>en</i>	0,05	0,05	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,05
<i>dn</i>	0,24	0,19	0,25	0,25	0,22	0,24	0,23	0,24	0,21	0,23	0,25	0,36
<i>pne</i>	0,59	0,66	0,70	0,73	0,73	0,75	0,77	0,78	0,78	0,79	0,81	0,84

Homem

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,40	0,42	0,41	0,38	0,40	0,40	0,40	0,43	0,46	0,43	0,43	0,44
<i>ne</i>	0,12	0,14	0,13	0,11	0,10	0,12	0,09	0,10	0,11	0,12	0,12	0,13
<i>ed</i>	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01
<i>nd</i>	0,10	0,08	0,07	0,06	0,04	0,05	0,04	0,04	0,04	0,03	0,04	0,03
<i>en</i>	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03
<i>dn</i>	0,20	0,12	0,18	0,16	0,14	0,16	0,17	0,13	0,17	0,20	0,17	0,28
<i>pne</i>	0,56	0,62	0,66	0,65	0,71	0,70	0,69	0,72	0,74	0,80	0,75	0,83

Mulher

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,26	0,32	0,31	0,24	0,25	0,25	0,25	0,22	0,36	0,36	0,36	0,30
<i>ne</i>	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,07	0,05	0,06	0,05
<i>ed</i>	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01
<i>nd</i>	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01
<i>en</i>	0,08	0,09	0,08	0,07	0,07	0,08	0,08	0,08	0,08	0,07	0,07	0,10
<i>dn</i>	0,29	0,27	0,34	0,37	0,32	0,34	0,32	0,41	0,27	0,27	0,37	0,48
<i>pne</i>	0,61	0,68	0,73	0,77	0,74	0,79	0,82	0,81	0,81	0,78	0,86	0,85

TABELA A.6

Probabilidades de transição mensais: total da subamostra e sexo – 1986

Total da subamostra

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,35	0,36	0,43	0,36	0,36	0,41	0,46	0,42	0,46	0,47	0,45	0,42
<i>ne</i>	0,07	0,07	0,08	0,07	0,07	0,08	0,08	0,07	0,08	0,08	0,07	0,07
<i>ed</i>	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
<i>nd</i>	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
<i>en</i>	0,05	0,05	0,05	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,05	0,04	0,05
<i>dn</i>	0,24	0,32	0,29	0,28	0,27	0,25	0,25	0,22	0,21	0,20	0,25	0,35
<i>pne</i>	0,70	0,73	0,80	0,78	0,80	0,86	0,84	0,84	0,89	0,87	0,88	0,93

Homem

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,38	0,37	0,46	0,40	0,47	0,47	0,51	0,48	0,50	0,52	0,52	0,41
<i>ne</i>	0,14	0,12	0,14	0,11	0,13	0,16	0,13	0,14	0,15	0,12	0,11	0,14
<i>ed</i>	0,02	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
<i>nd</i>	0,08	0,06	0,04	0,04	0,03	0,02	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02
<i>en</i>	0,03	0,03	0,03	0,02	0,02	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03
<i>dn</i>	0,18	0,27	0,21	0,19	0,17	0,16	0,18	0,14	0,14	0,11	0,19	0,29
<i>pne</i>	0,65	0,67	0,77	0,73	0,80	0,88	0,81	0,80	0,89	0,86	0,82	0,89

Mulher

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,29	0,33	0,39	0,30	0,23	0,35	0,39	0,35	0,40	0,40	0,34	0,43
<i>ne</i>	0,05	0,06	0,07	0,06	0,06	0,06	0,06	0,05	0,07	0,07	0,06	0,06
<i>ed</i>	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
<i>nd</i>	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00
<i>en</i>	0,09	0,09	0,08	0,07	0,07	0,07	0,06	0,07	0,08	0,08	0,08	0,09
<i>dn</i>	0,36	0,40	0,39	0,40	0,40	0,35	0,33	0,31	0,32	0,34	0,36	0,45
<i>pne</i>	0,74	0,77	0,82	0,81	0,80	0,84	0,86	0,87	0,89	0,87	0,91	0,95

