

Aposentadoria, Pressão Salarial e Desemprego por Nível de Qualificação*

José Márcio Camargo[†], Maurício Cortez Reis[‡]

Conteúdo: 1. Introdução; 3. Mercado de Trabalho e Sistema de Aposentadorias no Brasil: Uma Breve Descrição das Principais Alterações nos Anos 80 e 90; 3. Análise Descritiva; A. Efeitos da aposentadoria sobre o desemprego e a participação.

Palavras-chave: Desemprego; Aposentadoria; Nível de Qualificação.

Códigos JEL: J23; J26; J64.

Durante os anos noventa ocorreu um aumento significativo da taxa de desemprego no Brasil. Durante esse período também foi observado um aumento do valor da aposentadoria domiciliar per capita (a renda da aposentadoria dos domicílios dividida pelo número de moradores destes domicílios). Essas mudanças foram mais intensas para os trabalhadores com baixo nível de qualificação. De acordo com o argumento proposto neste artigo, a maior renda decorrente da aposentadoria aumentou o salário de reserva dos trabalhadores, ainda que os benefícios fossem recebidos por outros membros do domicílio que não os participantes da PEA. O salário de reserva mais elevado, por sua vez, teria gerado um aumento da pressão salarial, levando a maiores taxas de desemprego, assim como à maior incidência de desemprego de longo prazo. Os resultados, usando dados da PNAD de 1981 a 1999, mostram que maiores aposentadorias estão relacionadas a taxas mais altas de desemprego e de desemprego de longo prazo para os trabalhadores não-qualificados.

During the nineties the unemployment rate and the household retirement income per capita rose sharply in Brazil. It happened in a more intense way for the unskilled workers than for the other

*Os autores agradecem os comentários e sugestões de Gustavo Gonzaga, Eduardo Rios-Neto, Reynaldo Fernandes, Ricardo Paes de Barros, participantes do XXVI Encontro Brasileiro de Econometria e um parecerista anônimo.

[†]Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economia. Rua Marquês de São Vicente, 225 – Gávea. CEP: 22453-900, Rio de Janeiro, RJ. Email: E-mail: jcamargo@econ.puc-rio.br.

[‡]IPEA. Rua Presidente Antônio Carlos, 51 – 14º andar, sala 1409 – Centro. CEP: 20020-010, Rio de Janeiro, RJ. Email: E-mail: mcreis@ipea.gov.br.

groups. According to the argument of this paper, the increase in household retirement income could have affected workers reservation wage, augmenting their wage pressure. In this way, wage pressure changes could have implied higher unemployment and long-term unemployment rates. The empirical evidence, using PNAD data from 1981 to 1999, shows that household retirement income has a positive effect on the unemployment rate and on the long-term unemployment rate for unskilled workers.

1. INTRODUÇÃO

Ao longo dos anos noventa, houve um importante aumento da taxa de desemprego aberto no Brasil. Dados da PNAD para indivíduos entre 25 e 59 anos nas áreas urbanas mostram que a taxa de desemprego aberto subiu de 3,1% para 8,6% da População Economicamente Ativa (PEA) entre 1990 e 1999. Os aumentos da taxa de desemprego foram mais acentuados entre os trabalhadores menos qualificados, com menores salários, do que entre os mais qualificados. Enquanto a taxa de desemprego dos trabalhadores qualificados aumentou 4,4 pontos percentuais entre 1990 e 1999, a taxa dos não-qualificados aumentou 6,64 pontos percentuais.¹

O aumento mais intenso da taxa de desemprego para os trabalhadores com níveis mais baixos de qualificação pode, pelo menos em parte, ser explicado pelo intenso processo de incorporação de novas tecnologias que se seguiu à abertura da economia brasileira no início dos anos noventa. Como estas são tecnologias mais intensivas em trabalhadores qualificados, a demanda relativa por trabalho não-qualificado deve ter caído ao longo do período. Como a estrutura da oferta varia mais lentamente, o resultado é mais desemprego para este grupo de trabalhadores. Porém, como este é também o segmento mais flexível do mercado de trabalho, ou seja, a legislação trabalhista é menos efetiva e têm baixa capacidade de organização sindical, a pergunta é porque os salários reais não se ajustaram para evitar este aumento da taxa de desemprego. O comportamento do rendimento médio do trabalho principal sugere que efeitos relacionados à pressão salarial devem ter tido um papel importante nesse sentido. Apesar dos trabalhadores não-qualificados terem experimentado o maior aumento na taxa de desemprego, seus rendimentos aumentaram em relação aos semi-qualificados e qualificados. O comportamento do salário mínimo poderia ter levado a esses resultados sobre o desemprego e os rendimentos. Entretanto, não se nota uma tendência clara de aumento do valor real do salário mínimo entre o final da década de oitenta e o final dos anos noventa.

