

# CONTRIBUIÇÃO AO INSS: EQUILÍBRIO FINANCEIRO E IMPOSTO SOBRE O TRABALHO

Reynaldo Fernandes  
FEARP-USP / ESAF-MF

Renata Del Tedesco Narita  
University College London

## RESUMO

O presente artigo tem por objetivo encontrar, para os empregados com carteira de trabalho, as alíquotas de contribuição necessárias para fazer frente aos benefícios esperados do INSS em um sistema atuarialmente justo. Tal exercício permite identificar os empregados formais que contribuem para aumentar o déficit do INSS e aqueles que contribuem para diminuí-lo. Apesar de não sabermos o valor subjetivo dos benefícios para os trabalhadores, este artigo também nos permite ter uma idéia do imposto (ou subsídio) implícito para cada contribuinte do INSS, o que seria obtido pela comparação simples entre as alíquotas atuarialmente justa e efetiva. Usando os dados da PNAD-2001, conclui-se que, sob uma taxa de crescimento da produtividade de 3%, a alíquota média que equilibraria o sistema a longo prazo varia de 0,19 a 0,33%, dependendo das hipóteses feitas sobre o tempo esperado de contribuição e sobre a aposentadoria por invalidez. Por fim, quando se comparam as alíquotas entre diversos grupos de trabalhadores, observa-se grande dispersão, indicando que o INSS possui um importante caráter distributivo ao transferir recursos dos grupos de maiores salários para os de salários mais baixos.

## ABSTRACT

In this paper, we calculate the necessary payroll tax to reach the financial equilibrium of the retirement system for formal workers in the private sector in Brazil (INSS). Such an exercise allows us to identify the formal employees who contribute to the increase of the INSS deficit. Although we do not know the subjective value of the benefits provided by INSS for each worker, our intention is to have an idea of the tax (or subsidy) for each contributor, given by the simple difference between the actual and the necessary payroll tax. Using the Brazilian Household Survey (PNAD) for the year 2001, the conclusion is that the necessary payroll tax to balance the system varies within 0.19 and 0.33 percent, depending on the hypotheses about the duration of the contribution; and those related to disability benefits. Finally, we show a great dispersion when we compare taxes among different groups of workers. This result indicates that INSS is a powerful instrument to reduce wage inequality, when transferring resources from groups of a large wage category to those of a lower.

**Palavras-chave:** imposto sobre trabalho, previdência social, distribuição de renda

**Keywords:** labor tax, retirement benefits, income distribution

**Classificação JEL:** J26; H55; H22

**ÁREA ANPEC:** 4 – Economia do Setor Público

# Contribuição ao INSS: Equilíbrio Financeiro e Imposto sobre o Trabalho

## I. Introdução

A questão do financiamento do regime geral da previdência social tem figurado no centro de dois importantes debates sobre políticas públicas: a reforma previdenciária e a redução da informalidade. Segundo dados do Ministério da Previdência Social o saldo previdenciário<sup>1</sup> do INSS para o ano de 2002 foi de um déficit da ordem de R\$ 17 bilhões, correspondendo a 1,3% do PIB. Um aspecto preocupante com o resultado previdenciário do INSS é que a situação vem se deteriorando rapidamente nos últimos anos. Giambiagi (2002) mostra que o saldo previdenciário do INSS parte de um superávit de 0,16% do PIB em 1994 para chegar a um déficit de 1,09% do PIB em 2001, sendo que tal deterioração ocorre, fundamentalmente, em virtude do aumento das despesas. Enquanto as receitas previdenciárias se mantiveram relativamente estáveis (ligeiramente acima de 5% do PIB), as despesas com benefícios apresentaram, no período, um crescimento de 1,51% do PIB: de 4,85% em 1994 para 6,36% em 2001.

Não obstante ao expressivo e crescente déficit, as contribuições ao INSS não podem ser consideradas modestas, ao menos no que tange aos assalariados de empresas não optante do SIMPLES (Sistema Integrado de Pagamento de Impostos e Contribuições das Microempresas e das Empresas de Pequeno Porte). No Brasil a alíquota de contribuição sobre o salário bruto é de 20% para o empregador e de 7,65% a 11% para o empregado, a depender do salário. A contribuição do empregador incide sobre o salário total, enquanto que a parcela do trabalhador incide até limite estipulado pelo teto previdenciário<sup>2</sup>. Fernandes e Gremaud (2003) avaliam que a alíquota efetiva média (sobre o salário total) está ao redor de 28%, uma alíquota elevada quando comparada internacionalmente. Por exemplo, Hamann (1997) apresenta as alíquotas de contribuição para 17 países da OCDE (reproduzidas na tabela A1, no Apêndice), onde podemos observar que apenas dois países (Itália e Portugal) apresentam alíquotas superiores ao Brasil.