TABELA A.7

Probabilidades de transição mensais: total da subamostra e sexo - 1987

Total da subamostra

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maió	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,51	0,46	0,42	0,46	0,39	0,38	0,37	0,33	0,48	0,37	0,36	0,36
<i>ne</i>	0,09	0,07	0,07	0,07	0,09	0,09	0,07	0,07	0,08	0,07	0,07	0,07
<i>ed</i>	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01
<i>nd</i>	0,02	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,02	0,01	0,01
<i>en</i>	0,06	0,04	0,05	0,05	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,06
<i>dn</i>	0,21	0,20	0,25	0,22	0,28	0,25	0,23	0,23	0,18	0,22	0,26	0,33
<i>pne</i>	0,80	0,84	0,85	0,82	0,82	0,81	0,77	0,79	0,84	0,80	0,84	0,88

Homem

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maió	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,52	0,49	0,48	0,52	0,42	0,44	0,42	0,39	0,52	0,42	0,43	0,39
<i>ne</i>	0,16	0,14	0,13	0,12	0,14	0,15	0,11	0,12	0,12	0,11	0,14	0,12
<i>ed</i>	0,02	0,02	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01
<i>nd</i>	0,06	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,03	0,04	0,03	0,04	0,04	0,02
<i>en</i>	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,03	0,02	0,02	0,03	0,04
<i>dn</i>	0,15	0,18	0,16	0,17	0,18	0,17	0,17	0,17	0,11	0,15	0,17	0,26
<i>pne</i>	0,73	0,84	0,81	0,80	0,80	0,80	0,78	0,73	0,79	0,73	0,79	0,85

Mulher

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maió	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,47	0,39	0,34	0,36	0,34	0,30	0,29	0,25	0,39	0,29	0,27	0,30
<i>ne</i>	0,07	0,06	0,05	0,06	0,07	0,07	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06
<i>ed</i>	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
<i>nd</i>	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
<i>en</i>	0,10	0,08	0,08	0,08	0,07	0,08	0,08	0,08	0,07	0,08	0,08	0,09
<i>dn</i>	0,39	0,25	0,39	0,31	0,41	0,37	0,33	0,34	0,31	0,32	0,41	0,45
<i>pne</i>	0,85	0,83	0,87	0,83	0,83	0,81	0,76	0,83	0,87	0,84	0,88	0,90

TABELA A.8

Probabilidades de transição mensais: total da subamostra e sexo – 1988

Total da subamostra

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,37	0,35	0,40	0,39	0,34	0,40	0,38	0,38	0,35	0,43	0,36	0,34
<i>ne</i>	0,09	0,08	0,08	0,07	0,07	0,08	0,08	0,09	0,08	0,06	0,07	0,07
<i>ed</i>	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01
<i>nd</i>	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01
<i>en</i>	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,04	0,04	0,04	0,04	0,05
<i>dn</i>	0,24	0,25	0,24	0,26	0,26	0,23	0,24	0,17	0,28	0,25	0,27	0,35
<i>pne</i>	0,80	0,83	0,81	0,80	0,81	0,80	0,82	0,84	0,84	0,81	0,83	0,85

Homem

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,46	0,45	0,43	0,45	0,41	0,46	0,45	0,43	0,44	0,54	0,45	0,37
<i>ne</i>	0,17	0,15	0,15	0,14	0,13	0,15	0,13	0,15	0,13	0,13	0,13	0,12
<i>ed</i>	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,02	0,02	0,01	0,01
<i>nd</i>	0,05	0,03	0,03	0,03	0,04	0,03	0,04	0,04	0,02	0,03	0,03	0,02
<i>en</i>	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,03
<i>dn</i>	0,14	0,14	0,17	0,18	0,16	0,13	0,13	0,12	0,16	0,12	0,16	0,25
<i>pne</i>	0,77	0,83	0,83	0,80	0,78	0,82	0,78	0,78	0,85	0,82	0,82	0,83

Mulher

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,18	0,19	0,36	0,30	0,25	0,32	0,27	0,31	0,24	0,31	0,23	0,31
<i>ne</i>	0,07	0,06	0,07	0,06	0,06	0,06	0,07	0,08	0,07	0,05	0,06	0,05
<i>ed</i>	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01
<i>nd</i>	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
<i>en</i>	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,10	0,09	0,08	0,08	0,08	0,07	0,10
<i>dn</i>	0,44	0,44	0,35	0,38	0,42	0,38	0,39	0,25	0,45	0,40	0,45	0,48
<i>pne</i>	0,83	0,84	0,80	0,81	0,82	0,79	0,85	0,87	0,84	0,80	0,84	0,86