Um segundo fato estilizado importante ocorrido a partir da década de noventa foi o aumento do valor da aposentadoria domiciliar per capita (ou seja, da renda da aposentadoria dos domicílios dividida pelo número de moradores destes mesmos domicílios). Este aumento foi acompanhado de forte redução do rendimento do trabalho principal. O resultado foi que a participação das aposentadorias na renda domiciliar per capita cresceu substancialmente na década de noventa.

Neste artigo, argumentamos que estes dois fenômenos estão intimamente interligados. A maior renda decorrente da aposentadoria teria aumentado o salário de reserva dos trabalhadores, ainda que os benefícios fossem recebidos por outros membros do domicílio que não os participantes da PEA, supondo que esta renda fosse distribuída entre os membros dos domicí-

¹Os trabalhadores são divididos em três grupos de qualificação, com base no nível de escolaridade: não-qualificados (indivíduos que não completaram o primário), semi-qualificados (definidos como os indivíduos com o segundo grau incompleto) e qualificados (com pelo menos o segundo grau completo).

lios. O aumento do salário de reserva, por sua vez, teria gerado um aumento da pressão salarial, levando a maiores taxas de desemprego e à maior incidência de desemprego de longo prazo, definida nesse trabalho como a proporção dos desempregados com mais de um ano nesta condição. Os aumentos no salário reserva também teriam influenciado as decisões de participação dos trabalhadores.²

2. MERCADO DE TRABALHO E SISTEMA DE APOSENTADORIAS NO BRASIL: UMA BREVE DESCRIÇÃO DAS PRINCIPAIS ALTERAÇÕES NOS ANOS 80 E 90

A década de noventa foi marcada por mudanças importantes no mercado de trabalho brasileiro. O processo de liberalização, iniciado em 1988, foi intensificado a partir de 1990. Com isso, a demanda relativa por trabalho qualificado parece ter sido bastante alterada. Tecnologias mais modernas passaram a ser incorporadas ao processo produtivo com muito mais intensidade a partir da década de noventa, aumentando a demanda por trabalhadores qualificados em relação aos trabalhadores com níveis mais baixos de qualificação (Fernandes e Menezes-Filho, 2002). A maior entrada de produtos industrializados aumentou a competição no mercado interno. Além disso, durante os anos noventa, ocorreu um programa de privatizações bastante amplo, o que também deve ter contribuído para alterar a estrutura da demanda por trabalho através do aumento da competição no mercado doméstico. Outro fato importante observado durante esse período foi a alteração na composição da força de trabalho por educação, com o aumento na participação de indivíduos mais escolarizados na População Economicamente Ativa.

A legislação trabalhista também passou por modificações importantes com a aprovação da constituição de 1988, gerando uma série de restrições ao funcionamento do mercado de trabalho (Barros et alii, 1999). Os custos das firmas com a mão-de-obra foram aumentados e a nova legislação ampliou os incentivos para os trabalhadores provocarem a própria demissão, elevando a rotatividade no mercado de trabalho (Gonzaga, 2003).

