

## DETERMINANTES E DURAÇÃO DA DESOCUPAÇÃO NO BRASIL DURANTE TRÊS PERÍODOS DE RECESSÃO ECONÔMICA: 1992-2010

Maria Cristina Cacciamali<sup>1</sup>  
UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO, BRASIL

Fábio Tatei<sup>2</sup>  
FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS, BRASIL  
MEMBRO DO NESP/USP/CNPQ

Tânia de Toledo Lima<sup>3</sup>  
UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS, BRASIL  
MEMBRO DO NESP/USP/CNPQ

### Resumo:

O objetivo deste artigo é comparar a duração da desocupação e seus determinantes em anos de crise econômica para seis regiões metropolitanas do Brasil. A aplicação de três métodos –não paramétrico, semiparamétrico e paramétrico– confirmaram resultados já vistos anteriormente: chefe de família e quem já foi empregado mostraram menor tempo de duração de desocupação. Entre os resultados novos verificou-se que o desocupado apresentou maior chance de sair dessa condição em 2009 do que nos outros anos, entretanto, aquele que não conseguiu uma nova ocupação nos primeiros meses de busca em 2009 permaneceu mais tempo desocupado.

**Palavras chaves:** duração da desocupação, determinantes da duração da desocupação, desocupação nas regiões metropolitanas brasileiras, desocupação e ciclo econômico.

### 1. INTRODUÇÃO

A economia brasileira depois de um breve período de retração do nível de atividade devido à crise financeira ao final de 2008 retornou ao crescimento econômico e do emprego no segundo semestre de 2009. E em 2010 todos os indicadores de mercado de trabalho apresentaram melhora perante os resultados de 2009, com aumento do nível de participação no mercado de trabalho e da ocupação, assim como queda da desocupação (gráficos 1 e 2). Assim, a piora dos indicadores de mercado de trabalho ao final de 2008 e início de 2009 seguiu o

---

<sup>1</sup>cciamali@uol.com / <sup>2</sup>ftatei@usp.br / <sup>3</sup>taniatl@al.insper.edu.br

movimento da curva de Beveridge, que mostra a relação negativa da oferta de postos de trabalho com a taxa de desocupação ao longo dos ciclos econômicos<sup>2</sup>.

Por outro lado, sobressaem-se alguns aspectos distintos da crise de 2008/09 com relação às de 1991/1992 e de 1998/1999<sup>3</sup>. Em primeiro lugar, a origem da crise foi distinta. Em 2008/2009 se originou da inadimplência de créditos, sobretudo imobiliários, em bancos norte americanos, e atingiu o setor real da economia de todos os países onde o sistema bancário estivera associado a volumes excessivos de títulos insolventes, nos Estados Unidos e países da Europa, sobretudo. Os bancos brasileiros pouco se comprometeram com esses papéis e a retração da economia da região ocorreu pela contração das exportações e diminuição da oferta internacional de crédito.

A segunda distinção é quanto ao contexto da economia. Na crise de 1991/1992, a economia vinha de um período de alta inflação e estagnação dos anos 1980; naquela de 1998/1999, a economia vinha de um período de controle da inflação e instabilidade no crescimento econômico tanto no cenário mundial quanto no doméstico; e naquela dos 2008/2009 a economia vinha de um período de inflação baixa, crescimento continuado e de expansão do comércio mundial, fase que propiciou prosperidade e fortaleceu as condições econômicas domésticas e externas do Brasil<sup>4</sup>.

A crise de 2008 foi enfrentada com política econômica distinta em relação às crises dos anos 1990. Durante a crise asiática de 1998/1999, as autoridades econômicas no Brasil reagiram por meio de ajustes econômicos convencionais<sup>5</sup>; enquanto que na crise recente o governo central empregou múltiplos e articulados

---

<sup>2</sup> Assim, em períodos de contração econômica ocorre redução da oferta de emprego e aumento da taxa de desocupação, e vice-versa em períodos de expansão econômica. Essa abordagem é utilizada na literatura internacional (ver, entre outros, Blanchard et al, 1989; Nickell et al, 2005; e Shimer, 2005), todavia, a inexistência de séries históricas sobre oferta de emprego limita a elaboração de estudos semelhantes no Brasil, exceto por alguns trabalhos pontuais (por exemplo, Scandiuzzi et al, 2001).

<sup>3</sup> Salienta-se que os períodos escolhidos para caracterizar crises econômicas não representam, necessariamente, anos de recessão econômica em termos de crescimento anual negativo do PIB. Por outro lado, cada um desses períodos tiveram uma recessão técnica, isto é, queda da atividade econômica por pelo menos dois trimestres seguidos.

<sup>4</sup> Vale ressaltar que esta análise é proveniente dos dados das Contas Nacionais Trimestrais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Um quadro mais completo sobre o período pode ser encontrado, entre outros, em Cacciamali e Tatei (2010: 53-77).

<sup>5</sup> Manteve-se a política de metas de inflação, com aumento da taxa interna de juro para reduzir a saída de capital externo e controlar o aumento de preços; e diminuindo os gastos públicos para aumentar o superávit primário.

instrumentos de política econômica anticíclica, com o objetivo de fomentar o consumo e o investimento, alargar o tamanho e o acesso ao mercado de crédito, aumentar o financiamento de longo prazo para o setor produtivo e expandir os gastos de investimento do governo em infraestrutura<sup>6</sup>. Ademais, a política social – programas de transferência de renda e políticas de mercado de trabalho – também foi ampliada, o que complementou as medidas anteriores e impediu o aumento da pobreza<sup>7</sup>.

As diferenças no contexto econômico prévio às crises e as diferenças de política econômica adotada para o seu enfrentamento adiaram o efeito negativo dos mecanismos de transmissão da crise mundial de 2008/2009 sobre a economia brasileira. A reação do mercado de trabalho no último período<sup>8</sup>, especial-

---

<sup>6</sup> No mercado de crédito, até julho 2009, o Banco Central brasileiro reduziu continuamente a taxa básica de juros, diminuiu o compulsório para os bancos e ampliou as linhas de crédito dos bancos públicos para o consumidor e para micro, pequenas e médias empresas. O consumo foi incentivado, a partir de dezembro de 2008, por meio da manutenção do aumento do salário mínimo, e da redução das alíquotas de imposto indireto sobre automóveis, material de construção, bens duráveis da linha branca e motos; como também pela redução das alíquotas do imposto sobre a renda das pessoas físicas dos estratos médios. Para as empresas, o governo central e o governo estadual dilataram o prazo de recolhimento dos impostos, e financiaram exportações e dívidas externas. Formas mantidas O investimento foi incentivado por meio dos empréstimos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) que ampliou as linhas de crédito para investimentos de infraestrutura e para o setor industrial. A previsão de recursos girou em torno de US\$ 400 bilhões entre 2007 e 2010, incluindo o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC).