Se, por um lado, as alíquotas de contribuição não podem ser consideradas baixas, por outro, os benefícios não podem ser classificados como extremamente generosos. Em julho de 2003, 63,14% dos benefícios previdenciários eram iguais a um salário mínimo (46,32% dos benefícios urbanos e 98,27% dos rurais), enquanto o valor médio dos benefícios recebidos era de 1,74 salário mínimo (2,1 para os urbanos e 1,01 para os rurais). Tais evidências suscitam a seguinte questão: como é possível que uma alíquota de contribuição relativamente elevada associada com benefícios moderados gere um déficit tão significativo do INSS? Uma possível resposta relaciona-se ao caráter assistencial ou redistributivo do regime geral da previdência social.

Por este ponto de vista, o valor presente das contribuições de um trabalhador que sempre atuou como empregado no setor formal da economia seria mais que suficiente para sustentar o plano de benefícios oferecido pelo INSS. Entretanto, para uma parcela significativa dos que se aposentam isso não seria verdade. Esses trabalhadores teriam passado grande parte do período produtivo como não contribuintes (no setor informal, fora do mercado de trabalho etc) ou contribuindo com alíquotas menores do que as mostrada acima (como trabalhador rural, autônomo, empregado doméstico etc).

Uma evidência indireta para tal proposição seria obtida pelas informações fornecidas pelo Ministério da Previdência Social sobre a distribuição dos benefícios concedidos segundo o tipo de aposentadoria. Note que, para um trabalhador, homem ou mulher, que sempre atuou com empregado formal e ingressou no mercado de trabalho antes dos 30 anos de idade, as regras atuais lhe dariam direito a uma aposentadoria por tempo de contribuição. No entanto, em julho de 2003, as aposentadorias por tempo de contribuição correspondiam a apenas 15,62% dos benefícios previdenciários concedidos no

---

<sup>1</sup> Exclui os pagamentos com benefícios assistenciais referentes à Lei Orgânica da Assistência Social (LOAS) e encargos previdenciários da União oriundos de leis especiais (EPU).

<sup>2</sup> Em 01/06/2003 esse valor era R\$ 1.869,34

mês, sendo que para as aposentadorias por idade e invalidez os percentuais eram, respectivamente, 64,13% e 20,25%. Mesmo para o setor urbano, onde participação de empregados formais é bem mais significativa, as aposentadorias por tempo de contribuição estavam abaixo de 27% do total de benefícios concedidos. Assim, o trabalhador com parcela expressiva do tempo de trabalho atrelado à posição de empregado formal parece não constituir o perfil típico daqueles que se aposentam pelo INSS.

Em suma, o regime geral da previdência social funcionaria como um grande mecanismo de redistribuição de renda<sup>3</sup>. Aqueles que permaneceram a maior parte da vida produtiva atrelados ao mercado formal de trabalho seriam taxados (as contribuições seriam maiores que as necessárias para financiamento dos benefícios), enquanto os demais beneficiários seriam subsidiados. Assim, o crescente déficit do INSS estaria revelando que a importância relativa do segundo grupo estaria aumentando, o que poderia ser explicado pelos seguintes fatores: i) elevação da informalidade; ii) inclusão de pessoas que antes não tinham direito ao benefício (como, por exemplo, os cônjuges dos trabalhadores rurais a partir de 1991); iii) aumento do valor do subsídio (como, por exemplo, a fixação do piso de um salário mínimo para os benefícios em 1991).

Em relação aos fatores de expansão do déficit, destaque deve ser dado à questão da informalidade, onde a relação de causalidade merece ser mais bem avaliada. A proporção de empregados com contrato formal de trabalho (empregados com carteira de trabalho, servidores públicos estatutários e militares) na PEA urbana apresentou uma queda significativa na década de 90: ela cai de 57% em 1981 para 44% em 1999. Quase metade dessa queda de participação ocorreu no início da década de 1990. A proporção de empregados formais na PEA urbana cai de 54% em 1990 para 48% em 1992 [Fernandes (2001)]. Dado que a grande maioria dos trabalhadores por conta própria não contribui para a previdência social, temos que mais da metade da PEA urbana é hoje formada por não contribuintes da previdência social<sup>4</sup>. Se tal situação é um agravante para as contas do INSS, poder-se-ia argumentar que as próprias regras da previdência social contribuem para essa situação. Ou seja, as elevadas alíquotas de contribuição associadas aos baixos valores dos benefícios incentivariam a informalidade.