TABELA A.9

Probabilidades de transição mensais: total da subamostra e sexo – 1989

Total da subamostra

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,35	0,34	0,41	0,37	0,34	0,42	0,39	0,40	0,43	0,43	0,53	0,31
<i>ne</i>	0,07	0,08	0,08	0,08	0,07	0,07	0,08	0,08	0,07	0,07	0,07	0,05
<i>ed</i>	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
<i>nd</i>	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
<i>en</i>	0,05	0,05	0,05	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,05	0,04
<i>dn</i>	0,28	0,26	0,23	0,19	0,25	0,26	0,24	0,22	0,19	0,22	0,25	0,38
<i>pne</i>	0,76	0,75	0,79	0,85	0,83	0,84	0,87	0,85	0,86	0,86	0,90	0,90

Homem

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,40	0,42	0,49	0,44	0,39	0,49	0,41	0,45	0,47	0,50	0,62	0,32
<i>ne</i>	0,12	0,13	0,14	0,12	0,12	0,13	0,15	0,16	0,11	0,13	0,12	0,10
<i>ed</i>	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
<i>nd</i>	0,06	0,06	0,04	0,03	0,03	0,03	0,03	0,04	0,02	0,02	0,02	0,01
<i>en</i>	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02	0,02	0,03	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03
<i>dn</i>	0,20	0,19	0,17	0,12	0,16	0,14	0,15	0,15	0,14	0,14	0,15	0,29
<i>pne</i>	0,67	0,69	0,79	0,79	0,80	0,81	0,84	0,80	0,84	0,87	0,86	0,87

Mulher

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Maio	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
<i>de</i>	0,26	0,20	0,29	0,27	0,28	0,29	0,36	0,29	0,38	0,32	0,41	0,30
<i>ne</i>	0,06	0,06	0,06	0,06	0,05	0,06	0,07	0,06	0,07	0,06	0,06	0,04
<i>ed</i>	0,01	0,01	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00
<i>nd</i>	0,01	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00
<i>en</i>	0,09	0,08	0,08	0,07	0,08	0,08	0,07	0,07	0,07	0,08	0,09	0,07
<i>dn</i>	0,42	0,40	0,31	0,30	0,39	0,46	0,39	0,38	0,26	0,33	0,38	0,52
<i>pne</i>	0,82	0,80	0,79	0,88	0,85	0,85	0,89	0,88	0,87	0,86	0,92	0,93

Faixas	Tipo	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	Total
	<i>TDD</i>	86	86	50	24	32	29	21	21	349
	<i>TDN</i>	41	41	29	14	9	11	7	18	170
29 a 32	<i>TD1</i>	230	201	120	66	69	82	77	67	912
	<i>TDE</i>	56	61	39	22	23	37	23	21	282
	<i>TDD</i>	120	92	52	23	22	23	37	23	392
	<i>TDN</i>	54	48	29	21	24	22	17	23	238
33 a 36	<i>TD1</i>	124	98	50	25	16	31	25	35	404
	<i>TDE</i>	26	27	16	11	4	8	7	8	107
	<i>TDD</i>	67	56	19	5	7	15	11	15	195
	<i>TDN</i>	31	15	15	9	5	8	7	12	102
37 a 40	<i>TD1</i>	74	80	45	32	15	24	19	28	317
	<i>TDE</i>	21	26	19	12	5	4	6	11	104
	<i>TDD</i>	30	35	16	12	5	11	8	10	127
	<i>TDN</i>	23	19	10	8	5	9	5	7	86
41 a 44	<i>TD1</i>	65	64	30	15	14	19	15	12	234
	<i>TDE</i>	18	14	10	7	5	8	6	4	72
	<i>TDD</i>	26	29	13	6	3	5	3	2	87
	<i>TDN</i>	21	21	7	2	6	6	6	6	75
45 a 48	<i>TD1</i>	264	306	241	108	61	84	58	85	1.207
	<i>TDE</i>	63	77	59	38	13	27	12	21	310
	<i>TDD</i>	100	140	117	29	24	29	21	33	493
	<i>TDN</i>	101	89	65	41	24	28	25	31	404
48 +	<i>TD1</i>	283	274	187	85	33	56	38	39	997
	<i>TDE</i>	64	67	53	21	9	16	12	4	246
	<i>TDD</i>	142	125	70	31	11	23	14	18	434
	<i>TDN</i>	77	82	64	33	13	19	12	17	317
		7.261	7.779	5.880	3.999	4.282	3.968	2.974	3.922	40.065

TD1 – Número de desempregados na classe de duração;

TDE – Número de saídas para emprego na classe de duração;

TDN – Número de saídas da força de trabalho na classe de duração; e

TDD – Número de desempregados que permanecem desempregados além da classe de duração.