<sup>7</sup> Em março de 2009, o governo central lançou o Programa *Minha Casa, Minha Vida* que tem a missão de construir um milhão de novas casas, subsidiadas para os mais pobres, e com taxas de juros menores que as do mercado para os estratos médios. Em maio de 2009, o Conselho Deliberativo do Fundo de Amparo ao Trabalhador (CODEFAT) prolongou, por até, mais dois meses, o seguro-desocupação aos trabalhadores demitidos. O Ministério de Desenvolvimento Social (MDS) dilatou o prazo de recebimento, a abrangência e o valor da transferência para os participantes do Programa Bolsa Família que, em 2009, pretendia atender cerca de 13 milhões de famílias.

<sup>8</sup> Nos períodos anteriores, a retração ocorreu sobre atividades orientadas sobretudo para o mercado interno (Montagner, 1998; Chahad, 1998); em contraste, ao final de 2008 e início de 2009, os efeitos negativos incidiram, principalmente, sobre as regiões e os setores econômicos mais dinâmicos que dependiam de crédito e do mercado externo (Cacciamali e Tatei, 2010). Ademais, nesse último período, a despeito do saldo líquido negativo de postos de trabalho, e diferente do que ocorrera nas crises anteriores, os setores de comércio e de serviços mostraram expansão do nível de emprego formal em atividades econômicas intensivas em mão de obra feminina, menos qualificada de baixos salários. Segundo o Cadastro Geral de Emprego e Desocupação (CAGED) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), o último trimestre de 2008 e o primeiro trimestre de 2009 registraram

mente quanto ao comportamento da formalidade, participação feminina e evolução do salário real –cuja tendência de crescimento nos anos 2000 não foi afetada pela crise de 2008/2009 (gráfico 3)–criam um objeto de pesquisa distinto para a investigação sobre o tema da desocupação<sup>9</sup>.

Assim, o objetivo deste artigo é responder a duas perguntas: como se comportou a duração média da desocupação nas crises de 1991/1992, 1998/1999 e 2008/2009? Houve mudanças nos determinantes de sua duração? Almejando responder à essas questões, utilizamos três métodos distintos, estimação não-paramétrica, semiparamétrica e paramétrica das funções de risco e de sobrevivência da duração da desocupação, conforme proposto por Menezes-Filho e Picchetti (2000).

O artigo está estruturado em seis seções, incluindo esta introdução. A segunda seção apresenta a discussão da literatura especializada, sobretudo na abordagem sobre os determinantes da desocupação e do seu tempo de duração, enquanto a terceira seção descreve a metodologia e a base de dados utilizadas. A quarta e quinta seção mostram os resultados estimados e, por fim, na sexta seção tecemos as considerações finais.

## 2. O QUE A LITERATURA NOS DIZ?

A análise da desocupação, entre os anos 1990 e 2000, foi enfocada na literatura econômica, especialmente brasileira, principalmente, sob três vertentes. A primeira relaciona-se ao aprimoramento do conceito de desocupação, tal como em Corseuil (1994), Rosenthal et al (1994) e nos debates e disposições derivadas da 13a Conferência Internacional dos Estatísticos do Trabalho da Organização Internacional do Trabalho de 1982. A segunda busca descrever o comportamento agregado da variável desocupação e como se associa com outras variáveis macroeconômicas, tais como alterações na moeda, no salário real e insuficiência de demanda efetiva, conforme em Amadeo et al (1994), Oreiro (1997), e Portugal et al (2000). A terceira analisa a estrutura da taxa de desocupação e foca a identificação dos determinantes e a duração da desocupação. O

---

perda líquida de 692 mil postos no mercado de trabalho formal, notadamente, na indústria e na agropecuária. Entre os ramos mais atingidos, destacaram-se alimentos e bebidas, agricultura, indústria do material de transporte, indústria mecânica e metalúrgica. As regiões metropolitanas de São Paulo, Belo Horizonte, Campinas e Curitiba foram as mais atingidas, corroborando o impacto da crise sobre o núcleo dinâmico da economia.

<sup>9</sup> A discussão da relação do desemprego durante uma recessão econômica teve maior relevância nos anos 1990 (por exemplo, Baltar, 1996; Dedecca, 1998; Averbug et al, 2000), mas a questão perdeu intensidade nos anos 2000, sendo retomada apenas a partir da crise financeira de 2008/2009.

presente estudo se insere nessa terceira vertente, que abarca estudos como Nickell (1979), Lancaster (1979), Foley (1997), e Roed et al (2000) para o mercado de trabalho de países europeus.

No Brasil estudos similares iniciam-se principalmente nos anos 1990. Bivar (1993) analisou o tempo esperado de duração da desocupação para a Região Metropolitana de São Paulo, de 1983 a 1990, com dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE), aplicados a um modelo geral de sobrevivência –sob a hipótese de que o tempo de duração de desocupação seguia um processo markoviano ou semimarkoviano<sup>10</sup>. Os resultados mostraram que a probabilidade de saída da desocupação não fora constante ao longo do período de desocupação, e as mulheres apresentaram maior probabilidade de sair da PEA depois de um mês de desocupação, enquanto os homens mostraram probabilidade maior de obter uma ocupação.

Por sua vez, a abordagem dos determinantes do tempo de duração da desocupação no Brasil teve contribuição importante com o estudo de Menezes-Filho e Picchetti (2000), que analisaram os determinantes do tempo de duração da desocupação para a região metropolitana de São Paulo em 1997 por meio de três modelos –função de sobrevivência, função de risco e regressão log-logística– aplicados aos dados da PME. As estimativas mostram que o tempo de duração da desocupação fora inferior para indivíduos reingressantes no mercado de trabalho e para aqueles que ocupavam a posição de responsáveis pela família. E que o tempo esperado de duração da desocupação estava positivamente correlacionado com as variáveis anos de escolaridade, idade, desocupado demitido do mercado de trabalho formal e maior tempo de permanência no posto ou ocupação anterior. Além disso, os autores estimaram que a probabilidade condicional de se encontrar um novo emprego fora crescente do primeiro até o sexto mês de desocupação (ponto de máximo), momento que corresponde exatamente a um mês adicional ao número máximo de parcelas do benefício do seguro desocupação, previsto pela legislação brasileira vigente naquele período.

Essa vertente de análise econométrica dos determinantes da duração da desocupação foi ampliada por Avelino (2001) e Penido et al (2002). O primeiro analisou os determinantes de longo prazo na região metropolitana de São Paulo entre 1984 e 1997, enquanto o segundo estudo expandiu a análise para cobrir todas as regiões metropolitanas abarcadas pela PME em 1999. Além de corro-

---

<sup>10</sup> O processo markoviano supõe que a distribuição do tempo de saída do estado desocupação é geométrica, isto é, não depende da duração em que se permanece nessa situação. Por sua vez, no processo semimarkoviano a probabilidade de sair da situação de desocupação depende da duração da desocupação.

borarem as estimativas de Menezes-Filho e Picchetti (2000), esses estudos contribuíram com análises adicionais para a questão da desocupação. Avelino (2001) constatou que quanto maior o número de indivíduos da família com idade igual ou superior a dez anos de idade, maior a probabilidade do desocupado conseguir ocupação, e que a desocupada não responsável pela família frequentando escola mostrara maior tempo de duração de desocupação. Por sua vez, Penido et al (2002) constataram que as estimativas são distintas nas regiões metropolitanas, de modo que a menor probabilidade de se empregar estava associada ao desocupado na posição de filho, de escolaridade equivalente ao ensino fundamental completo e residente na região metropolitana do Rio de Janeiro; enquanto a situação inversa se conectava aos desocupados cuja última ocupação fora não remunerada, sem recebimento do Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS) no último posto de trabalho<sup>11</sup>, e residentes nas regiões metropolitanas de Recife, Salvador ou Belo Horizonte.