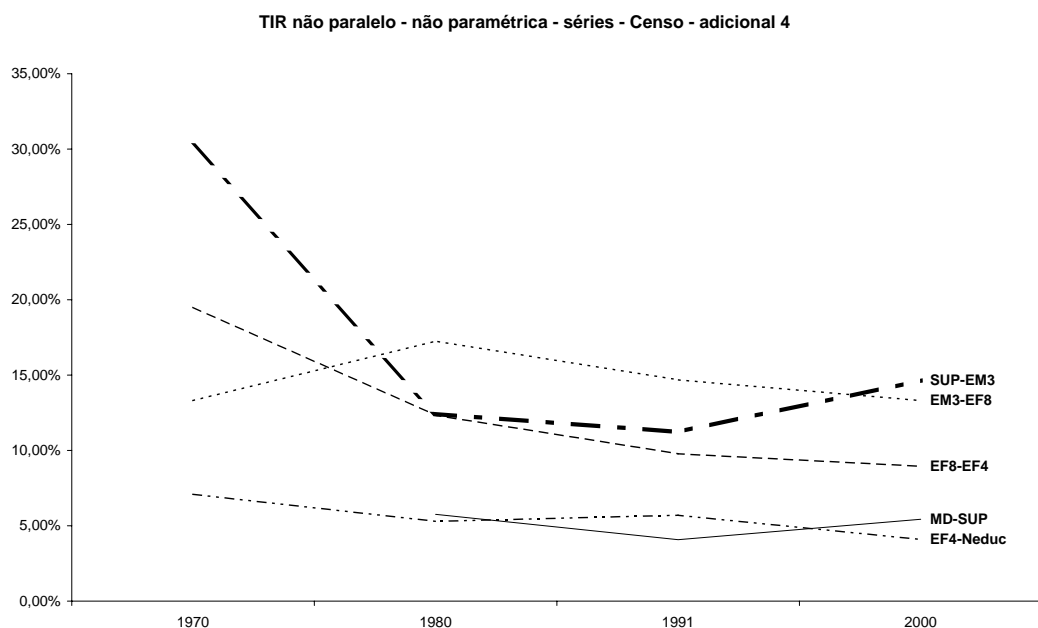
A Constituição de 1988 instituiu uma série de mudanças no sistema previdenciário brasileiro. Como resultado dessas reformas, os gastos com aposentadoria aumentaram consideravelmente nos anos noventa, principalmente pelo aumento no número de beneficiados (Giambiagi e Além, 1997, Najberg e Ikeda, 1999). Para as mulheres, o tempo de serviço necessário para a aposentadoria foi reduzido em 5 anos. A concessão de aposentadoria por idade também sofreu uma redução de 5 anos para os trabalhadores rurais em relação aos trabalhadores urbanos. Além disso, a LOAS (Lei Orgânica de Assistência Social) aboliu a necessidade de contribuição para a concessão de benefícios por idade. Trabalhadores rurais tiveram ganhos nos valores dos benefícios com a equiparação entre trabalhadores rurais e urbanos. Antes da constituição o menor benefício concedido a um trabalhador urbano era de 1 salário mínimo, enquanto o valor mínimo para um trabalhador rural era de 50% do valor do salário mínimo. Os Servidores públicos também tiveram vantagens consideráveis, já que as aposentadorias passaram a ocorrer com proventos iguais a última remuneração do trabalhador. Em 1998, uma nova reforma limitou a generosidade do sistema de previdência brasileiro. Please see it on Figure 1.

3. ANÁLISE DESCRITIVA

Esta seção descreve os comportamentos do desemprego, da renda de aposentadoria e da taxa de participação, durante as décadas de 80 e 90. Essas análises são implementadas tanto em

²O apêndice procura apresentar esse argumento com mais detalhes.

Figura 1: Evolução temporal das TIR's adicionais – PNAD e Censo



termos agregados como para cada nível de qualificação separadamente, procurando identificar diferenças nas trajetórias entre esses grupos.

3.1. Desemprego

A tabela 1 apresenta dados relativos ao desemprego agregado entre 1981 e 1999. Nota-se, pela primeira coluna, que durante a década de noventa ocorreu um grande aumento na taxa de desemprego, que passou de 3,12% em 1990 para 8,58% em 1999. Como mostra a segunda coluna, também a partir de 1990, aumenta substancialmente o desemprego de longo prazo. A taxa de desemprego de longo prazo passou de 0,97% em 1990 para 4,48% em 1999. Entre 1990 e 1999 a porcentagem dos desempregados que estavam sem emprego há um ano ou mais aumentou de 31% para 52%. Contrastando com essas evidências para os anos noventa, na década anterior não se nota qualquer tendência específica para essas três variáveis.

BIBLIOGRAFIA

- Barros, R., Corseuil, C., & Gonzaga, G. (1999). A evolução da demanda por trabalho na indústria brasileira: Evidências de dados por estabelecimento, 1985–1997. *Pesquisa e planejamento Econômico*, 31(2).
- Blanchard, O. & Diamond, P. (1989). The beveridge curve. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:1–60.
- Fernandes, R. & Menezes-Filho, N. (2002). Escolaridade e demanda relativa por trabalho. In Menezes-Filho, N. & Chahad, J., editors, *O Mercado de Trabalho No Brasil*. LTR, São Paulo.

