

# DURAÇÃO E TAXA DE SAÍDA DO DESEMPREGO: EVIDÊNCIAS DE AUSÊNCIA DE DEPENDÊNCIA NA DURAÇÃO PARA AS REGIÕES METROPOLITANAS DO BRASIL (1984-2000)

Ana Luísa Abras  
University of Maryland

Fabiana de Felício  
ESAF-MF

## Resumo:

A proporção de desempregados de longo prazo (seis meses ou mais) nas seis maiores RMs brasileiras cresceu cerca de 72% entre os anos de 1986 e 2000, enquanto a duração média do desemprego aumentou 43% para o mesmo período. Essa informação preocupante motiva o objetivo neste trabalho: estudar a relação entre a **probabilidade de saída** do desemprego e a **duração** ou permanência neste estado. Estudos anteriores para o Brasil encontram uma relação negativa entre aquelas duas variáveis, sendo a razão atribuída à existência de uma dependência negativa na duração do desemprego. Procuramos responder a seguir em que medida tal relação se deve à heterogeneidade do grupo de desempregados e em que medida existe também um efeito verdadeiro do tempo no desemprego sobre o risco de saída, questão esta relevante para a definição de políticas de combate ao desemprego e de amparo ao trabalhador. Para tanto, utilizamos o teste de checagem proposto por Jackman e Layard (1991) aplicado aos dados da PME (1984 a 2000). Este teste analisa o impacto da variação da duração média do desemprego ao longo dos anos sobre a probabilidade de saída do desemprego em diferentes classes de duração, separando o efeito da heterogeneidade de características da dependência genuína. Os resultados encontrados contrariam os obtidos em estudos anteriores para o Brasil já que atribuem a queda da probabilidade de saída do desemprego conforme aumenta a duração do mesmo à heterogeneidade dos indivíduos, em características observáveis e não-observáveis, e não à dependência do desemprego na duração. No entanto, eles vão ao encontro das evidências encontradas para países desenvolvidos à exceção da Inglaterra.

**Palavras-Chave:** Desemprego; Duração do desemprego; Dependência na duração.

## Abstract:

The proportion of long-term unemployed (6 or more months) in the six major metropolitan areas in Brazil has grown 72% between 1986 and 2000. At the same time, the average duration of unemployment has risen 43% for the same period. This worrisome information motivates our purpose in this work: study the relation between exit probabilities and unemployment duration. Former studies for Brazil have found a negative relation between those two variables, considered the effect of the existence of a negative unemployment duration dependence. We try to respond below to what extent this is due to the heterogeneity of the unemployment group and to what extent to a true effect of duration dependence, being that question most relevant for policy-oriented decisions. In order to evaluate this matter, we use the eyeball test proposed in Jackman and Layard (1991) applied to PME data (1984 to 2000). This test analyzes the impact of the average duration variation along the years on the probability of leaving unemployment for different duration classes, separating the effect of heterogeneity from genuine duration dependence. The results contradict former studies for Brazil since we consider that the fall in exit probabilities raises with unemployment duration due to the effect of heterogeneity of unemployed in observed and unobserved characteristics and not to unemployment negative duration dependence. Nevertheless, our findings are in accordance with studies for developed economies, with exception for England.

**Keywords:** Unemployment; Unemployment Duration; Duration Dependence.

**JEL:** J64.

## 1. Introdução

A taxa de desemprego no Brasil vem apresentando elevação continuada de cerca de meio ponto percentual ao ano desde a metade dos anos 80. O que a princípio parecia um nível de desemprego controlado ganhou dimensão preocupante, uma vez que cerca de 11% da população economicamente ativa (PEA) foi atingida no início desta década. O estudo da dinâmica do desemprego se tornou, então, uma questão relevante no Brasil e é nessa linha que se insere este estudo.

As características, causas e conseqüências do DLP são bastante debatidas na literatura para o mercado de trabalho europeu, no entanto, foram pouco estudadas para países em desenvolvimento, para os quais o fenômeno é ainda recente. Pretende-se aqui, investigar este fenômeno que cresceu em importância ao longo dos últimos vinte anos.

Desde a Grande Depressão, o DLP é um fator preocupante na Europa e nos EUA: dados para a década de 30 mostravam que aproximadamente um terço dos homens desempregados nos EUA e um quarto no Reino Unido permaneciam nesta situação por mais de 12 meses (Machin e Manning, 1998). Um recrudescimento deste fenômeno pôde ser observado na década de 90: em 1995 diversos países apresentavam uma proporção de desempregados de longo prazo (mais de seis meses de duração) entre 60 e 80% do total de desempregados, entre eles Alemanha (65.4%), França (68.9%), Espanha (72.2%) e Itália (79.4%).

Entre as possíveis causas do DLP estão o estigma que atinge o desempregado, que seria crescente com o tempo de desemprego, os programas de seguro-desemprego, que elevariam o tempo de busca dependendo da benevolência do programa, e a baixa oferta de emprego.<sup>1</sup>

No Brasil essa questão começa a despertar atenções na última década, pois apesar da baixa incidência, relativamente aos indicadores para países europeus, o DLP cresce consistentemente. No ano de 2000 33% dos desempregados encontravam-se nessa condição há mais de seis meses sendo quase a metade destes desempregados a

---

<sup>1</sup> Para alguns segmentos do mercado de trabalho podem prevalecer um ou mais dos aspectos relacionados à taxa de desemprego, à duração do mesmo e à probabilidade de ficar desempregado. Uma análise detalhada sobre essas diferenças pode ser encontrada em Barros, Camargo e Mendonça (1997) e Fernandes e Pichetti (1999).

mais de um ano, o que pode ter importantes conseqüências sociais e para o mercado de trabalho.

A longa duração do desemprego tem um forte impacto negativo sobre a renda corrente das famílias atingidas e possivelmente sobre a renda futura dos indivíduos, elevando a pobreza e a desigualdade de renda<sup>2</sup>. Do ponto de vista macroeconômico, a alta incidência de DLP tende a agravar a situação do mercado de trabalho, diminuindo a pressão salarial que o grupo de desempregados consegue exercer (Shapiro e Stiglitz, 1984).