TABELA A.12

Número de desempregados do sexo masculino e saídas do desemprego
por classe de duração – 1983/90

Classe	Tipo	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	Total
0 a 4	TD1	1.476	1.626	1.296	1.094	1.133	855	755	876	9.111
	TDE	659	704	607	560	557	400	376	355	4.218
	TDD	592	685	495	355	405	321	269	384	3.506
	TDN	225	237	194	179	171	134	110	137	1.387
5 a 8	TD1	836	852	656	432	598	496	369	562	4.801
	TDE	303	334	268	201	272	223	167	211	1.979
	TDD	417	384	269	152	230	205	147	270	2.074
	TDN	116	134	119	79	96	68	55	81	748
9 a 12	TD1	606	555	436	285	351	369	269	360	3.231
	TDE	225	201	175	118	152	160	112	148	1.291
	TDD	290	258	195	111	143	151	108	151	1.407
	TDN	91	96	66	56	56	58	49	61	533
13 a 16	TD1	386	385	238	154	180	194	138	243	1.918
	TDE	140	138	91	63	63	85	55	103	738
	TDD	186	200	111	63	83	86	54	103	886
	TDN	60	47	36	28	34	23	29	37	294
17 a 20	TD1	254	250	136	66	110	123	67	103	1.109
	TDE	84	89	53	21	40	43	34	38	402
	TDD	125	111	57	31	52	54	24	48	502
	TDN	45	50	26	14	18	26	9	17	205
21 a 24	TD1	302	332	206	104	105	123	92	134	1.398
	TDE	97	112	64	31	43	52	32	55	486
	TDD	149	159	105	44	37	53	42	62	651
	TDN	56	61	37	29	25	18	18	17	261
25 a 40	TD1	414	344	201	102	97	117	103	138	1.516
	TDE	114	115	71	36	37	54	37	55	519
	TDD	224	172	89	46	39	45	54	47	716
	TDN	76	57	41	20	21	18	12	36	281
40 e +	TD1	396	387	261	123	70	82	59	80	1.458
	TDE	97	118	90	45	20	33	18	21	442
	TDD	187	189	110	45	25	29	22	29	636
	TDN	112	80	61	33	25	20	19	30	380
		4.670	4.731	3.430	2.360	2.644	2.359	1.852	2.496	24.542

TD1 – Número de desempregados na classe de duração;

TDE – Número de saídas para emprego na classe de duração;

TDN – Número de saídas da força de trabalho na classe de duração; e

TDD – Número de desempregados que permanecem desempregados além da classe de duração.

TABELA A.13

Número de desempregados do sexo feminino e saídas do desemprego
por classe de duração - 1983/90

Faixas	Tipo	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	Total
0 a 4	TD1	907	1.112	954	726	721	594	430	520	5.964
	TDE	275	330	296	270	233	181	139	174	1.898
	TDD	290	350	335	199	220	179	129	168	1.870
	TDN	342	432	323	257	268	234	162	178	2.196
5 a 8	TD1	448	501	417	313	314	334	211	279	2.817
	TDE	108	117	116	118	112	93	68	77	809
	TDD	168	195	165	89	93	119	67	101	997
	TDN	172	189	136	106	109	122	76	101	1.011
9 a 12	TD1	328	380	321	204	219	227	144	218	2.041
	TDE	92	97	104	66	68	63	40	53	583
	TDD	127	144	114	55	76	69	58	79	722
	TDN	109	139	103	83	75	95	46	86	736
13 a 16	TD1	190	216	168	110	117	115	102	111	1.129
	TDE	50	66	40	37	26	27	35	26	307
	TDD	64	88	72	38	58	41	30	48	439
	TDN	76	62	56	35	33	47	37	37	383
17 a 20	TD1	143	135	106	57	72	82	55	83	733
	TDE	37	37	23	20	25	22	17	24	205
	TDD	56	48	44	20	21	29	20	27	265
	TDN	50	50	39	17	26	31	18	32	263
21 a 24	TD1	161	218	154	72	83	100	67	109	964
	TDE	39	52	47	14	24	29	14	28	247
	TDD	66	95	62	26	27	23	27	37	363
	TDN	56	71	45	32	32	48	26	44	354
25 a 40	TD1	197	229	134	73	72	78	61	75	919
	TDE	46	66	44	23	25	13	14	15	246
	TDD	78	97	48	18	27	33	23	26	350
	TDN	73	66	42	32	20	32	24	34	323
40 e +	TD1	216	257	206	85	38	77	49	62	990
	TDE	48	40	34	21	8	18	10	12	191
	TDD	80	105	93	21	12	26	13	26	376
	TDN	88	112	79	43	18	33	26	24	423
		2.590	3.048	2.460	1.640	1.636	1.607	1.119	1.457	15.557

TD1 - Número de desempregados na classe de duração;

TDE - Número de saídas para emprego na classe de duração;

TDN - Número de saídas da força de trabalho na classe de duração; e

TDD - Número de desempregados que permanecem desempregados além da classe de duração.