Os estudos supracitados reforçam a importância de analisar a questão da duração da desocupação e, sobretudo, sua correlação com as características pessoais, produtivas e regionais de cada indivíduo. Portanto, visamos contribuir para a literatura de análise da desocupação ao abordar como esse fenômeno interagiu nas mais últimas recessões econômicas, as quais tiveram origens distintas e afetaram, acentuadamente, diferentes grupos em cada uma delas.

### 3. DADOS, MODELO E PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

O presente estudo aplicou metodologia baseada em Menezes-Filho e Picchetti (2000) para analisar a duração e os determinantes da desocupação por meio dos dados da PME; e ampliando a abrangência para dois subperíodos: 1992 a 2000 (PME Antiga Metodologia) e 2002 a 2010 (PME Nova Metodologia), além de considerar as seis Regiões Metropolitanas (RMs)<sup>12</sup>. É importante salien-

---

<sup>11</sup> Esse resultado está em linha com o processo de informalidade em andamento no mercado de trabalho no período.

<sup>12</sup> A desagregação da amostra em dois períodos se deve às alterações de metodologia da PME em 2002, postas em prática tanto pelas mudanças na estrutura do mercado de trabalho brasileiro como pelas novas recomendações da Organização Internacional do Trabalho (OIT). Dentre as diversas alterações, destacam-se a redução da idade mínima para a população em idade ativa –de 15 para 10 anos de idade– e a composição da amostra de domicílios da PME, que passou de 4 (quatro) grupos rotacionais por mês na antiga metodologia para 8 (oito) grupos rotacionais na nova metodologia. Tal ajustamento permitiu que se evitasse o efeito *blackout* na PME de 1992 a 2000. A antiga PME possui limitações para a construção de um banco de dados em painel devido ao efeito *blackout* da composição de sua amostra, na qual trocava-se totalmente o conjunto de domicílios entrevistados a cada 2 anos. Esses fatores permitiram a construção da amostra para os

tar que os resultados foram estimados para todos os anos, embora a análise neste artigo centra-se nos momentos de crise econômica (anos de 1992, 1998 e 2009) para fazer frente aos objetivos propostos<sup>13</sup>.

Os seguintes critérios foram adotados para construção da amostra do estudo<sup>14</sup>. Primeiramente seleciona-se apenas o indivíduo que declarou estar desocupado na primeira entrevista feita pela PME/F.IBGE no domicílio e que, além disso, obrigatoriamente permaneceu por mais três entrevistas consecutivas. O segundo critério é que as quatro entrevistas transcorressem no mesmo ano. Logo, o indivíduo que responde à PME ao final de um ano e continuou no painel no início do ano seguinte não ingressou na amostra. Dessa subamostra se excluí também o indivíduo que passou para a situação de inativo em quaisquer das entrevistas seguintes, assim como aquele que mudou de situação de atividade mais de duas vezes. Em suma, a amostra abrange apenas o total de indivíduos desocupados na primeira entrevista e que permaneceram desocupados nas três entrevistas seguintes, mais os indivíduos desocupados na primeira entrevista e que conseguiram e mantiveram uma ocupação nos três meses subsequentes (tabela 1)<sup>15</sup>.

As variáveis utilizadas para as características individuais são: sexo, posição na família, estudante ou não, anos completos de estudo, e se o indivíduo possuía experiência no mercado de trabalho. Em caso afirmativo de experiência no mercado de trabalho, foi identificado o tempo de trabalho, demissão ou não,

---

anos pares do período de 1992 e 2000 o que, em parte, restringiu este estudo. No tocante ao período abarcado pela nova PME, o efeito blackout não ocorre, portanto, é possível construir o painel para todos os anos.

<sup>13</sup> Não foi considerado o ano de 2001, pois a base de dados não apresentava peso para a expansão. Vale ressaltar que o peso disponível considerava informações apenas para chefe de família. Observa-se que a Pesquisa levanta a situação de desocupação apenas para indivíduos que procuraram emprego no mês anterior ao da entrevista, e que este estudo se utilizou também de dados referentes à situação de emprego dos mesmos indivíduos nos três meses posteriores.

<sup>14</sup> Para construção do painel da PME foi utilizada a metodologia de Ribas et al (2008) para reduzir possíveis atritos que poderiam ocorrer para identificação do indivíduo na base de dados.

<sup>15</sup> É relevante deixar claro esta diferença, pois o presente estudo não visa analisar a duração da desocupação sob o aspecto das possíveis transições no mercado de trabalho, ou seja, a probabilidade de um indivíduo passar uma condição de atividade para outra, como por exemplo, um ocupado passar a ser desocupado ou inativo. Assim, a questão da desocupação é analisada a partir de modelos baseados na matriz de probabilidade de transição, dentre os quais destacamos Clark et al (1982) e a aplicação para o Brasil realizada por Flori (2003).

possuidor de carteira assinada ou não, e o qual o setor da sua atividade. Adicionalmente, foram utilizados dados do IBGE, da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP) e da Federação das Indústrias do Rio Grande do Sul (FIERGS) como *proxy* de conjuntura econômica: nível de emprego, número de horas pagas na produção da indústria da transformação (índice), folha de pagamento real por trabalhador (índice), produção física industrial para a indústria da transformação (índice)<sup>16</sup>.

A duração temporal da desocupação e seus determinantes foram estimadas por meio de três modelos: não paramétrico, semiparamétrico e paramétrico. No caso do modelo não paramétrico, quando se leva em conta as observações censuradas, torna-se possível estimar consistentemente a média e a mediana do tempo que o indivíduo permaneceu sob a condição de desocupação. Entretanto, esta classe de modelo não leva em consideração possíveis correlações entre as variáveis de controle disponíveis, assim, a variável resposta é uma variável aleatória real com suporte não-negativo.

No tocante à classe de modelos semiparamétricos, é possível considerar as possíveis correlações entre as variáveis, possibilitando assim a estimação dos efeitos conjuntos de um grupo de covariadas sobre o tempo que o indivíduo permanece desocupado. Para isto, a função de risco é decomposta em um termo comum a todos os indivíduos, tomando como hipótese que os riscos são proporcionais, além de não haver nenhuma hipótese forte a respeito da densidade de probabilidade da variável aleatória.