O entendimento dos fluxos de entrada e saída do desemprego é importante para a definição de políticas de combate ao desemprego e de amparo ao trabalhador. Neste estudo investigamos o comportamento da taxa de saída do desemprego.

A literatura econômica que trata do DLP aponta a existência de uma relação negativa entre o tempo no desemprego e a probabilidade de sair do desemprego (taxa de risco). O que se questiona, no entanto, é se essa relação reflete apenas a heterogeneidade de características dos indivíduos, que seriam desfavoráveis no caso de desempregados de longo prazo, ou se existe uma verdadeira dependência na duração, ou seja, a taxa de risco decrescente seria determinada pelo fato de os desempregados de longo prazo sofrerem efeitos negativos relacionados à depreciação do capital humano e/ou às suas condições físicas e mentais que levariam a uma redução das oportunidades no mercado de trabalho.

Caso a heterogeneidade de características se mostre um fator relevante, fazedores de política devem se concentrar nos grupos que apresentam características desfavoráveis. Se, no entanto, tivermos dependência negativa na duração, as políticas devem ser direcionadas no sentido de evitar que os indivíduos entrem no DLP.

A literatura internacional fornece resultados contraditórios sobre qual efeito deve prevalecer<sup>3</sup>. Duas dificuldades na identificação dos efeitos são geralmente levantadas: separar as formas de saída do desemprego – a recolocação no emprego anterior do re-

---

<sup>2</sup> Menezes-Filho (2004), seguindo os empregados formais da Região Metropolitana de São Paulo através dos microdados da RAIS, conclui que cinco anos após perder o emprego, a queda na renda, em média, é de 20%. A mesma queda da renda foi observada por Fernandes e Felício (2005), um ano após a perda do emprego, avaliando os dados para homens casados das regiões metropolitanas amostradas na PME.

<sup>3</sup> Ver Van den Berg e Van Ours (1997 e 1998) e Machin e Manning (1998).

emprego em um novo empregador, caso que não se aplica ao mercado de trabalho brasileiro, e controlar a heterogeneidade de características não observadas.

Diversos estudos têm apontado que, em muitos casos, o controle de não observáveis deixa poucos indícios da existência de dependência na duração, entre eles, Van de Berg e Van Ours (1996), Machin e Manning (1998) e Cockx e Dejemeppe (2004). No entanto, essa relação parece variar entre os países. Para uma amostra de homens desempregados do Reino Unido, no período de 1969 a 1988, Jackman e Layard (1991), usando a metodologia que apresentaremos adiante para correção da heterogeneidade não observada dos dados, encontram dependência negativa na duração. Os autores relacionam este resultado com a diminuição do número de vagas ofertadas por desempregado e um aumento da proporção de desempregados de longo prazo que sofreriam com o estigma e desmoralização decorrente desta situação.

Trabalhos anteriores avaliando a duração do desemprego no caso brasileiro encontram resultados que indicam a existência de dependência na duração. Menezes-Filho e Picchetti (2000) estudam a Região Metropolitana de São Paulo, PME de 1997, e utilizando o estimador de Kaplan-Meier encontram uma média da duração completa do desemprego de 6.64 meses. Na especificação paramétrica foi encontrado um pico na probabilidade de saída do desemprego no sexto mês.

Penido e Machado (2002) e Avelino (2000) estendem o estudo, respectivamente, para as seis RMs pesquisadas pela PME e para o período de 1984-1997, e encontram resultados semelhantes.

Tais estudos, no entanto, não conseguem separar o efeito da heterogeneidade de características não observadas do efeito da dependência na duração, deixando em aberto a questão.

Em Fernandes e Chahad (2002) e Flori e Fernandes (2003), porém, os autores sustentam seus resultados sobre a hipótese de que a dependência no estado é pouco importante na explicação das probabilidades de transição no mercado de trabalho, inclusive na probabilidade de sair do desemprego. O bom ajustamento aos dados obtido nos dois trabalhos favorece o argumento de que a probabilidade de sair do desemprego decresce com o tempo devido às diferenças das características não observadas dos desempregados de longo prazo.

Para uma adequada avaliação da questão é preciso utilizar uma técnica que

controle o efeito das características observáveis e não observáveis. Se não levarmos em conta a *heterogeneidade não observada* dos indivíduos na amostra, teremos um erro de interpretação dos resultados devido a um viés para baixo nas estimativas de dependência na duração, uma vez que os indivíduos com melhores características tendem a sair da amostra de desempregados primeiro (Kiefer, 1988). Assim, a proporção daqueles diminui com o tempo, sendo o resultado um declínio temporal na função risco para o grupo como um todo.

A contribuição deste trabalho para o entendimento dos efeitos do DLP no Brasil reside na consideração e distinção dos efeitos de heterogeneidade de características e de dependência na duração. Para respondermos acerca da existência ou não de dependência do desemprego na duração utilizaremos o teste de checagem (*eyeball check*) proposto por Jackman e Layard (1991) que avalia o impacto do aumento da duração média do desemprego ao longo dos anos sobre a probabilidade de diferentes classes de duração.

Por meio deste teste é possível neutralizar o efeito da heterogeneidade de características observáveis e não observáveis e contornar o problema recorrente na literatura de escolher a forma funcional e distribuição necessárias para uma especificação paramétrica do problema.

Os resultados encontrados contrariam os obtidos em estudos anteriores para o Brasil atribuindo a relação negativa entre o tempo no desemprego e o risco de saída do mesmo à heterogeneidade de características dos indivíduos.

O presente trabalho está dividido em três seções, além desta. Na seção 2 apresentamos dados sobre a incidência do DLP no Brasil e uma comparação com os dados internacionais. Na seção 3, estão o método, os dados utilizados e a análise dos resultados. A seção 4 traz as considerações finais.