TABELA A.14

Características dos períodos completos das ocorrências de desemprego tomando-se as classes de duração utilizadas na estimativa por sexo: total da subamostra – 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)
1983	0,2068	0,4628	6,83	9,74
1984	0,2189	0,4488	6,63	9,53
1985	0,2411	0,4289	6,16	9,01
1986	0,3165	0,4193	4,75	7,81
1987	0,2872	0,4093	4,39	7,16
1988	0,2393	0,4217	5,01	7,98
1989	0,2648	0,4211	4,99	7,79
1990	0,2135	0,4451	5,23	8,24
Média	0,2419	0,4361	5,79	8,72

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.

Notas

- 1 Para maiores informações sobre a metodologia da PME, ver IBGE (1983).
- 2 Embora a PME pesquise todos os moradores com idade superior a 10 anos, apenas as informações daqueles com mais de 15 anos fazem parte dos indicadores divulgados.
- 3 Para uma descrição pormenorizada desse procedimento, ver IBGE (1981).
- 4 O esquema apresentado é similar ao descrito em IBGE (1983), no qual o sistema de substituição sequencial das remessas se inicia pela retirada da primeira remessa, que corresponde à primeira semana. De acordo com Barros, Sedlacek e Varandas (1989), esse esquema é na prática invertido, sendo a substituição iniciada pela quarta remessa.
- 5 Uma utilização dos dados primários da PME como informações longitudinais a nível de indivíduos é encontrada em Barros, Sedlacek e Varandas (1989).
- 6 O IBGE divulga estimativas da taxa de desemprego para dois períodos de referência distintos, para a semana e para o período de 30 dias. Os dados aqui utilizados são relativos à semana de referência. Essa escolha deve-se 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.
- 7 Para os indivíduos com mais de 15 anos.
- 8 No Anexo Estatístico (Tabela A.1), apresentamos essas proporções para cada mês do período janeiro de 1983 a dezembro de 1990.
- 9 A estimativa da taxa de desemprego até maio de 1988 era obtida através da aplicação dessa razão aos dados da amostra. Desde essa data, a taxa de desemprego é obtida a partir das estimativas para o total da população.
- 10 Estas estimativas estão disponíveis em IBGE (1990).
- 11 No Anexo Estatístico (Tabela A.3 a A.10), apresentamos as probabilidades mensais.
- 12 Ver as taxas de desemprego apresentadas na próxima seção.

- 13 DeBoer e Seeborg (1989) estimam, para os Estados Unidos, as probabilidades de transição para os anos de 1968 a 1986. Para os anos comuns, 1983 a 1986, a probabilidade de transição do desemprego para o emprego aqui estimada é superior àquela por eles encontrada. No ano de 1986, por exemplo, essa probabilidade, com os dados de São Paulo, é 15 pontos percentuais superior ao maior valor por eles estimado para os homens.
- 14 Alta = janeiro de 1983 a novembro de 1984, janeiro a agosto de 1985, abril de 1990 a agosto de 1990;
Baixa = dezembro de 1984, setembro de 1985 a março de 1990, setembro a dezembro de 1990.
- 15 Para sermos mais precisos, os efeitos de *ne* e *en* dependem da magnitude relativa das outras probabilidades.
- 16 Para sermos mais precisos, os efeitos de *de* e *ed* dependem da magnitude relativa das outras probabilidades.
- 17 Como a soma das probabilidades de transição a partir de um dado estado é igual à unidade, pressupõe-se que o ajuste, ao se adotar um outro valor para uma das probabilidades, ocorra na probabilidade de permanecer no estado.
- 18 Como a média da probabilidade é 0,0156, recalculamos as taxas assumindo que o valor dessa probabilidade é 0,01716.
- 19 Entre outras referências, pode-se indicar: Achcar, Bolfarine e Rodrigues (1991); Soares e Bartman (1983); Cox e Oakes (1984); Kalbfleisch e Prentice (1980); e Lawless (1982).
- 20 Para uma abordagem detalhada, ver Lancaster (1990) e Kalbfleisch e Prentice (1980).
- 21 Para uma abordagem formalizada, ver Lancaster (1990), Kalbfleisch e Prentice (1980), Cox (1962), Cox e Oakes (1984) e Lawless (1982).
- 22 Estamos supondo que todas as saídas do desemprego para fora da força de trabalho ocorrem pelo fato de os trabalhadores acreditarem que não existem postos de trabalho disponíveis.
- 23 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).
- 24 Para maiores detalhes sobre os mecanismos de censura aleatória, ver Kalbfleisch e Prentice (1980).
- 25 A construção dessas classes levou em conta a distribuição da amostra, de modo a evitar a criação de classes com informações rarefeitas. Por este motivo, nas estimativas por sexo, as duas últimas classes consideradas foram: [25 a 40] e [acima de 40].
- 26 Ver Lancaster (1990) para uma discussão desse problema e Nickell (1979) para uma tentativa de solução.
- 27 Uma forma de solucionar esse problema seria rearrumar os dados da PME, tomando o tempo de desemprego informado por todos os indivíduos e realocando-os, de maneira que a cada mês tenhamos uma amostra composta de indivíduos que iniciam o seu período de desemprego naquele mês. Assim, a probabilidade de entrada no desemprego seria a mesma para todos os componentes da amostra, e a hipótese de *steady state* poderia ser removida. Esta sugestão nos foi fornecida por Kaizô Beltrão.

