

**TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº176**

**DESEMPREGO: EVIDÊNCIAS DA DURAÇÃO  
NO BRASIL METROPOLITANO**

**Mariângela Penido  
Ana Flávia Machado**

**Agosto de 2002**

Ficha catalográfica

331.5(81) P411d 2002	Penido, Mariângela. Desemprego: evidências da duração no Brasil metropolitano. / por Mariângela Penido; Ana Flávia Machado - Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2002.  25p. (Texto para discussão ; 176)  1. Desemprego – Brasil. 2. Mercado de trabalho – Brasil.. I. Machado, Ana Flávia. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. III. Título. IV. Série.
----------------------------	--

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL**

**DESEMPREGO: EVIDÊNCIAS DA DURAÇÃO  
NO BRASIL METROPOLITANO**

**Mariângela Penido**  
[mary@cedeplar.ufmg.br](mailto:mary@cedeplar.ufmg.br)

**Ana Flávia Machado**  
[afmachad@cedeplar.ufmg.br](mailto:afmachad@cedeplar.ufmg.br)

**CEDEPLAR/FACE/UFMG  
BELO HORIZONTE  
2002**



## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	9
2. DURAÇÃO DO DESEMPREGO NO BRASIL: PRINCIPAIS EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS.....	10
3. COMPORTAMENTO DO DESEMPREGO AGREGADO NO BRASIL METROPOLITANO.....	11
Fonte de dados e análise das variáveis selecionadas .....	12
4. ESTIMAÇÃO DO MODELO E RESULTADOS.....	15
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	23
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	24
7 ANEXO ESTATÍSTICO .....	25
1. Metodologia utilizada na seleção de variáveis que compõe o modelo paramétrico .....	25



## **RESUMO**

O trabalho tem por objetivo estimar a duração esperada do desemprego e verificar o motivo pelo qual o indivíduo tem dificuldade de encontrar um novo posto de trabalho no Brasil metropolitano no ano de 1999. Para tanto, são utilizados os microdados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME). Os resultados obtidos através do estimador de Kaplan-Meier mostram que a probabilidade do indivíduo permanecer no estado de desemprego por pelo menos 6 meses é de 48.83 % e 25.10 % por pelo menos 1 ano. A duração estimada é de, aproximadamente, 10 meses. Os modelos de duração paramétrico e paramétrico estendido permitem concluir que os indivíduos com primeiro grau completo, com maior tempo de não trabalho, na condição de filho e residente na região metropolitana do Rio de Janeiro possuem menor probabilidade de encontrar um novo posto de trabalho, ao passo que aqueles que nunca trabalharam com remuneração, que não receberam FGTS no último emprego, residentes nas regiões metropolitanas de Recife, Salvador e Belo Horizonte possuem maior probabilidade de sair do estado desemprego.

**Palavras-chave: desemprego, duração e mercado de trabalho**

## **ABSTRACT**

This work has as its objective to estimate the expected unemployment duration and to verify the reason for which the individual has difficulty of finding a new job in metropolitan Brazil in the year of 1999. For this purpose, we use the micro data's of the Monthly Employment Survey (PME). The results obtained through the estimator of Kaplan-Meier show that the probability of the unemployed individuals stay in the unemployment state for at least 6 months is 48.83% and 25.10% for at least 1 year. On average unemployment duration is, approximately, 10 months. The parametric and extended parametric duration models allow to conclude that the individuals with grade levels of elementary and junior high school, with larger time of not- work, in son's condition and those resident in the metropolitan area of Rio de Janeiro have smaller probability of finding a new job, while those that never worked with remuneration, those that receive FGTS in the last job, residents in the metropolitan areas of Recife, Salvador and Belo Horizonte have larger probability of leaving the state unemployment.

**key words: unemployment, duration and labor market**





## 1. INTRODUÇÃO

Nos últimos vinte anos, os estudos sobre duração do desemprego mereceram destaque na literatura internacional sobre mercado de trabalho devido à expressiva incidência do desemprego no Japão e nos países da Europa, principalmente na Áustria, França, Itália, Suécia e Suíça, que sofreram um crescimento ininterrupto da taxa de desemprego.

Na literatura brasileira, esse tema ainda é pouco abordado por especialistas em mercado de trabalho, embora haja uma tendência do aumento do período médio de desemprego nos anos recentes, representando redução na probabilidade de reentrada no mercado de trabalho.

Desde meados da década de 80, o objetivo perseguido pelas autoridades monetárias era o controle do processo inflacionário, que foi atingido com a implementação de um plano de estabilização, sustentado por âncora cambial – o Plano Real – em 1994. Tal plano baseava-se em políticas de valorização cambial e altas taxas de juros, o que assegurou, por um lado, controle da inflação e, por outro, elevação no déficit da balança comercial. Ademais, o processo de liberalização comercial iniciado desde o início dos anos 90, levou as empresas à racionalização de atividades produtivas, buscando ampliar a produtividade e, por extensão, a competitividade de seus produtos no mercado internacional. Nesse novo ambiente macroeconômico, a economia brasileira passa a se deparar com um problema que, até os anos 90, não fazia parte da agenda, ou seja, o aumento das taxas e da duração do desemprego.

A importância do assunto e a disponibilidade de ampla base de microdados incentiva, portanto, investigar o fenômeno de modo a conhecer a população alvo e as relações dos atributos desse contingente com tempo de permanência na condição de desempregado. Se há um registro de elevada taxa de desemprego agregada, é possível que a incidência se concentre em alguns grupos, o que revela a importância de um estudo da sua estrutura. E, mesmo que a taxa de desemprego seja elevada para determinado grupo, é possível que a duração venha a ser pequena.

Diante disso, pode-se interrogar se é a duração do desemprego que impede o indivíduo de obter um novo posto de trabalho, uma vez que se encontra fora da atividade produtiva durante muito tempo ou se são seus atributos pessoais (gênero, cor, idade, escolaridade) que o impedem de preencher uma vaga no mercado de trabalho.

Esse artigo tem como objetivo estimar a duração média do desemprego no Brasil metropolitano no ano de 1999. Para tanto, está organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda seção traz breve revisão das principais contribuições neste assunto. Na terceira, apresenta-se a fonte de dados utilizada no artigo e busca-se traçar o perfil do mercado de trabalho no Brasil Metropolitano. Em seguida, apresentam-se os resultados obtidos a partir do estimador não-paramétrico de Kaplan-Meier e dos modelos paramétrico e paramétrico estendido, destacando o tempo médio de desemprego e quais os grupos mais sujeitos a essa maior duração. Finalizando, a quinta seção traz a síntese dos principais resultados.