## **2. Incidência e Evolução do Desemprego de Longo Prazo (DLP)**

Avaliando os dados para o Brasil<sup>4</sup>, observa-se uma elevação de oito pontos percentuais na taxa de desemprego entre os anos de 1986 (2.74%) e 1998 (10.83%), ou seja, em pouco mais de uma década o nível de desemprego triplicou na média para o

país. Neste estudo nos ateremos aos dados para as seis maiores regiões metropolitanas brasileiras, para as quais se observa um movimento menos acentuado da taxa de desemprego em que o desemprego dobrou, para o mesmo período (Tabela 1).

**Tabela 1. Evolução da Taxa e da Duração Média do Desemprego nas Áreas Metropolitanas**

Ano	Taxa de desemprego	DLP – 6 meses ou mais	DLP – 12 meses ou mais	Duração média do desemprego	Probabilidade de ficar desempregado
1984	7.69	22.71	8.34	4.06	2.41
1986	3.91	19.30	7.33	3.64	1.42
1988	4.39	18.49	4.89	3.66	1.56
1990	4.66	17.64	4.57	3.61	1.76
1992	6.24	25.83	7.72	4.58	1.83
1994	5.44	27.62	9.27	4.61	1.73
1996	5.86	28.55	9.77	4.74	1.97
1998	7.84	33.73	12.76	5.26	2.44
2000	7.72	33.28	13.04	5.20	2.37

FONTE: PME

A taxa de desemprego é o indicador mais comum, porém apresenta apenas uma das dimensões do impacto social do desemprego. Para uma medida da intensidade com que o desemprego atinge a população podemos observar, na Tabela 1, o tempo médio de desemprego<sup>5</sup> e a proporção de pessoas classificadas como desempregados de longo prazo (seis ou doze meses). Já a probabilidade de ficar desempregado (última coluna da Tabela 1) é uma medida da extensão em que se atinge a população observada.<sup>6</sup>

**Tabela 2. Desempregados de longo prazo – 1995**

País	% desempregados por mais de 6 meses	% desempregados por mais de 12 meses	Taxa de desemprego
Portugal	62	49	7,1
Espanha	72	57	22,7
Reino Unido	61	44	8,7
Holanda	74	43	6,5
França	69	46	11,6
Irlanda	78	63	12,9
Itália	79	63	12,2
Finlândia	47	32	17,2

FONTE: Machin e Manning (1998)

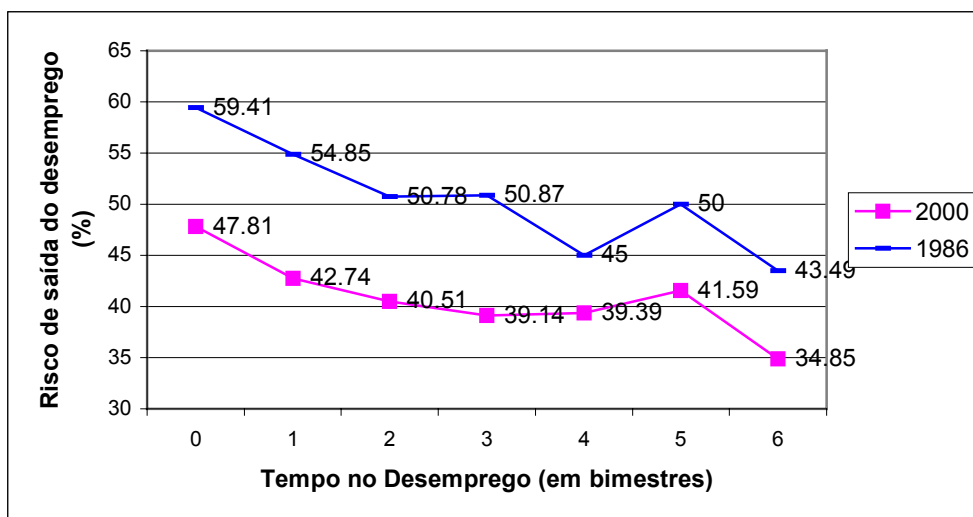
Conhecer a frequência com que o desemprego atinge diferentes grupo da população e em qual intensidade eles são atingidos é importante para a definição dos

<sup>4</sup> Dados tabulados à partir da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios-IBGE).

<sup>5</sup> A duração de desemprego apresentada aqui refere-se a duração incompleta, ou seja, a média do tempo no desemprego declarado pelas pessoas que estão desempregadas.

objetos de políticas de combate ao desemprego e amparo ao trabalhador. No caso do DLP, essas medidas devem se adequar de forma a atingir os determinantes da extensão do tempo no desemprego.

O DLP foi pouco estudado no Brasil possivelmente porque atingia uma pequena parcela daqueles que ficavam desempregados especialmente quando comparado aos índices de países europeus (ver Tabela 2), no entanto sua participação é crescente como se pode observar pela evolução dos indicadores da Tabela 1. Entre 1986 e 2000 a proporção dos desempregados que estavam naquela condição há mais de 6 meses foi de 19.30% para 33.28% e a proporção de DLP de 12 meses ou mais passou de 7.33% para 13.04%.



**Gráfico 1. O risco de saída do desemprego em relação ao tempo no desemprego**

É interessante notar que tanto em períodos de baixa quanto de alta duração média do desemprego o risco de saída do desemprego tem relação negativa com o tempo no desemprego, caindo cerca de 26% em ambos os períodos, quando comparamos os desempregados há menos de 2 meses com os desempregados há um ano ou mais.

Observando o Gráfico 1 temos indícios de que classes de baixa e de alta duração apresentam mudanças semelhantes quando o nível médio da duração varia cerca de 40% (3,64 meses no ano de 1986 e 5,20 meses em 2000). Essa interpretação, juntamente com a elevação continuada da proporção de DLP, motivam uma nova investigação sobre a

---

<sup>6</sup> Sobre as dimensões do desemprego, ver Barros, Camargo e Mendonça (1997).

existência de dependência do desemprego na duração.