- 28 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.
- 29 A função sobrevivência é independente da escolha de partições que resultem em intervalos nos quais o número de saídas do desemprego seja zero.
- 30 As estimativas aqui descritas se basearam em Clark e Summers (1979).
- 31 As funções f_v , $v = de, dn$, são denominadas subdensidades por Kalbfleisch e Prentice (1980), no sentido de que $\sum_i f_v(i) < 1$. 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 resume-se a $f(i) = S(i)$. 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 subdensidade 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.
- 32 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. No caso das estimativas por sexo, como a classe aberta é acima de 40 semanas, o ponto médio calculado com base na amostra foi de 64 semanas. Na penúltima classe de duração por sexo, o ponto médio utilizado foi o da amplitude de classe, 32.
- 33 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.
- 34 Para uma discussão crítica desta idéia, ver Clark e Summers (1979).
- 35 Para uma abordagem que utilize a análise do mercado interno na formulação do mercado de trabalho dual, ver Doering e Piore (1971). Para um sumário das abordagens teóricas da segmentação sexual do mercado de trabalho, ver Blau e Jusenius.

Bibliografia

- ACHCAR, J. A., BOLFARINE, H., e RODRIGUES, J. *Análise de sobrevivência*. Rio de Janeiro: Associação Brasileira de Estatística (ABE), II Escola de Modelos de Regressão, 1991.
- AKERLOF, G. A., e 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, Ricardo P. de, SEDLACEK, Guilherme L., e VARANDAS, Simone. *Segmentação e mobilidade no mercado de trabalho brasileiro: uma análise da área metropolitana de São Paulo*. Rio de Janeiro: IPEA, 1989 (Texto para Discursão Interna, 173).
- CAMARGO, J. M., e SERRANO, F. Os dois mercados: homens e mulheres na indústria brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 37, n. 4, out./dez. 1983.
- CLARK, K. B., e SUMMERS, L. H. Labor market dynamics and unemployment: a reconsideration. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1, p. 13-72, 1979.
- COSTA, Letícia B. *Participação da mulher no mercado de trabalho*. São Paulo: IPE-USP, 1984.
- COX, D. R. *Renewal theory*. London: Methuen, 1962.
- COX, D. R., e OAKES, D. *Analysis of survival data*. London: Chapman & Hall, 1984.
- DEBOER, L., e SEEBORG, M. C. The unemployment rates of men and women: a transition probability analysis. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 42, n. 3, April 1989.
- DOERINGER, Peter B., e PIORE, Michael J. *International labor market and manpower analysis*. Lexington, Mass.: D. C. Heath, 1971.
- ELBERS, C., e 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., e ROWTHORN, B. The diversity of unemployment experience since 1973. In: MARGLIN, Stephen, e SCHOR, Juliet (eds.). *The golden age of capitalism*. New York: Oxford University, 1990.