## 2. DURAÇÃO DO DESEMPREGO NO BRASIL: PRINCIPAIS EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Entre as várias abordagens existentes sobre o fenômeno do desemprego, os modelos de busca por emprego vêm sendo os mais utilizados pela teoria econômica em aplicações empíricas. Esses modelos não têm por interesse a descrição do ambiente macroeconômico e suas relações com incidência e duração do desemprego. Na verdade, enfatizam as condições de busca e as características do indivíduo desempregado para explicar o quão bem sucedido é o mesmo nesse empreendimento.

Embora haja diversos trabalhos na literatura internacional<sup>1</sup>, no Brasil, os estudos sobre duração do desemprego são recentes, sendo o pioneiro o de BIVAR (1993), que estima a duração esperada das ocorrências completas de desemprego<sup>2</sup> na Região Metropolitana de São Paulo (RMSP) para o período de 1983 a 1990, através dos dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME). Os resultados obtidos mostram que a duração média das ocorrências completas de desemprego estimadas pelo processo markoviano<sup>3</sup> é de 1,63 mês, menor que a duração transcorrida<sup>4</sup> (3,43 meses), enquanto a estimativa do modelo semi-markoviano<sup>5</sup>, considerado relevante, é superior (6,20 meses), uma vez observado que as probabilidades de transição não permanecem constantes ao longo do curso do desemprego. A autora encontra também evidências de que o sexo interfere na taxa de saída para o emprego.

MENEZES FILHO & PICCHETTI (2000), ampliando a análise de BIVAR (1993), utilizam além do estimador de Kaplan–Meier, os modelos de duração semiparamétrico e paramétrico para RMSP no ano de 1997. A partir de dados da PME, os autores encontram, através do estimador não-paramétrico de Kaplan–Meier, uma duração média do desemprego de 6,64 meses. Por outro lado, por meio do modelo semiparamétrico de Cox, verificam que a duração esperada do desemprego é maior para os indivíduos mais velhos, os não-chefes, os mais educados, os que foram demitidos do último emprego, ou seja, não se demitiram voluntariamente, os que possuem menor rotatividade, os que desejam empregar-se no setor formal e os que não possuem experiência de trabalho. Verificam, ainda, que a duração esperada cresce com o aumento do número de horas trabalhadas, com a redução do salário real e com a redução do índice de vendas da indústria.

Finalmente, por intermédio do modelo paramétrico, assumindo uma distribuição log-logística, mostram que a taxa de saída do desemprego é crescente entre o primeiro e o sexto mês de duração do desemprego, quando atinge o pico e depois decresce, e a probabilidade de permanência no desemprego é mais significativa nos 12 primeiros meses, reduzindo para um valor próximo a zero depois disso.

AVELINO (2001) amplia a análise desenvolvida por MENEZES FILHO & PICCHETTI (2000), ao investigar os determinantes da incidência do desemprego de longo prazo entre 1984 e 1997. Utiliza o método não-paramétrico e os modelos semiparamétrico e paramétrico como os autores supracitados, incluindo, porém, a possibilidade de ocorrência de durações múltiplas e regressores que

---

<sup>1</sup> Destacam-se NICKELL (1979), FOLEY (1997), LANCASTER (1979), ROED, RAAUM & GOLDSTEIN (1999) e CHUANG (1999) são alguns exemplos.

<sup>2</sup> Por duração esperada das ocorrências completas de desemprego, entende-se quanto tempo uma pessoa que entra no estado de desemprego pode esperar nele permanecer.

<sup>3</sup> Processo markoviano é aquele que assume que o tempo de permanência no estado de desemprego não afeta a probabilidade de sair do desemprego, ou seja, uma distribuição geométrica (caso discreto da exponencial) para a duração do desemprego.

<sup>4</sup> Média anual da duração média do IBGE ponderado pelo número de desempregados.

<sup>5</sup> Processo semi-markoviano, aquele que considera a duração-dependência. Neste caso, a autora utiliza um o estimador do Produto limite ou Kaplan–Meier, para estimar a função risco.

variam ao longo do tempo. Conclui que a duração média do desemprego estimada é de 4.25 meses e que os desempregados chefes de família, homens, que não estudam, que já trabalharam anteriormente, que não possuem carteira assinada no último emprego e tinham emprego anterior na construção civil conseguem emprego mais rapidamente.

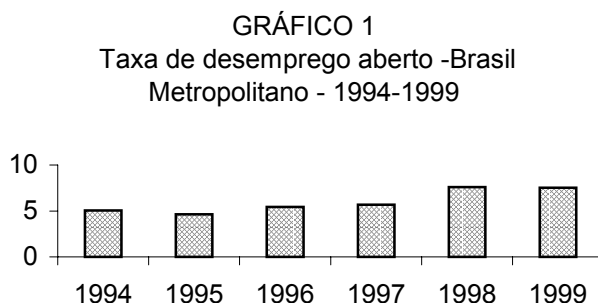
Observa, também, que quanto maior o número de pessoas com 10 anos de idade ou mais no domicílio, maior é a taxa de saída para o emprego. Tal resultado não é afetado pela renda familiar per capita e, quanto maior a permanência no trabalho anterior, menor é a taxa de saída para um novo posto de trabalho. Finalmente, o autor estima o modelo paramétrico, utilizando a distribuição log-normal, e observa o máximo na função risco antes do quinto mês de desemprego, exceto para o biênio 96-97, onde o pico é exatamente no quinto mês. Até este ponto, a função risco exhibe duração positiva quando passa a possuir uma duração-dependência negativa. Verifica que, no período analisado, o grau de dependência não sofre modificações substanciais, sendo fortemente influenciado pelas alterações ocorridas na taxa de saída para durações mais curtas.

Os resultados encontrados mostram que os desempregados do sexo feminino, não chefes de família e que estudam, demoram mais a encontrar um posto de trabalho, e quanto maior a duração do emprego anterior, menor a probabilidade de encontrar um emprego. Por outro lado, aqueles que trabalham no setor serviços ou na construção civil e que não receberam FGTS saem com mais facilidade da situação de desemprego. Conclui também que, com o passar do tempo, há uma redução na taxa de transição do estado de desemprego para o estado de emprego, sobretudo após 1994.