### 3 . Metodologia

Dentro da literatura sobre dependência na duração, encontramos duas vertentes: os trabalhos que buscam identificar a verdadeira dependência (geralmente estimando modelos paramétricos) e aqueles, cujo objetivo, mais modesto, é avaliar se os dados observados são consistentes com uma hipótese de ausência de dependência - heterogeneidade pura. Estes últimos apresentam testes de checagem que se baseiam em alguns aspectos simples dos dados sem a utilização de testes formais. Usaremos neste trabalho o teste de checagem proposto em Jackman e Layard (1991) para diferenciar os efeitos da dependência na duração e da heterogeneidade na probabilidade de saída do desemprego.

Na ausência de dependência na duração<sup>7</sup>, podemos escrever a taxa de saída do desemprego de um indivíduo  $i$  como uma função multiplicativa de dois elementos: suas características  $\theta_i$  que determinam o grau de efetividade da procura por trabalho  $c_i$  e uma função  $g$  (...) com retornos constantes de escala que varia com a efetividade, o número de ofertas ou vagas,  $V$ , e o número de pessoas que efetivamente buscam trabalho, ou o grupo de desempregados  $U$ . A efetividade também pode ser influenciada pela experiência de desemprego, captada pela duração incompleta do desemprego do indivíduo  $i$ ,  $d_i$ .

Procuraremos testar para dependência no estado, ou seja, se  $d_i$  afeta  $c_i$ . O argumento se baseia na comparação de estados estacionários e, portanto, desconsidera as flutuações cíclicas que afetam a taxa de entrada no desemprego. A distribuição das características  $\theta_i$  entre aqueles que entram no desemprego é dada por uma função de densidade estável  $f(\theta_i)$ , sendo que o valor médio de  $c_i$  para os indivíduos que entram no desemprego a cada instante permanece constante. Tomemos  $c^*$  como a média de  $c_i$  para os desempregados e  $c_N^*$  a efetividade média dos ingressantes.

Denotamos a taxa de saída para os ingressantes no desemprego por:

---

<sup>7</sup> Para maiores detalhes, ver Anexo I.



$$\left(\frac{A}{U}\right)_N = E(c_i)g\left(\frac{V}{cU}, 1\right) \quad (1)$$

Da mesma forma, temos que  $(A/U)$  fornece a taxa total de saída do desemprego:

$$\frac{A}{U} = \left[E\left(\frac{1}{c_i}\right)\right]^{-1} g\left(\frac{V}{cU}, 1\right) \quad (2)$$

Sob heterogeneidade pura, a taxa agregada de saída se move na mesma proporção que a taxa de saída dos ingressantes no desemprego, quando comparamos estados estacionários. A razão das duas taxas é:

$$\frac{A/U}{(A/U)_N} = \frac{\left[E\left(\frac{1}{c_i}\right)\right]^{-1}}{E(c_i)} \quad (4)$$

sendo independente das circunstâncias econômicas,  $g$ .

O teste que usaremos se baseia nesta razão, isto é, sob a hipótese de heterogeneidade pura, aquela permanece constante ao longo do tempo.<sup>8</sup> Esse *eyeball check* é capaz de detectar a dependência no estado e, segundo van den Berg e van Ours (1996), identifica-se também através dele a direção (positiva ou negativa) da mudança na probabilidade de saída ao longo da duração do desemprego.

Se não tivermos a razão das duas taxas constante, os dados serão inconsistentes com a hipótese de heterogeneidade pura. Para racionalizar este fato, precisaríamos assumir alguma dependência na duração:  $d_i$  afeta (negativamente)  $c_i$ . A efetividade média para os ingressantes no desemprego continua constante, no entanto, a estrutura da duração agora afeta a qualidade média do estoque de desempregados. Se a distribuição das durações se mover em direção a durações maiores,  $c^*$  deve cair, assim como a razão  $(A/U)/(A/U)_N$ .

### 3. 1. Descrição dos dados e o Índice Jackman-Layard

Seguindo van den Berg e van Ours (1996), utilizamos duas medidas de tempo: a

---

<sup>8</sup> Possíveis críticas ao modelo residem na hipótese assumida de comparações de estados-estacionários e na imposição de uma relação multiplicativa na especificação das taxas de entrada e saída do desemprego (Machin e Manning-1998).

variável  $t$ , que denota a duração do desemprego medida a partir do momento em que o indivíduo se torna desempregado, e a variável  $\mathcal{T}$ , que denota tempo de calendário e tem sua origem em algum instante passado. Se o indivíduo não sai do desemprego quando está a  $t$  período(s) nesse estado no tempo  $\mathcal{T}$ , então ele será desempregado por  $t+1$  períodos no tempo de calendário  $\mathcal{T}+1$ . A princípio, dados agregados nos dão o número de indivíduos que estão desempregados por  $t$  períodos de tempo ( $t = 0, 1, 2, \dots$ ) no tempo de calendário  $\mathcal{T}$  e  $\mathcal{T}+1$ .

Comparando o número de indivíduos desempregados por  $t$  períodos em  $\mathcal{T}$  com o número de desempregados por  $t+1$  em  $\mathcal{T}+1$ , observamos a probabilidade de saída do desemprego no tempo de calendário  $\mathcal{T}$  para a duração  $t$ . Assim, temos a probabilidade com que um indivíduo deixa o desemprego condicional a estar desempregado por  $t$  períodos, quando o tempo de calendário é igual a  $\mathcal{T}$ , para diferentes classes de duração e tempos de calendário.

É importante notar que, como estamos utilizando dados agregados por classes de duração e supondo constante a composição do grupo ao longo do tempo, sob o critério das características dos indivíduos ingressantes no desemprego, este procedimento equivale ao controle das características *observáveis e não observáveis*.

### 3.1.1. Os Dados

Para calcularmos o índice como apresentado em Jackman e Layard (1991), utilizamos os dados da PME – Pesquisa Mensal de Emprego, realizada pelo IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, entre 1984 e 2000. A PME consiste de um painel em que os indivíduos são entrevistados durante quatro meses consecutivos e, após oito meses, mais quatro entrevistas são realizadas mensalmente. A pesquisa abrange seis regiões metropolitanas que serão utilizadas neste estudo: São Paulo, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, Salvador, Recife, Porto Alegre.