Por fim, no modelo paramétrico não é considerado que os riscos são proporcionais, uma vez que na prática isto não é verificável. Sendo assim, no caso da classe de modelos paramétricos, assume-se que há uma forma específica para a densidade de probabilidade da variável, sendo considerado na presente pesquisa a especificação log-logística devido a flexibilidade de resultados. Ademais, neste caso, é possível estimar diretamente uma função de risco e sobrevivência devido ao fato de se considerar uma forma específica para a densidade de probabilidade.

Os métodos de estimação supracitados apresentam graus crescentes de especificação das hipóteses e, conseqüentemente, de poder de explicação. Assim, enquanto a estimação não paramétrica é importante para uma análise preliminar dos resultados, a relação das variáveis explicativas sobre a duração da desocupação é captada apenas nos modelos semiparamétrico e paramétrico, os

---

<sup>16</sup> Ressalvamos que os dados citados não se encontravam disponíveis para Salvador e Recife, de modo que foi considerado os dados do Brasil para ambas as regiões metropolitanas, logo, a interpretação quando aos efeitos marginais não poderá ser realizada nessas regiões, sendo possível olhar apenas quanto a inferência e significância dos parâmetros.

quais, por sua vez, diferem na especificação da proporcionalidade ao longo do tempo dos riscos de cada indivíduo. Uma apresentação mais formal dos métodos pode ser conferida no apêndice deste artigo<sup>17</sup>.

Por fim, cada modelo foi estimado separadamente para cada região metropolitana e especificamente para cada ano. Ademais, ressalta-se que esses métodos não descartam as observações com informações censuradas<sup>18</sup>, mas a tratam de forma diferenciada em relação as observações não censuradas.

#### **4. TEMPO DO TEMPO DE DURAÇÃO DA DESOCUPAÇÃO EM MOMENTOS DE CRISE ECONÔMICA**

A estimação dos resultados em contextos distintos de recessão do mercado de trabalho busca verificar se há algum determinante que permanece associado a algum grupo de trabalhadores, de forma a sugerir medidas de políticas públicas específicas.

A probabilidade de duração da desocupação é obtida por meio do estimador de Kaplan-Meier para a função de sobrevivência, que mostra graficamente a relação entre a probabilidade de um indivíduo continuar desocupado em cada instante do tempo. A fim de exemplificar a leitura dos resultados<sup>19</sup>, o gráfico 4 mostra a função de sobrevivência para Recife em 1992. Para esta RM, observa-se que a probabilidade de um desocupado continuar nessa situação depois de três meses é de 75%, e esta probabilidade diminui para 25% após onze meses. Similarmente, a probabilidade de 50% indica a duração média da desocupação –sete meses e meio.

Na comparação entre os anos de crise econômica observamos que a duração média da desocupação foi maior em 1998 para quatro regiões metropolitanas –exceção de Salvador e Recife, que apresentaram maior tempo de duração da desocupação em 1992. Por outro lado, se analisarmos a função de sobrevivência segundo os níveis de probabilidade do tempo de duração da desocu-

---

<sup>17</sup> Por sua vez, a descrição ampla dos modelos pode ser encontrada em Cox e Oakes (1984), Kalbfleisch et al (1980), Greene (1993), Lancaster (1990) e Menezes-Filho e Picchetti (2000).

<sup>18</sup> Para esse estudo, as informações censuradas se referem aos indivíduos que continuaram desocupados ao final das entrevistas da PME no domicílio, de modo que não é possível saber a duração efetiva da desocupação.

<sup>19</sup> Por restrição de espaço o presente artigo não apresenta todos os resultados da estimação não-paramétrica, mas os interessados podem entrar em contato com os autores para ter acesso aos demais gráficos.

pação em cada ano, podemos inferir uma tendência de redução do tempo de duração da desocupação. Sob esse aspecto, as estimativas sugerem que em 2009 houve queda do tempo de duração da desocupação para todas as RMs sob probabilidades elevadas (75% e 50%), mas aumento do tempo médio de duração da desocupação para os indivíduos com baixa probabilidade de conseguir uma ocupação.

Esses resultados indicam dois aspectos que diferenciam a desocupação nas crises econômicas. O primeiro é que nas crises da década de 1990, sobretudo em 1998, o desocupado se deparava com maior dificuldade de obter uma ocupação *vis-à-vis* aquele de 2009; assim, temos indício do efeito acumulado negativo do contexto econômico prévio a 2009 que gera menor probabilidade de encontrar uma ocupação com repercussão sobre a maior duração da desocupação.

O segundo aspecto é que, apesar de a probabilidade de obter emprego ser maior em 2009, aquele que não o consegue permanece mais tempo fora do mercado de trabalho perante o desocupado da década anterior. Este é um indício de que o desocupado de longa duração dispõe de atributos menos adequados para ser contratado e, conseqüentemente, que os melhores qualificados têm maiores chances de conseguir uma ocupação.

Para ampliar a análise de duração da desocupação, apresentamos dois recortes da amostra de desocupado: responsável pela família vs. outro membro da família; e desocupado que busca o reemprego *—já trabalhou anteriormente—* contra aquele que busca o primeiro emprego. O resultado indica que o desocupado responsável pela família e que busca o reemprego apresentam menor probabilidade de continuar na situação de desocupação perante os demais.

Assim como fora observado na amostra completa, a estimativa sob o recorte *chefe de família* demonstra a redução da duração de desocupação sob as probabilidades de 50% e 75%, e aumento acentuado da duração para baixas probabilidades no ano de 2009. Logo, os resultados indicam que o desocupado chefe de família apresenta o mesmo padrão estimado para o total da população desocupada. No recorte do desocupado que busca reemprego *—já trabalhou anteriormente—*, a duração média de desocupação aumenta de 1992 a 1998 no Rio de Janeiro e Porto Alegre, apresenta queda em Recife, Salvador e Belo Horizonte, e em São Paulo manteve-se constante. O ano de 2009 foge a esse padrão. Sob baixa probabilidade de duração de desocupação (25%), o desocupado

em 2009 mostra duração de desocupação muito superior ao desocupado de 1992 e de 1998<sup>20</sup>.

Assim, os recortes segundo posição na família e busca de reemprego corroboram o padrão observado para o total da amostra. Todavia, conforme citado anteriormente, esse método não permite uma compreensão para esse fenômeno, abordagem que será feita na próxima seção.

## 5. DETERMINANTES DA DESOCUPAÇÃO

A análise dos determinantes da desocupação foi realizada mediante dois modelos distintos e complementares: paramétrico e semiparamétrico. Considerando a abundância de resultados estimados no presente estudo, nos concentramos em alguns dados marcantes que salientam as diferenças entre os anos de crise econômica. Assim, o quadro 1 sintetiza as variáveis significativas e seus efeitos sobre a probabilidade de desocupação por meio da estimação semiparamétrica<sup>21</sup>.