O que se observa a partir desta breve revisão é que apenas a RMSP têm sido o foco de análise nos estudos de duração, recorrendo à análise de sobrevivência, o que nos incentiva a investigar o Brasil metropolitano<sup>6</sup>.

### 3. COMPORTAMENTO DO DESEMPREGO AGREGADO NO BRASIL METROPOLITANO

Para traçar um perfil do desemprego no Brasil metropolitano, utilizam-se dados agregados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) realizada, no ano de 1999, pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.



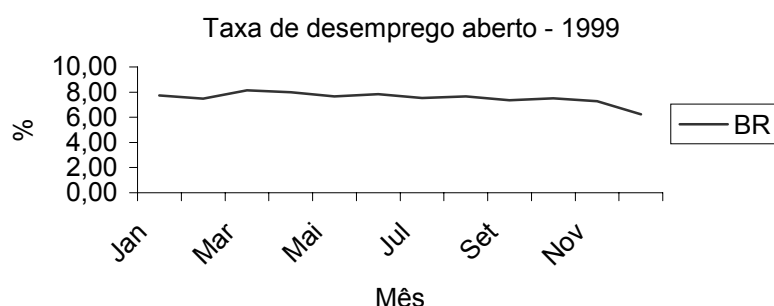
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME/IBGE.

<sup>6</sup> Entende-se por Brasil metropolitano todas as seis regiões metropolitanas cobertas pela PME: São Paulo, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, Porto Alegre, Recife e Salvador.

Como pode-se observar a taxa de desemprego aberto no Brasil metropolitano é crescente no período pós-Real. A explicação para tal fenômeno, como destacam NERI, CAMARGO E REIS (1998), é a interrupção do efeito compensatório que vinha atuando desde o início da década de 90, ou seja, aumento no emprego nos serviços e no comércio compensando a queda no emprego industrial. Os autores destacam ainda que essa taxa continuou a subir, em 1998, devido à crise asiática e à crise financeira internacional que impediram o crescimento econômico.

Um fato observável é que, embora esta taxa tenha aumentado no período, observamos estabilidade no decorrer do ano de 1999, registrando-se reduções no início e no final do ano, devido, possivelmente, a componentes sazonais.

GRÁFICO 2



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME/IBGE.

### Fonte de dados e análise das variáveis selecionadas

Até então, toda a análise realizada tem por base dados agregados. Porém é interessante examinar os dados individuais a fim de expandir o escopo da análise. Essa base de dados é a única existente no mercado de trabalho brasileiro que se mostra adequada ao propósito desse artigo, devido a forma pela qual é realizada. Como lembra OLIVEIRA (1999), tal pesquisa segue um esquema de rotação de painéis. Cada domicílio selecionado é pesquisado por quatro meses consecutivos, retirado da amostra por oito meses e pesquisado por mais quatro meses, quando é definitivamente excluído. Dessa forma, 25% dos domicílios pesquisados são observados em quatro meses consecutivos, o que permite tratar tal subconjunto como longitudinal como requerem os modelos de duração.

Assim, por intermédio dos microdados da PME referentes ao ano de 1999, identifica-se o subconjunto de domicílios pesquisados por quatro meses consecutivos e os indivíduos que o compõe, confrontando o código de cada domicílio, sexo, data de nascimento e o número de anos de estudo em quatro meses consecutivos. O resultado é a geração de nove grupos, onde cada um deles apresenta quatro meses consecutivos como mostra o quadro 1.

**QUADRO 1**  
**Formação da Amostra**

Grupos	Mês de Pesquisa			
	1º	2º	3º	4º
1º	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril
2º	Fevereiro	Março	Abril	Maio
3º	Março	Abril	Maio	Junho
4º	Abril	Maio	Junho	Julho
5º	Maio	Junho	Julho	Agosto
6º	Junho	Julho	Agosto	Setembro
7º	Julho	Agosto	Setembro	Outubro
8º	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro
9º	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro

FONTE: Elaboração própria a partir de PME/IBGE.

Posteriormente, são mantidos apenas os indivíduos pesquisados nos quatro meses consecutivos, aqueles que estão na faixa de 18 a 65 anos de idade, que procuram emprego na semana anterior à primeira entrevista, que encontram emprego em um dos três meses subseqüentes ou que permanecem desempregados. A partir deste critério, obtém-se um banco de dados com 3002 indivíduos residentes no Brasil metropolitano.

Os dados da PME são informações individuais que podem ser divididas em qualitativas e quantitativas. As variáveis qualitativas se referem a sexo, condição na família, ramo de atividade anterior, posição na ocupação anterior, posse de carteira assinada, se era remunerado na ocupação anterior, recebimento de FGTS, motivo pelo qual entrou no estado de desemprego e providência tomada para encontrar emprego. As variáveis quantitativas são: idade, nível de escolaridade, tempo de procura, tempo do último emprego e tempo de não trabalho.

As variáveis qualitativas e quantitativas podem ser divididas em características pessoais, características do último posto de trabalho e condições de desemprego. No que tange às características pessoais do desempregado (sexo, idade, escolaridade e condição na família) apresentadas na TAB 1, observa-se que nesta região predominam os homens entre os desempregados, com idade média de 32 anos, escolaridade média corresponde ao 1º Grau incompleto<sup>7</sup> e chefes de domicílios.

<sup>7</sup> O desvio padrão da escolaridade média está entre 3 e 4 anos de estudo, sendo analfabetos o nível mínimo e 17 anos de estudo o nível máximo.

**TABELA 1****Descrição das características pessoais dos desempregados na BR – 1999**

Variáveis	%
Homens	67.62
Idade média	31.90
Escolaridade média	7.91
Chefe	46.37
Cônjuge	8.39
Filho	39.51
Outro parente	5.23
Agregado	0.30
Pensionista	0.20

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PME/IBGE

A TAB. 2 descreve as condições do último posto de trabalho da população desempregada analisada no Brasil metropolitano no ano de 1999. Os desempregados, em quase sua maioria, são provenientes do setor serviços.