Para a implementação do teste, a amostra foi dividida em classes de duração. Essas classes foram definidas por bimestres, portanto,  $t = 0$  significa uma duração de desemprego menor que dois meses,  $t = 1$  significa uma duração de desemprego de dois ou três meses,  $t = 2$ , duração de quatro ou cinco meses,  $t = 3$ , seis ou sete meses e  $t = 4$  oito meses ou mais.

No intuito de observarmos a proporção de indivíduos, em  $\mathfrak{S}$ , desempregados por  $t$  períodos, e que permaneceram desempregados, ou seja, foram observados no segundo período na classe de duração  $t+1$ , fez-se necessário observar os mesmo indivíduos em dois meses com intervalo de um mês entre eles. Optamos, então, por utilizar sempre a primeira ( $\mathfrak{S}$ ) e a terceira ( $\mathfrak{S}+1$ ) entrevistas de cada indivíduo, assim, como estas se concentram nos anos pares de pesquisa, apenas estes serão incluídos no estudo.

Por fim, para que a amostra estivesse adequada ao método utilizado, foi necessário restringi-la aos indivíduos que tiveram a primeira e a terceira entrevistas realizadas no mesmo ano, estivessem desempregados na primeira entrevista e que suas respostas fossem consistentes, ou seja, que na terceira entrevista eles se encontrassem desempregados a  $t+1$  períodos ou não estivessem mais na condição de desemprego.

### 3. 1.2. O Índice Jackman-Layard

Para a construção do índice foram utilizadas as seguintes definições:

- $A_{\mathfrak{S}}$  representa aqueles que entram e saem do desemprego antes de completarem um bimestre;
- $A_d$  representa aqueles que estão desempregados no início do bimestre  $d$ , porém saem do desemprego no decorrer do próximo período ( $d = 0, 1, 2, \dots$ );
- $I$  é o total de pessoas que entram no desemprego no período  $\mathfrak{S}$ ;
- $U_d$  é o número de desempregados com duração de  $d$  períodos.
- $U$  é o total de desempregados no momento  $\mathfrak{S}$ .

Temos que:

$$A = A_{\mathfrak{S}} + \sum_d A_d$$

e

$$A/U = A_{\mathfrak{S}} + \sum (A_d / U_d) (U_d / U).$$

Assim, o Índice Jackman Layard ( $c_t^* / c_N$ ) é construído a partir de

$$c_t^* = (A_{\mathfrak{S}} / I)_B (I / U)_t + \sum (A_d / U_d)_B (U_d / U)_t$$

e

$$c_N = (A_N / U_N)_B$$

em que B é o ano base do índice e N refere-se aos desempregados recentes.

Para os dados aqui utilizados observamos as variáveis apresentadas nas Tabelas 3 e 4. Na Tabela 3 apresentamos os estoques de desempregados por classes de duração (em bimestres) e períodos observados ( $\mathfrak{S}$  e  $\mathfrak{S}+1$ ).

**Tabela 3: Número de Desempregados por Classe de Duração\***

Ano	Período Observado	It	U0	U1	U2	U3	U4	U
1984	$\mathfrak{S}$	3357	2267	827	602	822	-	7875
	$\mathfrak{S}+1$	-	869	286	192	82	208	
1986	$\mathfrak{S}$	1939	1159	351	247	354	-	4050
	$\mathfrak{S}+1$	-	348	94	54	36	80	
1988	$\mathfrak{S}$	1598	1168	382	247	289	-	3684
	$\mathfrak{S}+1$	-	355	120	62	25	48	
1990	$\mathfrak{S}$	1637	1155	444	239	217	-	3692
	$\mathfrak{S}+1$	-	365	134	61	26	30	
1992	$\mathfrak{S}$	1372	1415	576	417	492	-	4272
	$\mathfrak{S}+1$	-	558	223	146	54	111	
1994	$\mathfrak{S}$	1573	1300	552	473	601	-	4499
	$\mathfrak{S}+1$	-	450	164	129	50	145	
1996	$\mathfrak{S}$	1667	1406	605	544	637	-	4859
	$\mathfrak{S}+1$	-	473	201	152	60	119	
1998	$\mathfrak{S}$	1960	1848	843	735	1152	-	6538
	$\mathfrak{S}+1$	-	664	293	252	139	316	
2000	$\mathfrak{S}$	2076	1724	751	690	1133	-	6374
	$\mathfrak{S}+1$	-	645	252	227	118	302	

(\*) Só estão apresentadas as informações utilizadas na elaboração do índice.