Primeiramente, os resultados foram mais homogêneos e consistentes em 1992 e 1998 do que em 2009. Assim, nos dois primeiros anos citados, a variável *anos de estudo* é significativa e com razão de risco menor do que 1 em todas as RMs<sup>22</sup>, com exceção de Recife em 1998. Isso indica que a probabilidade de desocupação aumenta a medida em que os anos de escolaridade aumentam. Esse resultado pode ser reflexo da escassez de oferta de postos de trabalho qualificados, uma vez que o desocupado mais escolarizado não aceita qualquer tipo de ocupação e procura postos de trabalho mais condizente com sua qualificação, logo o tempo de duração da desocupação para esses indivíduos tende a ser maior. Este padrão é confirmado na literatura por Barros, Camargo e Mendonça (1997) que constataram que a duração da desocupação é crescente com o nível educacional. Ademais, vale salientar que as RMs que apresentaram a variável *anos de estudo* significativa foram exatamente aquelas que demonstraram maior elevação no percentual de desocupados qualificados e semiqualifica-

---

<sup>20</sup> O percentual de desocupados qualificados saiu de 5,2% em 1992 para 7,8% em 1998 e 12,8% em 2009.

<sup>21</sup> Não foi estimado o modelo semiparamétrico para Salvador e Rio de Janeiro em 2009 devido ao tamanho reduzido da amostra para aplicação do modelo nessas regiões metropolitanas.

<sup>22</sup> Todas as estatísticas significantes no presente estudo apresentam p-valor inferior a 10%.

dos de um período para outro, além de queda no percentual de desocupados menos qualificados.

A variável *chefe de família* é estatisticamente significativa para as RMs de São Paulo e Porto Alegre, a variável *trabalhou anteriormente –busca de reemprego–* é significativa para a RM de Porto Alegre, e a variável *anos de estudo* é estatisticamente relevante para as RMs de Recife e Porto Alegre. Ou seja, o comportamento dessas variáveis segue o padrão observado anteriormente: ser responsável pela família e buscar reemprego reduz a probabilidade de desocupação, enquanto maior escolaridade e maior experiência aumentam essa probabilidade. A exceção notável para a variável *escolaridade* ocorre em 2009 no Recife, onde o efeito da variável sobre a probabilidade de desocupação é negativa<sup>23</sup>. Estes resultados estão em consonância com estimativas realizadas por Menezes-Filho e Picchetti (2000), Avelino (2001) e Penido et al (2002) para o Brasil, que utilizaram metodologias similares, e com Foley (1997) para a Rússia, e de Roed et al (1999) para a Noruega. Ademais, o desocupado que havia permanecido por mais tempo no último emprego também apresentou maior dificuldade de encontrar um emprego, assim como aquele que era mais velho (exceto Belo Horizonte e São Paulo).

A crise de 2009 revela duas diferenças perante àquelas dos 1990. A distinção ocorre para os determinantes *setor industrial* e *contratados com registro*, que perdem significância nos anos de 1998 e 2009. O desocupado oriundo da indústria de transformação enfrentou maior dificuldade de conseguir uma nova ocupação em 1992 e 1998, período que abrange a reestruturação produtiva na indústria de transformação. Por outro lado, essa variável não foi significativa em 2009, o que indica que, na recente crise, a ocupação anterior do desocupado não influenciou suas chances de reemprego.

A variável *contratado com registro –proxy para mercado de trabalho formal–* aumenta o tempo de desocupação em 1992, e aumenta o tempo de desocupação no ano de 1998 apenas na RM de São Paulo, polo dinâmico da economia brasileira. Esse resultado gera indícios sobre as dificuldades de se obter um emprego formal nessa RM ao fim dos anos 1990, devido aos efeitos negativos acumulados da crise econômica do início dessa década, que se sobrepôs sobre

---

<sup>23</sup> Assim, maior escolaridade representa uma menor probabilidade de desocupação nessa RM na crise de 2009, sendo que, dentre todas as estimações, esse foi o único caso em que o efeito de uma variável sobre a probabilidade de desocupação foi diferente em anos distintos. A mudança do efeito da escolaridade em Recife pode ser reflexo tanto da mudança da composição dos desocupados dessa RM quanto de efeitos distintos sobre os trabalhadores qualificados e não qualificados. Desse modo, um estudo mais aprofundado poderia ser realizado para verificar se, de fato, houve essa mudança no efeito da escolaridade e compreender as suas causas e consequências.

## Determinantes e duração da desocupação no Brasil...

os efeitos da crise do início dos 1980, seguida de um período de estagnação econômica, e da instabilidade econômico-institucional do mercado de trabalho ao longo dos 1990. Fatos esse que incentivaram a contratação informal –contratados sem registro.

Em seguida, as estimações paramétricas apresentam, em média, a mesma distinção dos resultados do modelo semiparamétrico (quadro 2). As estimativas significativas comum aos dois métodos são: *anos de estudo* e *chefe de família*. Vale lembrar que os sinais dos modelos para estas variáveis se complementam, ou seja, o desocupado *chefe de família* que apresentou maior probabilidade de saída da desocupação, também apresenta impacto negativo com relação à duração de desocupação. Por outro lado, o desocupado que apresenta mais anos de escolaridade mostra maior probabilidade de desocupação e, concomitantemente, maior tempo para sair da situação de desocupação. Ademais, as variáveis *empregado com carteira de trabalho assinada –mercado de trabalho formal–* e *meses no último emprego* também afetam positivamente a probabilidade da duração de desocupação, entretanto, com significância distinta a depender da RM<sup>24</sup>.

Considerando as estimações paramétricas nos anos de 1992, 1998 e 2009, é importante verificar algumas distinções entre os resultados. As estimativas referentes ao modelo paramétrico demonstram que o desocupado que trabalhava com registro, apresentou em 1992 e 1998, tempo de saída da condição da desocupação superior (exceção Recife em 1998). No entanto, durante a crise de 2009, sob as mesmas RMs, este efeito não se verificou. Sendo assim, este resultado enfatiza o ajuste que ocorreu no mercado interno em 1992 e 1998, e as condições mais favoráveis do mercado de trabalho em 2009 depois do aquecimento da economia e do aumento do emprego com carteira assinada no mercado de trabalho.

---

<sup>24</sup> No tocante a crise de 2009 destaca-se o efeito positivo da variável trabalhou anteriormente em Porto Alegre, o único resultado dessa natureza no estudo e que indica que naquele momento, a duração da desocupação era menor para os que procuravam o primeiro emprego. Assim como no caso da variável anos de escolaridade em Recife de 2009 na estimação semiparamétrica, o resultado antagônico de ter trabalhado anteriormente para os desocupados de Porto Alegre em 2009 pode estar captando tanto uma mudança estrutural da desocupação nessa RM como um efeito distinto da crise de 2009 sobre os desocupados de Porto Alegre. Novamente, ressaltamos que o presente estudo permite captar essas variações, mas não estimar com precisão o que determina essas diferenças.