Tabela 1: Taxas de Desemprego (%) – 1981:1999

	Taxa de desemprego	Taxa de desemprego de longo prazo	Desempregados há mais de um ano sem emprego
Ano	(1)	(2)	(3)
81	3,35	1,05	31,39
82	3,01	0,87	28,94
83	4,23	1,22	28,85
84	3,37	1,22	36,08
85	2,67	0,98	36,75
86	1,82	0,62	33,92
87	2,80	0,79	28,14
88	2,95	1,00	33,83
89	2,49	0,79	31,90
90	3,12	0,97	31,13
92	5,94	2,39	40,24
93	5,48	2,39	43,60
95	5,31	2,04	38,35
96	6,18	2,81	45,46
97	6,90	3,11	45,06
98	7,70	3,89	50,44
99	8,58	4,48	52,22
$\Delta(99-81)$	5,23	3,43	20,83
$\Delta(99-90)$	5,46	3,51	21,09

Fonte: PNAD. A amostra é formada pelos indivíduos residentes nas áreas urbanas entre 25 e 59 anos que participam da PEA. Os desempregados de longo prazo são definidos como os indivíduos desempregados na semana de referência sem emprego há pelo menos 1 ano.

Giambiagi, F. & Além, A. C. (1997). A despesa previdenciária no Brasil: Evolução, diagnóstico e perspectivas. Technical Report 57, BNDES.

Gonzaga, G. (2003). Labor turnover and labor legislation in Brazil. Technical Report Discussion Paper 475, PUC-Rio, Economics Department, Rio de Janeiro.

Najberg, S. & Ikeda, M. (1999). Previdência no Brasil: Desafios e limites. In Giambiagi, F. & Moreira, M., editors, A economia brasileira nos anos noventa. BNDES, Rio de Janeiro.

Pissarides, C. (2000). Equilibrium Unemployment Theory. The MIT Press.

A. EFEITOS DA APOSENTADORIA SOBRE O DESEMPREGO E A PARTICIPAÇÃO

Este apêndice procura descrever o mecanismo através do qual a aposentadoria, ou uma renda não necessariamente condicionada ao fato do trabalhador estar desempregado, pode influenciar

o desemprego e a taxa de participação. Para isso, é considerado um modelo de uma economia com fluxos de entrada e saída de indivíduos do desemprego para o emprego, semelhante à Pissarides (2000).

Nesse modelo empregos são criados e destruídos continuamente. A cada instante de tempo uma fração exógena s dos empregos, ocupados ou vagos, se torna não-produtiva e é fechada. Quando os empregos estão preenchidos, eles geram um nível de produção igual a y a cada instante de tempo. A força de trabalho é normalizada para 1, sendo que u indivíduos estão desempregados e $n = (1 - u)$ estão empregados. As vagas oferecidas nessa economia são representadas por v , e a cada instante de tempo h trabalhadores são contratados. O processo através do qual vagas e trabalhadores são encaixados é representado através da função matching: $h_t = m(u, v)$; onde $m_u \geq 0$ e $m_v \geq 0$, e $m(u, v)$ tem retornos constantes de escala.³ Portanto, a dinâmica do desemprego nessa economia é dada por: $\dot{u} = s(1 - u) - h$.

Supondo uma função utilidade crescente e côncava, variações na renda proveniente da aposentadoria do próprio trabalhador ou de outro membro da família no domicílio, desde que esta renda seja distribuída entre os integrantes do domicílio, podem influenciar a taxa de desemprego de equilíbrio.⁴ De acordo com o modelo, um aumento na renda da aposentadoria no domicílio levaria a um aumento no salário de reserva dos trabalhadores, que se tornariam mais seletivos em relação às propostas de emprego. Esse aumento no salário de reserva faria com que a pressão salarial se tornasse maior. Com isso, o incentivo para a criação de vagas por parte das firmas diminuiria, já que os salários pagos aos trabalhadores seriam mais altos. Como resultado, a taxa de saída dos trabalhadores do desemprego diminuiria, provocando aumentos na taxa de desemprego de equilíbrio, assim como na duração do desemprego.

Já para descrever o efeito da aposentadoria sobre a decisão de cada indivíduo de participar do mercado de trabalho, são acrescentadas algumas hipóteses ao modelo. Seguindo Pissarides (2000), supomos que os trabalhadores fora da força de trabalho recebem uma utilidade l_0 proveniente do lazer. O efeito do lazer sobre a utilidade varia entre os indivíduos por diferenças nas preferências,⁵ onde l_0 segue uma distribuição com densidade acumulada $H(l_0)$. Supomos também que essa utilidade com o lazer é complementar a renda do indivíduo.