**Tabela 4: Probabilidade de Saída do Desemprego por Classe de Duração**

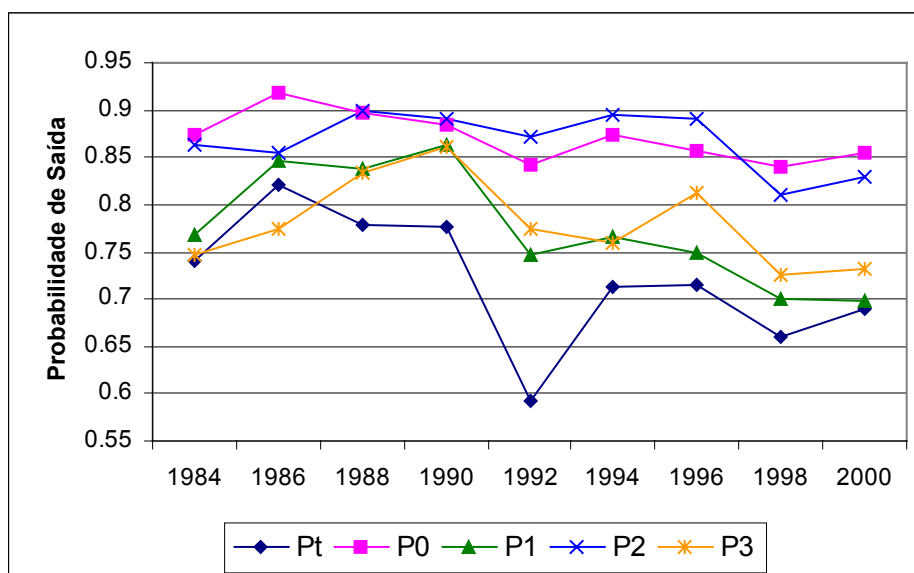
Ano	$P_{\mathfrak{S}}=(A_{\mathfrak{S}}/I)$	$P_0=(A_0/U_0)$	$P_1=(A_1/U_1)$	$P_2=(A_2/U_2)$	$P_3=(A_3/U_3)$
1984	0.741	0.874	0.768	0.864	0.747
1986	0.821	0.919	0.846	0.854	0.774
1988	0.778	0.897	0.838	0.899	0.834
1990	0.777	0.884	0.863	0.891	0.862
1992	0.593	0.842	0.747	0.871	0.774
1994	0.714	0.874	0.766	0.894	0.759
1996	0.716	0.857	0.749	0.890	0.813
1998	0.661	0.841	0.701	0.811	0.726
2000	0.689	0.854	0.698	0.829	0.733

Na Tabela 4 estão as probabilidades de saída do desemprego por classes de duração. Podemos observar que o risco de sair do desemprego tem relação negativa com

o tempo no desemprego. Esse resultado é consistente com o encontrado nos estudos realizados para dados brasileiros, como os apresentados anteriormente. No entanto, esta queda não parece ser mais acentuada para as classes de maior duração.

### 3.1.2. A Interpretação dos Resultados do Índice de Jackman-Layard

O índice proposto por Jackman e Layard (1991) tem a finalidade de verificar a relação entre o risco de saída do desemprego e a duração do desemprego. Na ausência de dependência na duração, quando comparamos dois estados estacionários, um aumento da duração média do desemprego não altera a relação entre a taxa de saída dos ingressantes e a taxa de saída total. Isto ocorre porque a efetividade média dos ingressantes no desemprego é por hipótese constante e, sobre a hipótese de heterogeneidade pura, as demais classes de duração também manteriam suas efetividades médias constantes. Assim, o índice  $c^*/c_N$  permaneceria inalterado. Caso o índice varie, positiva ou negativamente, em relação a mudanças na duração média do desemprego, aceita-se então a existência de um efeito da duração do desemprego sobre o risco dos indivíduos saírem do desemprego.



**Gráfico 2: Probabilidade de Saída do Desemprego por Classes de Duração**

Como se observa a partir do Gráfico 2, o aumento da duração média ao longo dos anos teve impacto semelhante sobre a taxa de saída de todas as classes de duração.

Em Jackman e Layard (1991), avaliando os dados da Inglaterra, os autores observam um comportamento decrescente do índice  $c^*/c_N$  com uma queda de 62% entre 1969 e 1984, correspondente a uma queda de 81,6% da taxa de saída geral (A/U). Isso indica que a maior duração do desemprego reduz, por si só, a probabilidade dos indivíduos saírem do desemprego, o que foi justificado pelos autores pelo estigma do desemprego ou pela depreciação do capital humano que seriam positivamente relacionados ao tempo de desemprego.

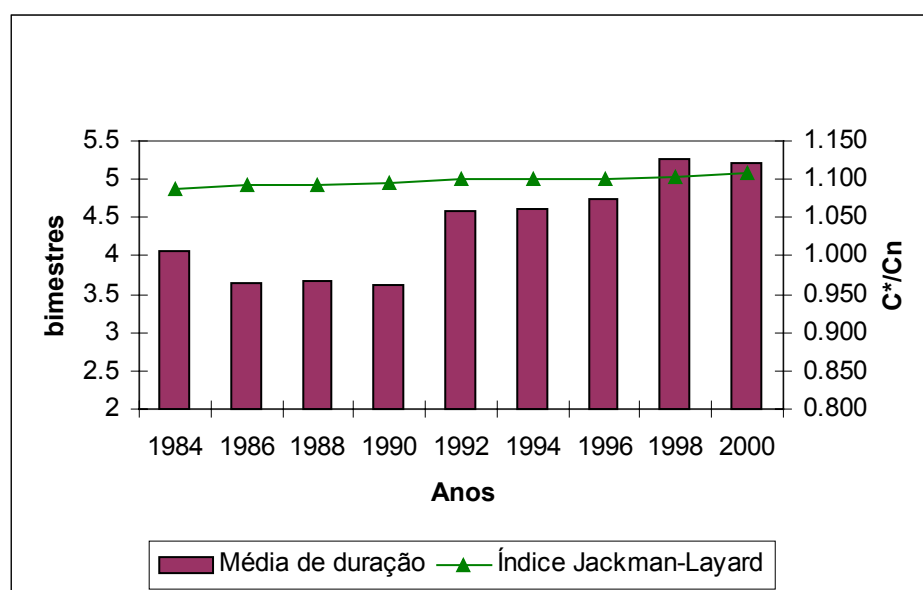
Verificamos para os dados brasileiros que a mudança na estrutura de duração do desemprego (aumento de 43% da duração média) corresponde a uma queda da probabilidade média de saída do desemprego de 10,70% (A/U), se compararmos os dois momentos extremos, 1986 e 2000. Para o mesmo período, a probabilidade média de saída dos novos desempregados cai 16%, como pode ser visto na Tabela 5 (em números índices).