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A partir dos resultados estimados podemos inferir algumas conclusões, sobretudo ao focarmos nas variáveis que permanecem significativas em todos os anos estudados e em cada uma das RMs pesquisadas. Primeiramente é clara a importância das características pessoais para a probabilidade da desocupação, principalmente a variável *posição na família* e *anos de estudo*. Essas características respondem ao questionamento prévio da pesquisa que buscava verificar se havia alguma característica nos momentos de recessão que se apresentavam com maior frequência.

Vale ressaltar que, conforme já apresentado, *anos de estudo* demonstrou-se significante para a maioria das RMs, tornando-se necessário, em pesquisas futuras, identificar se houve mudança no percentual de indivíduos não qualificados e qualificados sob a condição de desocupação e, se houve alteração no grau de escolaridade médio destes indivíduos desocupados qualificados e não qualificados. A necessidade em verificar, futuramente, se a mudança ocorreu na composição percentual ou no grau de escolaridade médio pode fornecer indícios a respeito do mercado de trabalho, em períodos de recessão, pois possibilita compreender se o mercado de trabalho apresentou algum tipo de rigidez na contratação de indivíduos qualificados, ou se os indivíduos desocupados e qualificados prefeririam ficar mais tempo nesta condição a espera de melhorias no contexto do mercado de trabalho.

O presente estudo, em relação aos estudos brasileiros, avança ao abranger todas as RMs pesquisadas pela PME e por considerar uma amostra em três anos distintos, mas que se assemelham por serem representativos de momentos de recessão econômica, logo, períodos em que o fenômeno da desocupação tende a se acentuar, padrão esperado segundo a curva de Beveridge. Isto indica que indivíduos à margem do mercado de trabalho e com baixa chance de empregarem-se novamente enfrentam condição de maior exclusão.

Sendo assim, este resultado enfatiza o ajuste econômico e da estrutura produtiva que ocorreu no mercado interno em 1992 e 1998, e as condições mais favoráveis do mercado de trabalho em 2009, depois de um período de aquecimento da economia e do aumento do emprego registrado no mercado de trabalho. Conjuntamente esses resultados indicam tanto mudanças estruturais da composição do mercado de trabalho como a relevância da natureza das crises econômicas, que podem impactar de modo desigual os setores de atividade econômica e, portanto, afetar distintos grupos de trabalhadores, segundo sua qualificação, por exemplo. Esse último aspecto é relevante para a aplicação de políticas públicas de mercado de trabalho que focalizem grupos mais vulneráveis, sobretudo nos programas de intermediação e de qualificação de mão-de-obra.

## Determinantes e duração da desocupação no Brasil...

Por fim, ressaltamos que o presente estudo fornece indícios para que uma análise mais ampla possa ser realizada, considerando outros fatores relevantes como a evolução e as mudanças estruturais do mercado de trabalho, assim como outros aspectos conjunturais e peculiares de cada RM, uma vez que o conjunto de variáveis significativas nas crises de 1992 e 1998 era distinto do conjunto de variáveis na crise de 2009.

**REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

- Amadeo, E. J.; Estevão, M. (1994), *A teoria econômica do desemprego*, Hucitec, São Paulo.
- Avelino, R. R. G. (2001), "Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo", *Texto para Discussão 11*, USP/IPE, São Paulo.
- Averbug, A.; Giambiagi, F. (2000), "A crise brasileira de 1998/1999: origens e conseqüências", *Texto para Discussão 77*, BNDES, Rio de Janeiro.
- Baltar, P.E. de A. (1996), "Estagnação da economia, abertura e crise do emprego urbano no Brasil", *Economia e Sociedade*, 6, Campinas.
- Barros, R. P.; Camargo, J. M.; Mendonça, R. (1997), "A estrutura da desocupação no Brasil", *Texto para Discussão*, 478, IPEA, Rio de Janeiro.
- Bivar, W. S. B. (1993), *Aspectos da estrutura do desemprego no Brasil: composição por sexo e duração*, BNDES, Rio de Janeiro.
- Blanchard, O.; Diamond, P. (1989), "The Beveridge curve", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, Massachusetts.
- Cacciamali, M. C.; Tatei, F. (2010), "Crise econômica mundial: mudanças nas características do desemprego no mercado de trabalho brasileiro?", Amilton Moretto; José Dari Krein; Marcio Pochmann; Júnior Macambira (Org.), *Economia, Desenvolvimento Regional e Mercado de Trabalho do Brasil*, IDT/ BNB/CESIT, 53-77, Fortaleza.
- Chahad, J. P. Z. (1998), "Estabilização e desemprego em tempo de mudança: realidade e desafios no caso brasileiro", *Revista Indicadores Econômicos FEE*, Vol. 26, 2, Porto Alegre.
- Corseuil, C. H. L. (1994), "Desemprego: aspectos teóricos e o caso brasileiro", *Série Seminários*, 4/94, IPEA, abr, Rio de Janeiro.
- Cox, D. R.; Oakes, D. (1984), *Analysis of Survival Data*, London, Chapman & Hall.

- Dedecca, C.S. (1998), "O desemprego e seu diagnóstico hoje no Brasil", *Revista de Economia Política*, 18(1).
- Flori, P. M. (2003), *Desemprego de jovens: um estudo sobre a dinâmica do mercado de trabalho juvenil brasileiro*, Dissertação (Mestrado em Economia), Departamento de Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo.
- Foley, M. C. (1997), "Determinants of unemployment duration in Russia", *Discussion Paper No. 779*, Economic Growth Center, Yale University.
- Greene, W. (2012), *Econometric analysis*, Prentice Hall, Boston.
- Kalbfleisch, J. D.; Prentice, R.L. (1980), *The statistical analysis of failure time data*, New York, Wiley.
- Lancaster, T. (1979), "Econometric methods for the duration of unemployment", *Econometrica*, V. 27, 4, July.
- (1990), *The econometric analysis of transition data*, Cambridge University Press.
- Menezes-Filho, N.; Picchetti, P. (2000), "Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Vol. 30, 1, Rio de Janeiro.
- Montagner, P. (1997), "A desemprego e suas faces", *Caderno PUC Economia*, EDUC, 7, São Paulo.
- Nickell, S. (1979), "Estimating the probability of leaving unemployment", *Econometrica*, Vol. 47, 5, sept.
- Nunziata, L.; Ochel, W. (2005), "Unemployment in the OECD since the 1960s. What do we know?" *The Economic Journal*, 115(500), London.
- Oreiro, J. L. (1997), "Flexibilidade salarial, equilíbrio com desemprego e desemprego de desequilíbrio", *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 51, 3, São Paulo.
- Penido, M. R. J.; Machado, A. F. (2002), "Desemprego: evidência da duração no Brasil metropolitano", *Texto para discussão*, 176, Cedeplar, Belo Horizonte.
- Portugal, M. S.; Madalozzo, R. C. (2000), "Um modelo de NAIRU para o Brasil", *Revista de Economia Política*, V. 20, 4.
- Ribas, R. P.; Soares, S. S. D. (2008), "Sobre o painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE", *Texto para Discussão No. 1348*, IPEA, Rio de Janeiro.