A utilidade de um indivíduo que não participa do mercado de trabalho é $l_0 g(A)$, onde $l_0 > 1$ e A é a renda com aposentadoria. Portanto, um indivíduo prefere participar do mercado de trabalho se $rV_U > l_0 g(A)$, ou seja, se o valor presente esperado da utilidade do indivíduo, caso esteja desempregado, for superior a utilidade obtida sem participar. Pode-se mostrar que isso é equivalente a seguinte condição: $\frac{(r+s)g(A)+(h/u)g(w+A)}{(r+s)+(h/u)} > l_0 g(A)$.

Portanto, a regra que define a participação de um indivíduo com utilidade do lazer igual a l_0 é dada por: $P = \frac{(r+s)g(A)+(h/u)g(w+A)}{(r+s)+(h/u)} - l_0 g(A)$.

Se $P > 0$, o indivíduo participa. Caso contrário, ele prefere não participar do mercado de trabalho. O efeito de uma variação na aposentadoria sobre essa decisão pode ser avaliado pela derivada abaixo:

³Essa função resume as heterogeneidades, fricções e informações imperfeitas no mercado de trabalho, que fazem com que recursos sejam gastos na aquisição de informação e re-treinamento de empregados, por exemplo. Nessa função estão representados os investimentos de recursos por parte das firmas e dos trabalhadores nesse processo.

⁴Blanchard e Diamond (1989).

⁵Pissarides (2000) justifica a hipótese do lazer para indivíduos que não participam ser maior do que para os desempregados pelos custos de busca e pela indivisibilidade do tempo para algumas atividades de lazer.

$$\begin{aligned} \frac{\partial P}{\partial A} = & \left\{ [(1 - l_0) g'(A) (r + s)] + [g(w + A) - g(A)] \left(\frac{r + s}{D} \right) \frac{\partial (h/u)}{\partial A} \right. \\ & \left. + \left(\frac{h}{u} \right) g'(w + A) \left[1 + \frac{\partial w}{\partial (h/u)} \frac{\partial (h/u)}{\partial A} \right] - l_0 g'(A) \left(\frac{h}{u} \right) \right\} \frac{1}{D} \end{aligned} \quad (\text{A-1})$$

onde $D = [r + s + (h/u)] > 0$.

O primeiro termo da equação acima é negativo, pois $(1 - l_0) < 0$. O segundo termo também é negativo, já que $[g(w + A) - g(A)] > 0$ e $\frac{\partial (h/u)}{\partial A} < 0$, e pode-se mostrar que $\left[\frac{\partial w}{\partial (h/u)} \frac{\partial (h/u)}{\partial A} \right] > 0$. Pelas características da função $g(\bullet)$, que fazem com que $[g'(w + A) < g'(A)]$, e pelo fato de que $l_0 > 1$, a soma do terceiro com o quarto termo deve ser negativa, exceto se a variação no salário proporcionada pelo aumento na aposentadoria for suficientemente elevada. Portanto, uma maior aposentadoria incentivaria a não-participação através da redução na taxa de saída do desemprego para o emprego, e pelo fato do lazer e a renda da aposentadoria serem complementares. Por outro lado, o aumento no salário de equilíbrio contribui para reduzir esse efeito. É importante notar que pelas características do modelo, com retornos constantes de escala para a função de produção e a função matching, mudanças na participação não influenciam os resultados para a taxa de desemprego.

Tabela A-1: Taxa de Participação dos Homens por Qualificação (%) – 1981: 1999

	Não- qualificados	Semi- qualificados	Qualificados	Total
Ano	(1)	(2)	(3)	(4)
81	89,43	93,06	95,28	92,14
82	89,79	93,01	96,05	92,38
83	89,51	92,87	95,46	92,21
84	88,63	92,59	95,47	91,80
85	89,42	92,91	95,79	92,39
86	89,36	92,72	95,55	92,31
87	89,97	93,88	96,03	93,19
88	90,01	93,28	95,84	92,90
89	89,06	93,04	96,09	92,62
90	89,14	93,31	94,87	92,53
92	88,88	92,44	95,21	92,10
93	88,26	92,75	95,03	92,07
95	87,68	92,90	94,99	92,04
96	86,24	91,47	94,12	90,85
97	86,95	91,71	94,32	91,24
98	86,20	91,04	94,02	90,73
99	86,51	91,42	93,75	90,94
Δ (99-81)	-2,91	-1,64	-1,54	-1,20
Δ (90-81)	-0,29	0,24	-0,42	0,40
Δ (99-90)	-2,62	-1,88	-1,12	-1,59

Fonte: PNAD. A amostra é formada pelos homens residentes nas áreas urbanas entre 25 e 59 anos.