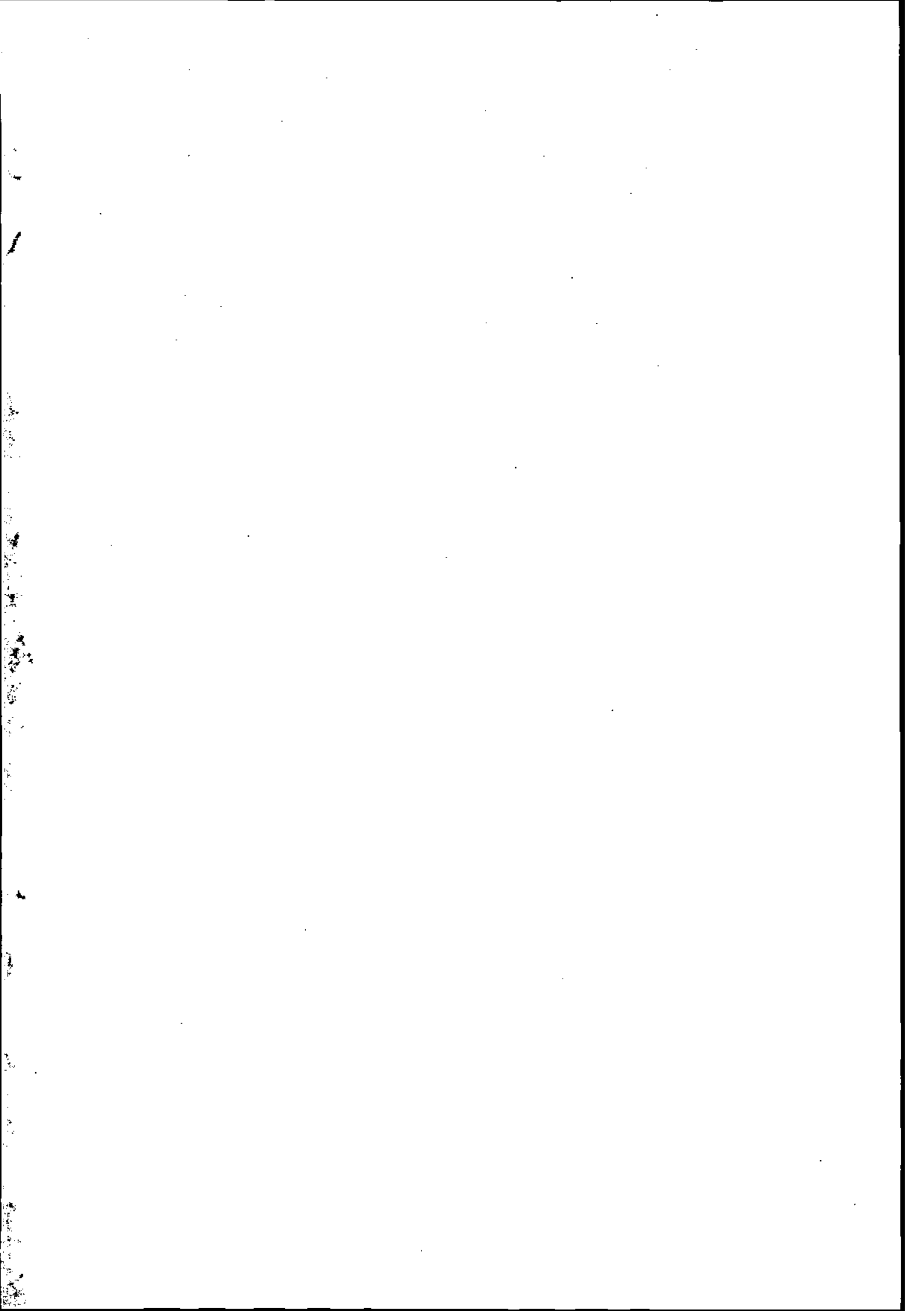
- HALL, R. E. Why is the unemployment rate so high at full employment? *Brookings Papers on Economic Activity*, p. 369-402, 1970.
- HECKMAN, J. J., e BORJAS, G. J. Does unemployment cause future unemployment? Definitions, questions and answers from a continuous time model of heterogeneity and state dependence. *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, v. 1).
- _____. *Metodologia da Pesquisa Mensal de Emprego – PME 1980*. Rio de Janeiro, 1983 (Série Relatórios Metodológicos, v. 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.
- JATOBÁ, J. *Ciclo econômico e força de trabalho no Brasil urbano: 1978/1987*. Rio de Janeiro: IPEA, 1990 (Série Cadernos de Economia, 1).
- KALBFLEISCH, J. D., e 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., e NICKELL, S. The analysis of reemployment probabilities for the unemployed. *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., e 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.
- MELLO, M. F. de. *Uma análise da participação feminina no mercado de trabalho no Brasil*. Rio de Janeiro: PUC, ago. 1982 (Tese de Mestrado).
- 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.
- SANTOS, Eleonora C., e SEDLACEK, Guilherme L. *Estratégias de geração de renda das famílias brasileiras: um estudo da participação da mulher (cônjuge) no mercado de trabalho e de sua contribuição no processo de formação da renda familiar*. Rio de Janeiro: IPEA, 1990 (Texto para Discussão Interna).