Nota-se que cerca de 83.04% desse contingente eram empregados e que pouco mais da metade possuía carteira assinada. Em termos de FGTS, a parcela dos que receberam é inferior à metade do universo de desempregado analisado. Essas distribuições evidenciam que, entre os desempregados, relações informais de trabalho predominam na última experiência de trabalho, algo esperado, uma vez que esses desempregados provêm, principalmente, do setor serviços, onde essas relações são frequentes (ANDRADE, 1994).

**TABELA 2****Descrição das características do último posto de trabalho no BR – 1999**

Variáveis	BR
Ind. de Transf.	18.79
C. civil	13.76
Comércio	15.26
Serviços	43.14
Outros	3.93
Empregado	83.04
Posse Carteira	51.93
Remunerado	95.07
FGTS	43.64

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PME/IBGE.

A maior parte dos desempregados analisados é demitida do último emprego, cerca de 72%. Parcela próxima a esse valor consultou empregador como providência tomada para encontrar emprego. Além dessa medida, outras são consideradas pela pesquisa como consulta a parente, consulta a anúncio e realização de concurso, porém representaram menos de 45% das respostas. O tempo

médio no último emprego é, de aproximadamente 2 anos, indicando que são trabalhadores com pouca experiência no mercado de trabalho. Ao observar a variável "tempo de procura" medido em meses, verifica-se que os desempregados procuraram emprego por, aproximadamente, 6.6 meses.

**TABELA 3**  
**Descrição das condições de desemprego no BR – 1999**

Variáveis	BH
Demitido	72.12
Consultou empregador	70.59
Tempo de Procura (mês)	6.60
Tempo do último emprego (anos)	2.26
Anos que não trabalha	0.69

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PME/IBGE

No que se refere ao tempo que não trabalha medido em anos, constata-se que este é de, aproximadamente, 8 meses. A distinção de duração entre procura e ausência de trabalho se deve ao fato da resposta “procura” envolver trabalhadores sem experiência e com experiência de trabalho, ao passo que a resposta à pergunta “ausência” é restrita àqueles que já possuem experiência de trabalho. Além disso, o trabalhador com experiência pode responder um tempo menor para a procura de emprego, porque depois de ter vivido a última experiência de trabalho pode ter acesso ao seguro-desemprego ou outra fonte de renda, não realizando a busca durante este período.

A combinação entre a informação tempo do último emprego e da informação “anos que não trabalha” é indicio de expressiva rotatividade de mão-de-obra, o que mais uma vez corrobora a predominância de relações informais de trabalho no último emprego.

#### 4. ESTIMAÇÃO DO MODELO E RESULTADOS

Neste artigo, em que o objetivo é estimar a duração esperada do desemprego e a taxa de saída do indivíduo desempregado para a condição de ocupado, a variável dependente é o tempo transcorrido até a ocorrência da falha, ou seja, até a saída do estado de desemprego e a entrada no estado de ocupado,  $T$ . Vale destacar que a informação referente a este tempo não é exata, uma vez que alguns indivíduos permanecem no estado de desemprego no final do período de análise, ou seja, alguns indivíduos são censurados à direita.

Uma vez reconhecido o evento de interesse (encontrar um posto de trabalho) e os indivíduos censurados, podemos estimar as funções sobrevivência e risco. A função sobrevivência  $[S(t)]$  fornece a probabilidade de determinada pessoa sobreviver em determinado estado além de um período especificado  $t$ ,  $p(T \geq t)$ , ao passo que a função risco  $[h(t)]$ , indica o limite, quando  $\Delta t$  tende a zero, da razão entre a probabilidade do evento ocorrer no intervalo de tempo entre  $t$  e  $t+\Delta t$ , dado que o indivíduo sobreviveu ao tempo  $T$  (maior ou igual a  $t$ ) e a variação do tempo.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{p(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t}$$

Cada uma dessas funções pode ser obtida através dos modelos de duração. Entre estes, podemos destacar o estimador não-paramétrico de Kaplan Meier e os modelos paramétricos.

O estimador do produto limite ou Kaplan-Meier é caracterizado pela não exigência de uma especificação da função risco. Parte do pressuposto que as observações consistem em tempos de sobrevivência ( $t_1, t_2, t_3, \dots, t_n$ ) independentes e identicamente distribuídos. A partir do conceito de função de sobrevivência apresentado anteriormente, define-se, através deste estimador, como:

$$P[T \geq t_i] = \prod_{j=1}^i \left( 1 - \frac{d_j}{n_j} \right) \quad (1)$$

$\frac{d_j}{n_j}$  é a função risco.<sup>8</sup>

A tabela a seguir mostra a função sobrevivência, o desvio-padrão e o intervalo de confiança para dois dos tempos de sobrevivência (seis meses e um ano).

**TABELA 4**  
**Probabilidade de sobreviver no desemprego e de saída do desemprego**  
**no Brasil metropolitano no ano de 1999**

RM	Tempo	Total	Saídas	Função Sobrevivência	Desvio - Padrão <sup>9</sup>	Intervalo de Confiança (95%) <sup>10</sup>	
BR	6	1386	140	0.4883	0.0095	0.4697	0.5067
	12	416	16	0.2510	0.0092	0.2330	0.2693

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PME/IBGE

<sup>8</sup> É importante ressaltar que, após o fim de cada intervalo, o número de indivíduos considerados “em risco” no intervalo seguinte exclui todas as saídas do estado de desemprego e censuras à direita ocorridas em  $I_i$ :  $N_i = n_{i-1} - d_{i-1} - w_{i-1}$ . Onde  $w_{i-1}$  representa o número de observações censuradas, ou seja, os indivíduos que foram censurados no intervalo de tempo  $[t_{i-1}, t_i]$ .

<sup>9</sup> O desvio-padrão é encontrado por meio da variância da função de sobrevivência por intermédio da expressão seguinte:  $\text{var} [\hat{S}(t_i)] = [\hat{S}(t)]^2 \sum_{j=1}^i \left( \frac{1}{a} - \frac{1}{total} \right)$  onde  $a$  é a diferença entre o total de observações e o total de observações não-censuradas. Como pode-se notar, a dispersão entre os tempos de sobrevivência é semelhante nas regiões metropolitanas estudadas.