Roed, K.; Zhang, T. (1999), "What hides behind the rate of unemployment?: micro evidence from Norway", *Memorandum of Oslo University*, Department of Economics, 7.

Rosenthal, E. D.; Vianna, M. C. S. (1994), "Desemprego: uma abordagem conceitual", *Texto para Discussão*, 70, IBGE, Rio de Janeiro.

Scandiuzzi, J.C.; Gonzaga, G. (2001), "Choques de demanda agregada ou de realocação? Identificação com base na curva de Beveridge e no efeito colchão", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 31(3), São Paulo.

Shimer, R. (2005), "The cyclical behavior of equilibrium unemployment and vacancies", *The American Economic Review*, 95(1), Massachusetts.

#### APÊNDICE A

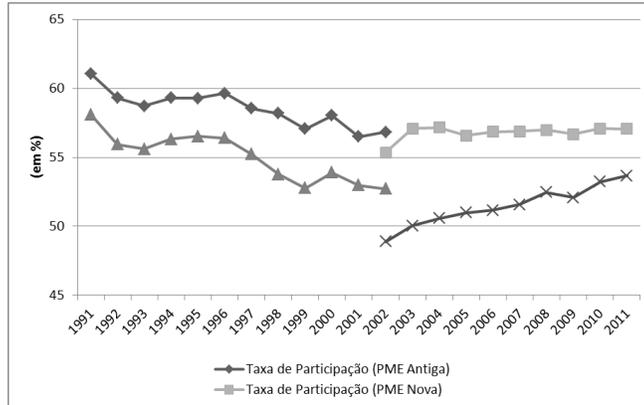
Tabela 1. Número de indivíduos da amostra, por região metropolitana e ano

Anos	Recife	Salvador	Belo Horizonte	Rio de Janeiro	São Paulo	Porto Alegre
1992	450	258	378	360	544	370
1994	282	327	345	424	587	291
1996	450	274	380	399	653	454
1998	348	299	488	534	718	589
2000	332	356	586	545	709	574
2004	171	472	387	533	658	236
2007	167	504	308	486	526	261
2009	69	348	234	324	609	178
2010	74	429	208	306	364	148

Fonte: PME, F.IBGE. Elaboração dos autores.

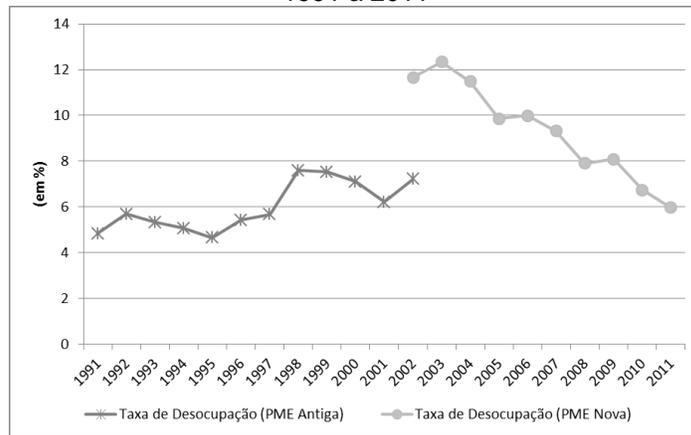
Obs.: Dados em negrito representam anos considerados no estudo.

Gráfico 1. Taxa de Participação e de Ocupação. Brasil. Regiões Metropolitanas. 1991 a 2011



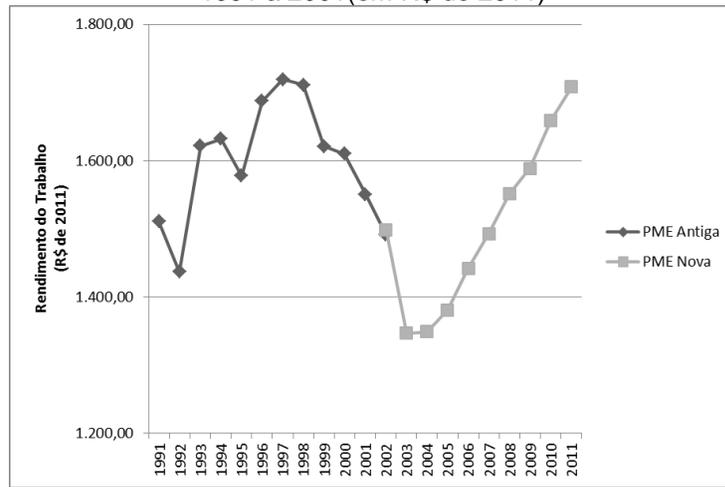
Fonte: PME, F.IBGE. Elaboração dos autores.

Gráfico 2. Taxa de Desocupação. Brasil. Regiões Metropolitanas. 1991 a 2011



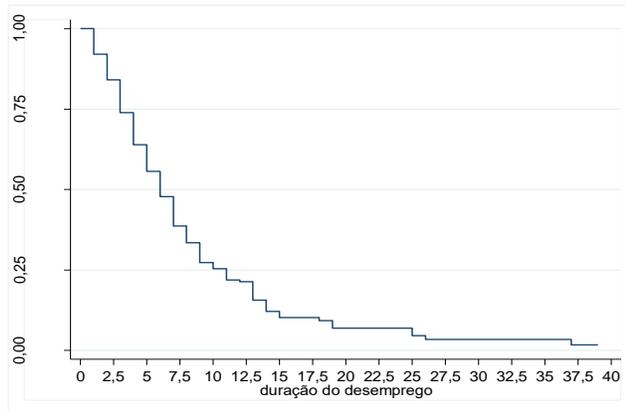
Fonte: PME, F.IBGE. Elaboração dos autores.

Gráfico 3. Evolução da renda do trabalho. Brasil. Regiões Metropolitanas. 1991 a 2001(em R\$ de 2011)



Fonte: PME, F.IBGE. Elaboração dos autores.

Gráfico 4. Função de Sobrevivência (estimador de Kaplan-Meier). Recife 1992. (meses)



Fonte: PME, F.IBGE. Elaboração dos autores.

Quadro 1. Determinantes da desocupação sob a estimação do modelo semiparamétrico

Variáveis significativas na estimação semi paramétrica*	Recife			Salvador			Belo Horizonte			Rio de Janeiro			São Paulo			Porto Alegre		
	92	98	09	92	98	09	92	98	09	92	98	09	92	98	09	92	98	09
Chefe da família	-	-		-			-	-		-	-		-	-		-	-	
Anos de estudo	+		-	+	+		+	+		+	+		+	+		+	+	
Idade		+		+						+								+
Trabalhou anteriormente	-	-		-			-				+							-
Meses no último emprego	+				+		+				+	+	+			+		
Demitido			-		+								-					+
Contrato com registro	+			+			+			+		+	+			+		
Setor industrial	+									+								
Salário				-			+						+					
Vendas reais da indústria							+			+					-			

\* O quadro indica o efeito que cada variável significativa tem sobre a probabilidade de desocupação, sendo que (+) indica que a variável aumenta a probabilidade e para (-) o efeito é inverso. Vale ressaltar que as variáveis que não apresentam marcação no quadro acima não se apresentaram estatisticamente significantes a 5% (nível de significância adotado).