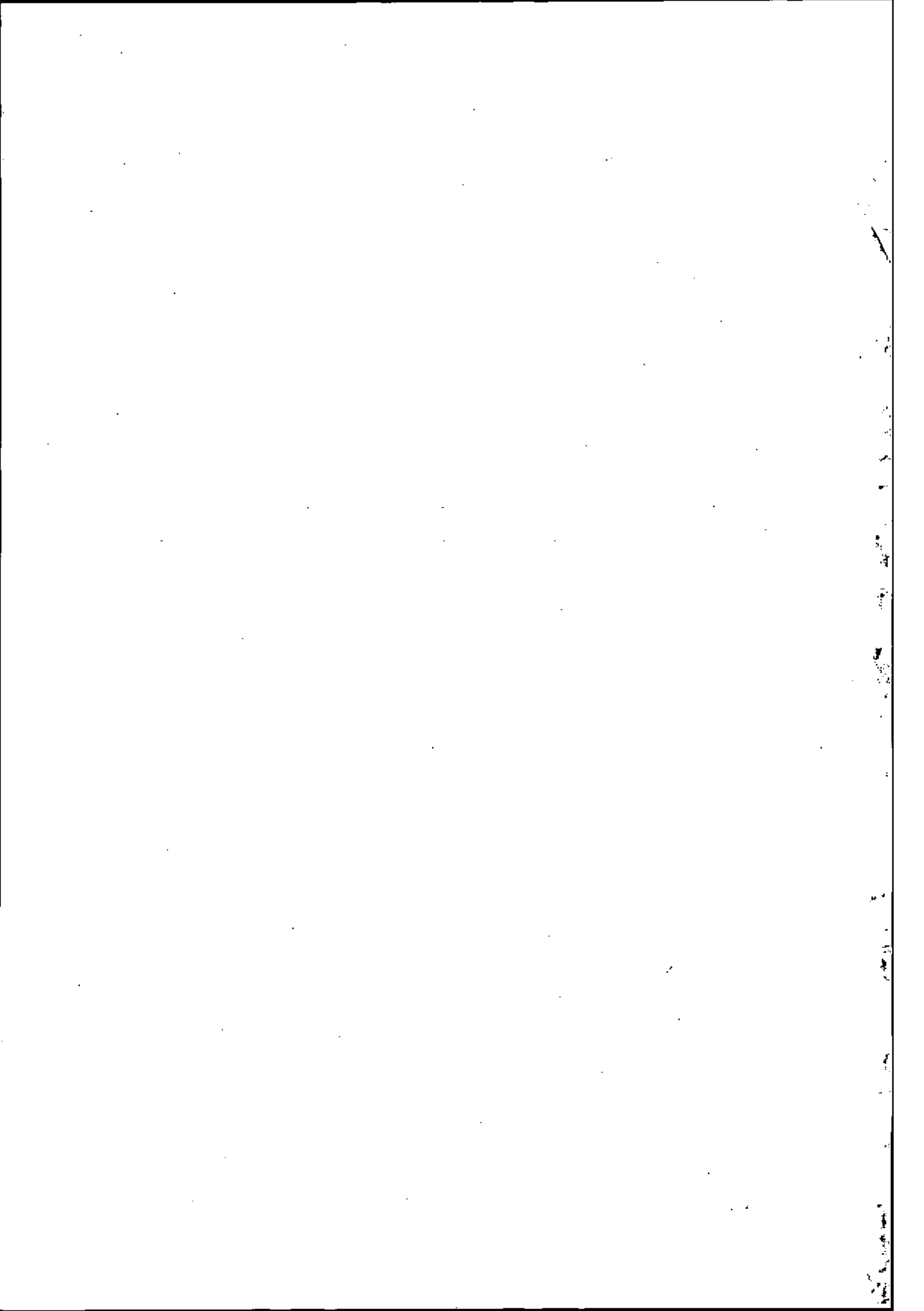
Abstract

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.







Editado pelo
Departamento de Relações Institucionais
Dezembro - 1993