<sup>10</sup> O intervalo de 95% de confiança para função de sobrevivência é importante, na medida em que se está mensurando tal função para uma amostra, dado que não se conhece a mesma para a população. Nesse sentido, pode-se ter 95% de certeza de que a verdadeira curva de sobrevivência está dentro do intervalo com 95% de confiança encontrado a partir da equação: :

$$\hat{S}(t) \exp(\pm 1.96(\hat{\sigma}(t))) \text{ onde } \hat{\sigma}(t) \text{ é a variância assintótica de } \ln[-\ln \hat{S}(t)], \text{ ou seja, } \hat{\sigma}^2(t) = \frac{\sum_{j=1}^i \left( \frac{1}{a} - \frac{1}{total} \right)}{\left[ \sum \ln \left( \frac{n_i - d_i}{d_i} \right) \right]}$$

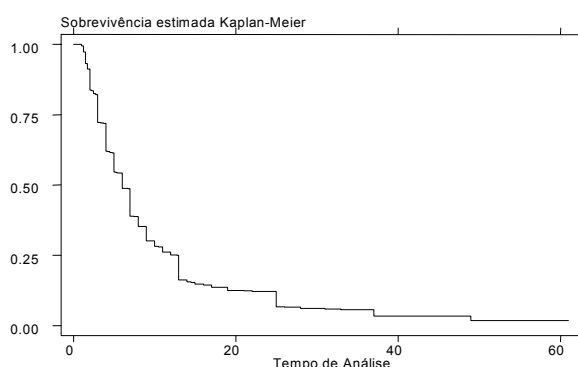


A TAB. 4 evidencia que a probabilidade de continuar desempregado depois de 6 meses no Brasil Metropolitano é de 48.83%. Tal probabilidade reduz para 25.10% após um ano de desemprego.

O GRAF. 3, representado a seguir, mostra a função sobrevivência estimada. Observa-se que, no tempo  $t = 0$ ,  $S(t)=S(0)=1$ , isto é, no início do estudo, a probabilidade de sobreviver ao tempo zero é um, uma vez que não houve nenhuma falha.

Mais que isso, o gráfico apresenta-se em formato de escadas e, à medida que o tempo de desemprego aumenta, menor é a probabilidade do indivíduo continuar no estado de desemprego, ou seja, a função sobrevivência é negativamente inclinada.

**GRÁFICO 3**  
**Função Sobrevivência - BR**



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PME/IBGE.

A duração completa do desemprego é estimada, assim como seu desvio-padrão e o intervalo de confiança como mostra a TAB.5. Como pode-se observar, a duração completa do desemprego estimada é de 9.9 meses, ou aproximadamente, 10 meses, porém é importante notar no GRAF 3 que a função de sobrevivência não atinge o valor zero, de forma que o valor obtido para a duração do desemprego é subestimado. Uma forma de solucionar tal problema é expandir a função de sobrevivência até zero através do cálculo exponencial e recalculer a área sob a curva expandida. O resultado não altera significativamente, o tempo médio de desemprego aumenta para 10.1525, permanecendo, aproximadamente, 10 meses.

**TABELA 5**

**Duração estimada do período completo de desemprego no Brasil Metropolitano –1999**

Região Metropolitana	Duração estimada (meses) $D = \sum_{i=1}^k [S(t_i) \times \Delta t_i]$	Desvio padrão $SE = \frac{1}{D} \sum_{i=1}^k \hat{D} \sqrt{\frac{d^i}{n_i - d_i - 1}}$	Intervalo de Confiança (95%) $\hat{D} \pm 1.96(SE)$	
Brasil	9.9056	0.3051	9.3077	10.5036

Fonte: Elaboração Própria a partir de dados da PME/IBGE.

É importante destacar, como lembra MENEZES FILHO & PICCHETTI (2000), que tal resultado é interessante como uma análise preliminar dos dados, porém essa análise é simplificada, por não considerar as características demográficas e aquelas referentes ao posto de trabalho anterior. Sendo assim, estima-se o modelo paramétrico que, além, de incorporar tais características, também permite a especificação da distribuição da variável tempo de desemprego.

Existem diversas distribuições de probabilidade que podem ser assumidas neste tipo de análise, mas dentre elas destaca-se a gamma generalizada cuja função risco é flexível, permitindo várias inclinações e incluindo como casos especiais as distribuições *Weibull*, exponencial e log-normal, o que justifica seu uso.

Para implementar o modelo gamma generalizado, utiliza-se o modelo de tempo de vida acelerado, o qual segundo COLOSIMO (2001) pode ser expresso pela equação a seguir:

$$\log t = X'\beta + \sigma v$$

A distribuição para  $v$  determinará qual dos casos especiais está sendo utilizado. Por exemplo, se é uma distribuição do valor extremo ou de Gumbel com parâmetro de escala  $\sigma$  temos uma distribuição Weibull ou exponencial para  $t$ , porém, se a distribuição para  $v$  é uma distribuição normal, temos uma distribuição log-normal para  $t$ .

Caso a distribuição *Weibull* seja assumida para o tempo de sobrevivência, teremos um parâmetro indicando se a função risco é monótona decrescente, monótona crescente ou se reduz a uma exponencial. Por outro lado, se a distribuição é log-normal, tem-se uma função não monotônica. Neste caso, o risco é zero no tempo inicial e aumenta atingindo um pico e declina em seguida com o decorrer do tempo.

Supondo que a distribuição da duração é especificada (seja *Weibull* ou log-normal), que  $\theta$  represente o vetor de parâmetros dos dados e que a densidade da duração de  $t$  é dada por  $[f(t, \theta)]$ , pode-se dizer, então, que a função de verossimilhança é a distribuição de probabilidade conjunta da amostra como função dos parâmetros  $\theta$ , (KIEFER, 1988):

$$L^*(\theta) = \prod_{i=1}^n f(t_i, \theta) \quad (2)$$

Uma vez que, para as observações censuradas, a única informação disponível é que elas duram pelo menos  $t_j$ , a contribuição da verossimilhança é o valor da função de sobrevivência  $[S(t_j, \theta)]$ . Sendo  $\delta_i=1$  se a  $i$ -ésima observação é não-censurada e  $\delta_i=0$  se censurada, então a função verossimilhança  $L(\theta) = \ln L^*(\theta)$  é:

$$L(\theta) = \sum_{i=1}^n \delta_i \ln f(t_i, \theta) + \sum_{i=1}^n (1 - \delta_i) \ln S(t_i, \theta) \quad (3)$$

Uma vez maximizada tal função obtém-se estimativas dos coeficientes e do parâmetro de duração.