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

Quadro 2. Síntese dos resultados da estimação do modelo paramétrico

Variáveis significativas na estimação paramétrica*	Recife			Salvador			Belo Horizonte			Rio de Janeiro			São Paulo			Porto Alegre		
	92	98	09	92	98	09	92	98	09	92	98	09	92	98	09	92	98	09
Chefe	-	-		-			-	-		-	-		-	-		-	-	
Anos de estudo	+		-	+	+		+	+		+	+		+	+		+	+	
Idade		+		+						+								+
Trabalhou anteriormente	-	-					-	-	-				-	-	-	-	-	+
meses no último emprego	+										+	+	+			+		
Demitido			-	+	+								-					-
Formal				+	+		+			+		+	+		+	+		
Setor industrial		+											+					
Horas na semana										-								
Salário					-	+				-								
Vendas reais da Indústria							+			+					-			
Nível de emprego							+			+						-		

\* O quadro indica o efeito que cada variável significativa tem sobre o tempo de duração da desocupação, sendo que (+) indica que a variável aumenta a duração e para (-) o efeito é inverso.

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

**APÊNDICE B***Caso não paramétrico*

Considerando  $t$  a duração de transição de uma situação de atividade para outra, o objetivo será calcular a *função de risco* e a *função de sobrevivência*. A *função de risco* fornecerá a probabilidade condicional em cada instante de tempo, ou seja, a probabilidade da desocupação acabar num dado período, dado que a desocupação ocorreu até aquele instante de tempo. Logo, a função de risco pode ser definida como:

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

Onde,  $h(t)$  é a *função de risco*,  $t$  é uma variável aleatória denominada tempo de duração,  $f(t)$  é a densidade de probabilidade da variável aleatória duração, e  $F(t)$  é a distribuição acumulada. Por sua vez, a função de sobrevivência [ $S(t)$ ] tem a seguinte relação matemática com a função de risco:

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (2)$$

O cálculo da *função de sobrevivência* depende do método a ser estimado. No caso do modelo não paramétrico o método aplicado é o de Kaplan-Meier. Assim, considerando que:

$t_1 < t_2 < \dots < t_k$ , onde  $k$  são os tempos independentes e identicamente distribuídos pela ocorrência da “falha”;

$d_j$  é o número de falhas em  $t_j$ ,  $j = 1, \dots, k$ ; e

$n_j$  é o número de indivíduos sob risco em  $t_j$ , isto é, os indivíduos que não falharam e não foram censurados até o instante anterior a  $t_j$ .

O estimador de Kaplan Meier é dado por:

$$\hat{S}_{KM}(t) = \left( \frac{n_1 - d_1}{n_1} \right) \cdot \left( \frac{n_2 - d_2}{n_2} \right) \dots \left( \frac{n_k - d_k}{n_k} \right) \quad (3)$$

E será calculado separadamente para os seguintes grupos de desocupados: responsável pela família (chefe de família) ou não responsável, indivíduos que já trabalharam e indivíduos que procuram o primeiro emprego. Ressalva-se que devido as informações censuradas, a curva de Kaplan-Meier não atinge o valor zero, logo, gera viés no cálculo do tempo médio de desocupação. Assim, diversas modelagens paramétricas foram propostas com o objetivo de obter estimações mais precisas, das quais destacamos duas.

#### Caso semiparamétrico

Além do tratamento das informações censuradas, a principal vantagem do modelo semiparamétrico ante o não paramétrico é a possibilidade de se analisar o efeito conjunto de um grupo de variáveis covariadas sob a probabilidade de duração da desocupação, controlando-se, assim, a heterogeneidade dentro de cada grupo analisado. A *função de risco* passa a ser definida como:

$$h(t | X) = h_0(t) \exp(b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_k X_k) \quad (4)$$

Onde  $X$  representa o vetor de variáveis que afetam a probabilidade de sair da condição de desocupação. O primeiro componente dessa função não é especificado, pois se trata de uma função não negativa do tempo quando  $X = 0$ , de modo que  $h(t) = h_0(t)$ , ou seja, é um termo comum para todos os indivíduos da amostra. Assim, este modelo é considerado semiparamétrico porque apenas o segundo componente da função – os efeitos das covariáveis – é tratado de forma paramétrica.

Tal especificação é conhecida como modelo de Cox ou de “*riscos proporcionais*”, pois considera os riscos individuais como uma proporção do risco comum. Vale notar que a única hipótese necessária neste caso é a consideração dos riscos proporcionais, ou seja, não se faz nenhuma suposição forte a respeito da especificação de (4), de modo que é possível estimá-la pelo método de máxima-verossimilhança parcial, dado por:

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n \left[ \frac{\exp(X_i' \beta)}{\sum_{j \in R(t_i)} \exp(X_j' \beta)} \right]^{\delta_i} \quad (5)$$

A limitação desse modelo é que, na realidade, os riscos não são necessariamente proporcionais, conforme sugerido por Bivar (1993). Isso nos leva para uma terceira categoria de estimação apresentada a seguir.

*Caso paramétrico*

Em comparação aos anteriores, este modelo assume uma configuração específica para a *função risco*, entretanto, não assume que os riscos são proporcionais. A especificação assumida para este trabalho para a *função risco* é a log-logística. A vantagem dessa escolha é que permite a análise da duração condicional da desocupação sob três formas: constante, crescente, e decrescente com o tempo. Outra vantagem do modelo paramétrico está em poder estimar diretamente as *funções de risco e de sobrevivência*.

Os testes de especificação dos modelos de duração são calculados por meio da variável aleatória construída  $Z$  integrada à *função de risco* de  $(0, T)$ , cuja a distribuição é uma exponencial com média igual a 1, como descrito abaixo:

$$Z = \int_0^T \lambda(s; x) ds \quad (6)$$

$$E(Z) = 1$$

Sendo assim, a especificação do modelo paramétrico pode ser testada de maneira ampla, pois a *função de risco* é determinada por uma distribuição exponencial. Dessa forma temos:

$$\int_0^Z \lambda(s; x) ds = \lambda Z \quad (7)$$

O cálculo da função de risco integrada para cada observação por meio do modelo paramétrico produz valor unitário, sendo capaz de prever a possibilidade de saída da desocupação considerando as características pessoais de cada indivíduo. Neste caso, as características individuais consideradas são as mesmas daquelas no modelo semiparamétrico. Uma vez calculada a equação (7), os resíduos serão estimados e padronizados a fim de comparar a distribuição empírica dos resíduos com a teórica.