**Tabela 5: Taxas Médias de Saída e o Índice Jackman-Layard ( $c^*/c_N$ ) (2000=100)**

Ano	Taxa de Saída Geral (A/U)	Taxa de Saída dos Novos Desempregados (A/U) <sub>N</sub>	(A/U) / (A/U) <sub>N</sub>	$c^*/c_N$
1984	104.53	107.52	97.22	99.35
1986	<b>112.03</b>	119.04	94.11	<b>98.91</b>
1988	110.12	112.84	97.58	99.66
1990	109.95	112.73	97.54	99.43
1992	98.23	86.07	114.13	100.78
1994	104.45	103.57	100.85	100.09
1996	104.67	103.91	100.73	100.21
1998	<b>98.38</b>	95.93	102.56	<b>100.34</b>
2000	100.00	100.00	100.00	100.00

Ao contrário do observado em Jackman e Layard (1991), no entanto, para os dados brasileiros o índice  $c^*/c_N$  não apresenta queda. A pequena variação de 1,1% é positiva ao longo dos 15 anos observados, ou seja, em sentido inverso ao que seria esperado no caso de existir dependência negativa na duração como nos resultados encontrados em estudos anteriores com dados brasileiros.<sup>9</sup>

<sup>9</sup> Com o propósito de verificar a robustez desse resultado, realizamos o mesmo procedimento de construção do índice utilizando uma amostra composta apenas por homens, já que a participação das



**Gráfico 3: Evolução da Duração Média de Desemprego e do Índice Jackman-Layard**

#### 4 - Considerações Finais

O desemprego no Brasil apresenta crescimento lento, porém constante, há duas décadas e já atingiu no ano 2000 cerca de 12% da população economicamente ativa. Essa variação se deve, em parte ao aumento da duração do desemprego o que eleva o DLP. Entender o comportamento desse fluxo de saída do desemprego é importante para a determinação de políticas de combate ao desemprego.

No presente trabalho, procuramos responder em que medida a diminuição na probabilidade de saída do desemprego para os indivíduos desempregados por um longo período se deve à heterogeneidade do grupo de desempregados ou se temos também um efeito da duração do desemprego. Para isso, realizamos um teste de checagem dos dados – *eyeball check* – construindo o Índice proposto por Jackman e Layard (1991) através da agregação dos dados da PME referentes às seis regiões metropolitanas pesquisadas, nos anos de 1984-2001.

---

mulheres no mercado de trabalho modificou-se de forma significativa o que poderia comprometer nossos resultados. Apesar de utilizar uma amostra menor, os resultados confirmam aqueles encontrados para a amostra com todos os trabalhadores. Por não apresentarem mudanças significativas os mesmos serão omitidos do trabalho.

Apesar de um aumento de 44% da duração média do desemprego nesse período, o resultado do teste não sugere a presença de dependência negativa na duração da taxa de saída do estado de desemprego quando controlamos para a heterogeneidade das características dos indivíduos. Tal evidência empírica está de acordo com resultados de estudos semelhantes na literatura internacional, porém, contrasta com trabalhos anteriores da literatura para o Brasil, que indicam que a permanência no desemprego altera a capacidade do indivíduo de sair deste estado.

Dessa forma, creditamos as diferenças nas probabilidades de saída entre as classes de duração à heterogeneidade das características dos indivíduos. Vale lembrar que apesar de indicar a ausência de dependência na duração do risco de saída, tal resultado não deve ser interpretado como inexistência de estigma do desemprego (*scar effect*). Podemos admitir apenas que esse efeito, caso exista, não se agrava com o DLP no caso brasileiro. No entanto, outras formas de dependência em variáveis que representem o histórico do indivíduo no mercado de trabalho, como a ocorrência de desempregos anteriores e a duração dos mesmos, que afetem o risco de saída deste estado ao longo do tempo ainda são compatíveis com os resultados encontrados aqui configurando objeto para estudos posteriores.

## 5 - Bibliografia

- AVELINO, Ricardo R. G. *Os Determinantes do Desemprego em São Paulo. Textos para Discussão – IPE/USP*. 2000.
- BARROS, Ricardo P. de; CAMARGO, José Márcio; MENDONÇA, Rosane. *A Estrutura do desemprego no Brasil. Texto para Discussão . IPEA/RJ*, No. 478, 1997.
- COCKX, Bart; DEJEMEPPE, Muriel. *Duration dependence in the exit rate out of unemployment in Belgium. Is it true or spurious?. Journal of Applied Econometrics*, vol 20.2004.
- FERNANDES, Reynaldo e PICHETTI, Paulo. *Uma Análise da Estrutura do Desemprego e da Inatividade no Brasil Metropolitano. Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 29, #1. 1999.
- FERNANDES, Reynaldo e FELICIO, Fabiana de. *The Entry of Wives into the Labor Force as a Response to the Husband's Unemployment: a study on the brazilian metropolitan areas. Economic Development and Cultural Change*. Vol. No. 2005.
- JACKMAN, Richard e LAYARD, Richard. *Does Long-Term Unemployment Reduce a Person's Chance of a Job? A Time-Series Test. Economica*, New Series, vol. 58, #



229. 1991.

- KIEFER, N. *Economic Duration Data and Hazard Functions*. **Journal of Economic Literature**, vol. 26. 1988
- MACHIN, Stephen e MANNING, Alan. *The Causes and Consequences of Long-Term Unemployment in Europe*. **Texto para Discussão, Centre for Economic Performance – London School of Economics and Political Science**, 1998.
- MENEZES-FILHO, Naércio. *The Costs of Displacement in Brazil*. **Texto para Discussão – FEA-USP**, 2004.
- MENEZES-FILHO, Naércio e PICHETTI, Paulo. *Ao Determinantes do Desemprego no Brasil*. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, vol. 30, #1. 2000.
- PENIDO, Mariângela e MACHADO, Ana Flávia. *Desemprego: Evidências da Duração no Brasil Metropolitano*. **Texto para Discussão No. 176 – UFMG/ Cedeplar**. 2002.
- SHAPPIRO, Carl e STIGLITZ, Joseph E. *Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device*. **American Economic Review**. Vol. 74(3), June, pg 433-444. 1984.
- VAN DEN BERG, Gerard J. e VAN OURS, Jan C. *On The Detection of State Dependence Using Aggregate Outflow Data: Comments on Previous Studies*. **The Economic Journal**, vol. 108. 1998.
- VAN DEN BERG, Gerard J. e VAN OURS, Jan C. *Eyeballing State Dependence and Unobserved Heterogeneity in Aggregate Unemployment Duration Data*. **Research in Labour Economics**, vol. 16. 1997.
- VAN DEN BERG, Gerard J. e VAN OURS, Jan C. *Unemployment Dynamics and Duration Dependence*. **Journal of Labor Economics**. V.14, No.1, p100-25. 1996.