Para realizar tal estimação, seleciona-se doze variáveis da PME consideradas importantes na determinação da probabilidade de sair do estado de desemprego.

- Ano de Estudo (v1)
- Idade (v2)
- Sexo (v3)
- Condição na Família (v4)
- Meio de Busca de Emprego (v5)
- Ramo de Atividade (v6)
- Motivo do Desemprego (v7)
- Posse de Carteira Assinada (v8)
- Recebimento de FGTS (v9)
- Tempo de Permanência no Último Emprego (v10)
- Tempo de Não Trabalho (v11)
- Experiência Anterior (v12)

Alem disso, criamos uma variável referente à região metropolitana de residência, tomado como referencia a RMSP. Combinando tais variáveis, encontram-se 8192 possíveis modelos, o que torna impraticável o ajuste de todos eles a fim de selecionar o mais adequado. Uma alternativa seria, portanto, a utilização de rotinas automáticas como os métodos de *forward*, *backward* ou *stepwise*. No entanto, como destaca COLOSIMO (2001), essas rotinas possuem a desvantagem de identificar um conjunto de variáveis ao invés de possíveis conjuntos igualmente bons para explicar a resposta. Diante de tais limitações, a opção é de utilizar a metodologia sugerida por esse autor apresentada no anexo estatístico.

Como ressaltado anteriormente é necessário assumir uma distribuição para a variável tempo de desemprego, porém é importante lembrar que escolhas equivocadas comprometem os resultados. Assim, estima-se o modelo com as variáveis selecionadas pelo método COLOSIMO (2001) e realiza-se o teste de verossimilhança a fim de escolher o melhor modelo. Conforme a tabela a seguir, a distribuição log-normal mostra-se mais adequada<sup>12</sup>.

<sup>11</sup> Tal equação pode ser expressa em termos da função risco, uma vez que a função densidade é o produto da função sobrevivência e da função risco e, que a função risco integrada  $[\Lambda(t, \theta)]$  equivale ao negativo do  $\ln S(t, \theta)$ :

$$L(\theta) = \sum_{i=1}^n d_i \ln \lambda(t_i, \theta) - \sum_{i=1}^n \Lambda(t_i, \theta). \text{ O estimador } \hat{\theta}, \text{ obtido pelo método de máxima verossimilhança, é consistente para } \theta \text{ e}$$

$\sqrt{n} (\hat{\theta} - \theta)$  é assintoticamente normalmente distribuído com média zero e uma variância que pode ser consistentemente estimada por:  $V[\sqrt{n} (\hat{\theta} - \theta)] = -[n^{-1} \partial^2 L(\theta) / \partial \theta \partial \theta']^{-1}$ .

<sup>12</sup> Os testes de Wald e AIC (Akaike Information Criterion) também confirmam o resultado acima.

**TABELA 6**  
**Seleção de modelos – Brasil Metropolitano – 1999**

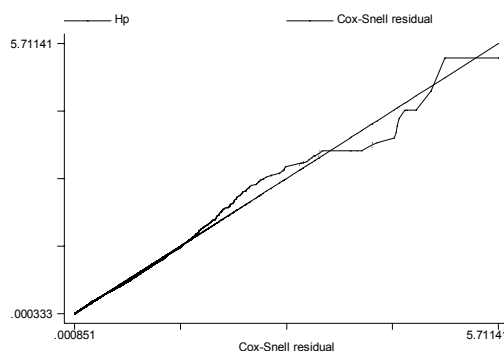
BR	- 2logL	estatística
Gamma	6101.0070	-
Weibull	6306.6036	205.60
Exponencial	6895.4896	794.48
log-normal	6102.0324	1.03 *

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PME/IBGE.

Nota: \* Indica a distribuição adequada ao nível de 0.10.

A análise dos resíduos Cox-Snell, considerando a função risco integrada para cada indivíduo mostra que os dados estão ajustados de forma satisfatória para o modelo selecionado.

**GRAFICO 4**  
**Resíduos Cox-Snell – Brasil Metropolitano**



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PME/IBGE.

O modelo final e seus resultados podem ser observados na TAB. 7, onde são apresentadas as variáveis significativas ao nível de 10% de significância, os coeficientes e os respectivos desvios-padrões entre parênteses.

Assim, ao analisar os resultados encontrados, verifica-se que os indivíduos desempregados com primeiro grau completo, na condição de filho, que trabalhou em outro ramo de atividade que não, construção civil, comércio e serviços, residentes na região metropolitana do Rio de Janeiro e que estão sem um posto de trabalho há mais de um ano possuem menor probabilidade de sair do estado de desemprego, ao passo que, aqueles que não receberam FGTS no último emprego, aqueles que nunca trabalharam com remuneração e os residentes nas regiões metropolitanas do Recife, Belo Horizonte e Salvador possuem maior probabilidade de sair do estado de desemprego.

Quanto às variáveis de interação, constata-se que a probabilidade de sair do estado de desemprego diferencia para os indivíduos com 1º grau completo, dependendo de sua idade, para as mulheres que não receberam FGTS no emprego anterior, para os residentes na RMRE na condição de outro parente, agregado e pensionista, para estes, segundo a idade, para os que não receberam FGTS segundo o tempo de não trabalho, para os residentes na RMBH, RMRE e RMSA dependendo do tempo de não trabalho, para os residentes na RMSA que se empregaram anteriormente no setor serviços, para os residentes na RMPA que se empregaram anteriormente na construção civil, para os que se empregaram no setor de serviços, segundo idade, para os residentes na RMRJ que não se demitiram voluntariamente e por fim, para os que não se demitiram voluntariamente, dependendo se seu último posto de trabalho foi no setor serviços ou em outro ramo de atividade.

TABELA 7

## Resultados do modelo paramétrico e paramétrico estendido para o Brasil metropolitano - 1999

Variáveis	Coefficiente (1)	Coefficiente (2)	Variáveis	Coefficiente (1)	Coefficiente (2)	Variáveis	Coefficiente (1)	Coefficiente (2)
Características Demográficas								
Idade	0.0425 (0.0698)	0.0424 (0.0698)	Tempo de não trabalho	0.6499* (0.0593)	0.6499* (0.0593)	(Tempo de não trabalho* RMSA)	-0.4947* (0.1033)	-0.4947* (0.1033)
Sexo	0.0442 (0.0527)	0.0442 (0.0527)	Não FGTS	-0.2953* (0.0401)	-0.2953* (0.0401)	(RMSA* Serviço)	0.2052* (0.0883)	0.2053* (0.0883)
Ano de estudo	0.2139* (0.0391)	0.2139* (0.0391)	Região Metropolitana			(RMRJ* Demissão não voluntária)	-0.3150* (0.1312)	-0.3150* (0.1312)
Condição na Família			Recife	-0.1339* (0.0621)	-0.1339* (0.0621)	(RMPA* Construção)	-0.2545* (0.1283)	-0.2545* (0.1283)
Cônjuge	-0.0491 (0.0602)	-0.0491 (0.0602)	Belo Horizonte	-0.3722* (0.0502)	-0.3722* (0.0502)	(Serviço* idade)	-0.1339* (0.0611)	-0.1340* (0.0611)
Filho	0.2023* (0.0391)	0.2023* (0.0391)	Salvador	-0.2438* (0.0698)	-0.2438* (0.0698)	(Serviço* Demissão não voluntária)	0.1907* (0.0988)	0.1907* (0.0988)
Outro Parente, Agregado ou Pensionista.	-0.1035 (0.1171)	-0.1035 (0.1171)	Rio de Janeiro	0.2305* (0.1263)	0.2305* (0.1263)	(Outro* Demissão não voluntária)	-0.6996* (0.3161)	-0.6998* (0.3161)
Emprego Anterior			Porto Alegre	-0.0277 (0.0479)	-0.0277 (0.0479)	Constante	1.7147 (0.0900)	1.7148 (0.0900)
Ramo de Atividade			(Ano de Estudo * Idade)	-0.0165* (0.0075)	-0.0165* (0.0075)			
Construção	-0.0715 (0.0577)	-0.0716 (0.0577)	(Sexo* Não FGTS)	0.1959* (0.0660)	0.1959* (0.0660)			
Comércio	-0.0277 (0.0516)	-0.0277 (0.0516)	(Outro Parente, Agregado ou Pensionista * RMRE)	-0.4291* (0.2491)	-0.4292* (0.2492)			
Serviço	-0.1119 (0.1052)	-0.1119 (0.1052)	(Outro Parente, Agregado ou Pensionista*idade)	0.2618* (0.1383)	0.2619* (0.1383)			
Outro	0.5332* (0.3078)	0.5333* (0.3078)	(Não FGTS* Tempo de não trabalho)	0.2312* (0.0761)	0.2312* (0.0761)			
Nunca trabalhou com remuneração	-0.2851* (0.0919)	-0.2851* (0.0919)	(Tempo de não trabalho* RMRE)	-0.4066* (0.1024)	-0.4066* (0.1024)			
Motivo do desemprego			(Tempo de não trabalho* RMBH)	-0.3153* (0.0956)	-0.3153* (0.0956)			
Demissão não voluntária	0.0604 (0.0750)	0.0603 (0.0750)						

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PME/IBGE.

Nota: O valor apresentado é o coeficiente e o desvio – padrão está entre parênteses. \* indica significância no nível de 0.10.

Tal resultado é consistente com a teoria econômica, uma vez que os indivíduos com maior educação formal tendem a possuir maior salário de reserva, aqueles na condição de filho, tendem a ser menos efetivos na busca por um posto de trabalho, uma vez que não são os responsáveis pelas despesas do domicílio e os desempregados com mais tempo de não trabalho, tendem a ser preteridos em processo de seleção pelas empresas devido ao estigma gerado por estar afastado do mercado de trabalho por mais de um ano. Além disso, pode ocorrer perda de contato por parte do desempregado com a rede de informações.

É importante notar que a incorporação de variáveis explicativas no modelo paramétrico, como forma de tratar da heterogeneidade presente nos dados, não esgota todas as diferenças existentes na amostra, uma vez que variáveis não observadas estão sendo desprezadas. Isso pode estar refletindo nos desvios encontrados nos gráficos dos resíduos. Diante disso, incorpora-se a heterogeneidade não mensurável na especificação econométrica para estudar a duração do desemprego por meio da inclusão um fator de heterogeneidade com distribuição gamma no modelo de duração.

Ao comparar os resultados do modelo paramétrico estendido com os do modelo paramétrico estimado anteriormente, constata-se que o sinal e a significância de todas as variáveis são iguais.<sup>13</sup> O teste da razão de verossimilhança, apresentado na TAB. 8, confirma os resultados, indicando que não há evidências, ao nível de 10% de significância, para rejeitar a hipótese nula, ou seja, que o melhor modelo é aquele em que a heterogeneidade não-observada não está presente. Isso significa que a heterogeneidade está sendo observada pela inclusão das variáveis da PME selecionadas para esse trabalho.

**TABELA 8**  
**Teste da Razão de Verossimilhança**

Ho: $\theta = 0$	$\chi^2(1)$	P-valor
BR	0.00	1.000

Fonte: Elaboração Própria a partir de dados da PME/IBGE.

A comparação dos resultados obtidos com estudos sobre o mercado de trabalho inglês (LANCASTER, 1979 e NICKELL, 1979) e russo (FOLEY, 1997) mostra que o mercado de trabalho metropolitano brasileiro apresenta características semelhantes. Indivíduos mais velhos e mulheres apresentam menor probabilidade de encontrar um emprego também nessas regiões.

<sup>13</sup> Ao estimar o modelo do paramétrico assumindo uma distribuição *weibull* para a variável tempo e, comparar seus resultados com o modelo paramétrico estimado com distribuição log-normal nota-se sinais e significância diferentes das variáveis, porém, quando incorpora-se a heterogeneidade não-observada assumindo distribuição gamma no modelo paramétrico com distribuição *Weibull*, constata-se sinais e significância iguais aos do modelo paramétrico log-normal para todas as variáveis. O teste de verossimilhança confirma que o melhor modelo é aquele em que se considera a heterogeneidade não-observada quando a distribuição assumida não é a correta.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo busca contribuir para o avanço da pesquisa sobre o tema desemprego no Brasil, revisando a literatura teórica e empírica e, sobretudo, estimando a duração média dos períodos de desemprego neste país no ano de 1999.

Nos últimos anos, a economia brasileira vem se deparando com aumento da incidência e duração do desemprego. Neste artigo, verifica-se aumento da taxa de desemprego aberto no período pós-real, mantendo-se estável, em um patamar elevado, durante o ano de 1999.