## Anexo I

O modelo apresentado a seguir, que segue Jackman e Layard (1991), racionaliza o índice proposto pelos autores, doravante chamado de Índice Jackman-Layard, para diferenciar os efeitos da dependência na duração e da heterogeneidade na probabilidade de saída do desemprego.

Vamos modelar o número de pessoas que saem do desemprego,  $A$ , dependendo do número de ofertas ou vagas,  $V$ , e do número de pessoas que efetivamente buscam trabalho, ou o grupo de desempregados  $U$ . Alguns indivíduos são mais eficientes nesta procura por diversos motivos: pela maior persistência, menor exigência na escolha ou simplesmente por parecerem mais atraentes para os empregadores.

Denotaremos  $c_i$  o grau de efetividade de cada tipo de desempregado que busca uma vaga. Dessa forma, temos:

$$A = g\left(V, c^* U\right) \quad (5)$$

representando o número de pessoas que saem do desemprego a cada período, sendo  $c^*$  a média de  $c_i$  para os desempregados. Admitindo retornos constantes de escala, teremos:

$$\frac{A}{U} = c^* g\left(\frac{V}{c^* U}, 1\right) \quad (5)$$

em que  $(A/ U)$  fornece a taxa total de saída do desemprego. Assim, a probabilidade de um indivíduo com a efetividade  $c_i$  sair do desemprego em cada período é dada por:

$$P_i = c_i g\left(\frac{V}{c^* U}, 1\right). \quad (6)$$

Vamos assumir que as características individuais preexistentes,  $\theta_i$ , podem afetar a efetividade de procura, ou seja,

$$c_i = h(\theta_i, d_i). \quad (7)$$

A efetividade também pode ser influenciada pela experiência de desemprego,

captada pela duração incompleta do desemprego do indivíduo  $i$ ,  $d_i$ . Procuraremos, então, testar para dependência no estado, ou seja, se  $d_i$  afeta  $c_i$ . O argumento se baseia na comparação de estados estacionários e, portanto, desconsideram-se as flutuações cíclicas que afetam a taxa de entrada no desemprego. A distribuição das características  $\theta_i$  entre aqueles que entram no desemprego é dada por uma função de densidade estável  $f(\theta_i)$ , sendo que o valor médio de  $c_i$  para os indivíduos que entram no desemprego a cada instante permanece constante.

O ponto principal é que se tivermos heterogeneidade pura – sem dependência na duração - o mesmo raciocínio vale para o total do estoque de desempregados. No estado estacionário a duração média de desemprego para cada tipo de trabalhador é dada por  $1/(c_i g)$  ou o recíproco da taxa de saída. Se  $g$  diminui, então no novo equilíbrio todas as durações aumentam na mesma proporção. Assim, o número de desempregados de cada tipo aumenta na mesma proporção e a qualidade média dos desempregados não se altera.

Sob heterogeneidade pura, a taxa agregada de saída se move na mesma proporção que a taxa de saída dos ingressantes no desemprego, quando comparamos estados estacionários. Suponhamos que a taxa de saída do desemprego para os novos desempregados seja dada por

$$\left(\frac{A}{U}\right)_N = c_N g \left(\frac{V}{c^* U}, 1\right) \quad (8)$$

em que  $c_N^*$  é a efetividade média dos ingressantes – diferente de  $c^*$  e constante no tempo. Se não há dependência no estado, a duração média do desemprego do indivíduo  $i$  é  $1/c_i g$  sendo o número deles  $A f_i / c_i g$ , onde  $f_i$  é a proporção de  $i$ 's que entram no desemprego. Em estado estacionário, a entrada agregada de indivíduos se iguala à saída. A qualidade média do estoque de desempregados equivale a

$$c^* = \frac{E\left(\frac{A}{c_i g} c_i\right)}{E\left(\frac{A}{c_i g}\right)} = \frac{1}{E\left(\frac{1}{c_i}\right)} \quad (9)$$

em que  $E(\cdot)$  representa a expectativa tomando a função de densidade  $f(\cdot)$ . Temos que  $c^*$  é constante e independe de  $g$ . A taxa de saída total fica dada por:

$$\frac{A}{U} = \left[ E\left(\frac{1}{c_i}\right) \right]^{-1} g\left(\frac{V}{cU}, 1\right) \quad (10)$$

e a taxa para os ingressantes no desemprego por:

$$\left(\frac{A}{U}\right)_N = E(c_i) g\left(\frac{V}{cU}, 1\right) \quad (11)$$

A razão das duas taxas é:

$$\frac{A/U}{(A/U)_N} = \frac{\left[ E\left(\frac{1}{c_i}\right) \right]^{-1}}{E(c_i)} \quad (12)$$

sendo menor do que um e, mais importante, independente das circunstâncias econômicas,  $g$ .

Sob a hipótese de heterogeneidade pura ou inexistência de dependência na duração, aquela permanece constante ao longo do tempo. Se não tivermos a razão das duas taxas constante, os dados serão inconsistentes com a hipótese de heterogeneidade pura. Para racionalizar este fato, precisaríamos assumir alguma dependência na duração:  $d_i$  afeta (negativamente)  $c_i$ . A efetividade média para os ingressantes no desemprego continua constante, pois,  $c^*_n = E(h(\theta_i, 0))$ . No entanto, a estrutura da duração agora afeta a qualidade média do estoque de desempregados. Se a distribuição das durações se mover em direção a durações maiores,  $c^*$  deve cair, assim como a razão  $(A/U)/(A/U)_N$ .