Por meio da aplicação dos métodos de análise de sobrevivência, observa-se uma duração do desemprego de, aproximadamente, 10 meses. Constata-se, também, que os indivíduos com primeiro grau completo, com maior tempo de não trabalho, na condição de filho e residente na região metropolitana do Rio de Janeiro possuem menor probabilidade de encontrar um novo posto de trabalho, ao passo que aqueles que nunca trabalharam com remuneração, que não receberam FGTS no último emprego, residentes nas regiões metropolitanas de Recife, Salvador e Belo Horizonte possuem maior probabilidade de sair do estado desemprego.

A comparação dos resultados obtidos com estudos sobre o mercado de trabalho inglês (LANCASTER, 1979 e NICKELL, 1979) e russo (FOLEY, 1997) mostra que o mercado de trabalho metropolitano brasileiro apresenta características semelhantes: indivíduos mais velhos e mulheres apresentam menor probabilidade de encontrar um emprego também nessas regiões.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDRADE, Mônica Viegas. **Setor de serviços no Brasil: a dualidade revisada (1981/1990)**. 1994. 125 f. Dissertação (Mestrado em economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, MG, 1994.
- AVELINO, Ricardo Rezende Gomes. **Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo**. São Paulo: USP/IPE, 2001. (Texto para Discussão, 11).
- BIVAR, Wasmália Socorro Barata. **Aspectos da estrutura do desemprego no Brasil: composição por sexo e duração**. Rio de Janeiro: BNDES, 1993. 101p. (17º Prêmio BNDES de Economia, 1993; Originalmente apresentada como Dissertação (Mestrado)-Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 1991).
- CHUANG, Hwei-Lin. Estimating the determinants of the unemployment duration for college graduates in Taiwan. **Applied Economics Letters**, London, v. 6, n. 10, p.677-681, Oct.1999.
- COLOSIMO, Enrico Antônio. **Análise de sobrevivência aplicada**. (Curso ministrado na REUNIÃO ANUAL DA REGIÃO BRASILEIRA DA SOCIEDADE INTERNACIONAL DE BIOMETRIA, 46, E SIMPÓSIO DE ESTATÍSTICA APLICADA À EXPERIMENTAÇÃO, 9, 2001, Piracicaba, SP)
- FOLEY, Mark. C. **Determinants of unemployment duration in Russia**. New Haven, 1997. Disponível em: < <http://www.library.yale.edu/socsci/egcdp779.pdf> > Acesso em: 15 fev. 2001.
- IBGE. **Emprego**. Disponível em:<<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/protabl.asp>>. Acesso em: 16 ago. 2001.
- KIEFER, Nicholas M. Economic duration data and hazard functions. **Journal of Economic Literature**, v. 26, n.2, p.646-679, Jun.1988.
- LANCASTER, Tony. Econometric methods for the duration of unemployment. **Econometrica**, v. 47, n. 4, p.939-956, Jul.1979.
- MENEZES FILHO, Naércio. A.; PICCHETTI, Paulo. Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 30, n.1, p. 23-47, abr.2000.
- MORAES, Roberto Campos. O desemprego recente nas economias desenvolvidas: fatos e teorias. In: FONTES, Rosa; ARBEX, Marcelo A. (Org.) **Desemprego e mercado de trabalho: ensaios teóricos e empíricos**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 2000. Cap. 1, p.17-50.
- NERI, MARCELO; CAMARGO, JOSÉ MÁRCIO, REIS, MAURÍCIO CORTEZ. **MERCADO DE TRABALHO NOS ANOS 90, FATOS ESTILIZADOS E INTERPRETAÇÕES. DISPONÍVEL EM: [HTTP://WWW.IPEA.GOV.BR/PUB/TD/TD\\_2000/TD0743.PDF](http://www.ipea.gov.br/pub/TD/TD_2000/TD0743.PDF). ACESSO EM: 15 NOV 2001**
- NICKELL, Stephen. Estimating the probability of leaving unemployment. **Econometrica**, v. 47, n.5, p.1249-1266, Sept.1979.
- OLIVEIRA, A.M.H.C. **Relatório Metodológico: Microdados da Pesquisa Mensal de Emprego**, CEDEPLAR/UFMG, mimeo, 1999.
- ROED, Knut; RAAUM, Oddbjorn; GOLDSTEIN, Harald. Does unemployment cause unemployment? micro evidence from Norway. **Applied Economics**, London, v. 31, n.10, p.1207-1218, Oct.1999.



## 7 ANEXO ESTATÍSTICO

### 1. Metodologia utilizada na seleção de variáveis que compõe o modelo paramétrico

A metodologia sugerida por COLOSIMO (2001) é composta de seis passos consecutivos. O primeiro consiste em ajustar todos os modelos contendo uma única variável selecionada da PME. Assim, as variáveis são transformadas em dummies de intercepto<sup>14</sup> e os modelos são estimados. Em seguida, realizamos o teste da razão de verossimilhança entre o modelo com cada variável e o modelo nulo e selecionamos apenas as variáveis significativas ao nível de 10% de significância (\*). Estas são ajustadas conjuntamente no passo 2, e o resultado deste modelo é comparado aos demais que excluem uma variável por vez. As variáveis retidas neste passo são ajustadas no passo 3 e seu modelo é comparado com os modelos em que cada variável excluída no passo 2 retorna ao modelo a fim de verificar se elas são realmente não significativas. Novamente, selecionam-se as variáveis estatisticamente significativas ao nível de 10% de significância. Estas são incluídas no modelo do passo 4 juntamente com as retidas no passo 2, o qual é comparado com os modelos que incluem cada variável excluída no passo 1. As variáveis retidas no passo 4 são ajustadas e é testada a exclusão de cada uma delas no passo 5. Por fim, no passo 6, ajustam-se as variáveis retidas no passo 5 e testa-se a possibilidade de inclusão de termos de interação. O modelo final será determinado pelas variáveis significativas.

---

<sup>14</sup> O grupo de referência corresponde homens, residentes na região metropolitana de São Paulo, com mais de 32 anos de idade, primeiro grau incompleto, com experiência anterior, demitidos da indústria, com carteira assinada e FGTS, com mais de 2 anos de permanência no último emprego, com menos de 1 ano de não trabalho, chefes de família e que consultaram empregador como forma de encontrar um emprego.