Os benefícios concedidos pelo INSS podem ser vistos como um salário indireto e, assim, teriam um impacto positivo sobre a oferta de trabalho no setor formal da economia. Por outro lado, a previdência social impõe um custo aos trabalhadores, que, no caso dos empregados formais, corresponderia à alíquota de contribuição sobre a folha de pagamentos<sup>5</sup>. Esse aumento do custo do trabalho, por sua vez, teria um impacto negativo na demanda por trabalho do setor formal da economia. Caso o valor da contribuição seja exatamente igual ao que os trabalhadores avaliam os benefícios da previdência, nenhuma distorção alocativa ocorreria: o nível de emprego não se alteraria e o salário seria reduzido em um montante idêntico ao que os trabalhadores avaliam os benefícios recebidos. Efeitos alocativos só ocorreriam caso existisse um descasamento entre o valor das contribuições e o valor subjetivo dos benefícios.

O ponto central da exposição acima é que a contribuição para a previdência social não pode ser vista como um imposto sobre a folha de salários. Em termos de seus efeitos alocativos sobre emprego, a contribuição ao INSS representa um imposto (subsídio) apenas no que diz respeito à parcela que ultrapassa (é ultrapassada) o (pelo) valor atribuído pelos empregados aos benefícios recebidos<sup>6</sup>. Assim, se o INSS tem contribuído para a informalidade significa dizer que as contribuições sobre os salários são muito maiores que os valores atribuídos aos benefícios.

O impacto do INSS sobre o emprego formal dependeria de dois fatores: i) a parcela da contribuição que, para efeitos alocativos, poderia ser considerada como um imposto; ii) a elasticidade da

---

<sup>3</sup> Afonso (2003) calcula a taxa interna de retorno da previdência social (INSS e Regime Próprio dos Servidores Públicos) para 972 grupos, segundo região de residência, escolaridade e coorte. Ele encontra que quanto menor a escolaridade e mais pobre é a região, maior é a taxa interna de retorno, indicando que, de modo geral, a transferência é a favor dos mais pobres. Outro resultado é que a taxa interna de retorno vem se elevando para as gerações mais novas, indicando que o sistema vem se tornando mais benevolente e, por consequência, diminuindo (aumentando) o superávit (déficit).

<sup>4</sup> Conforme a PNAD 2001, apenas 47% da PEA urbana contribui para a previdência social (INSS e Regime Próprio dos Servidores Públicos). No setor rural a situação é ainda mais dramática, apenas 15% da PEA contribuem para a previdência social.

<sup>5</sup> Aqui o que importa é alíquota efetiva sobre o salário, sem levar em consideração a divisão entre a parte do empregado e parte do empregador.

<sup>6</sup> A esse respeito ver, por exemplo, Summers (1989) e Fernandes (1998).

oferta de trabalho no setor formal da economia. Quanto maior a parcela de imposto e quanto mais elástica for a oferta de trabalho, maior a redução do emprego formal. Note que, para uma mesma alíquota de contribuição, o impacto do INSS sobre a redução do emprego formal pode variar para diferentes grupos de trabalhadores. Assim, o fato de a proporção de emprego formal ser significativamente menor para os trabalhadores menos qualificados pode ser uma indicação de que o incentivo à formalidade gerado pelo INSS é menor para esse grupo.

Note que apesar da alíquota efetiva de contribuição ser maior para os trabalhadores com altos salários<sup>7</sup>, é possível que a parcela de imposto seja maior para os trabalhadores menos qualificados. Por exemplo, um trabalhador ganhando próximo ao salário mínimo teria direito, pelo LOAS, a um benefício de um salário mínimo a partir de 67 anos de idade, caso optasse ser um trabalhador informal. Se optasse ser um trabalhador formal, o benefício da aposentadoria do INSS seria, também, de um salário mínimo, embora obtido em uma idade menor<sup>8</sup>. Isso pode reduzir significativamente o valor dos benefícios do INSS para os trabalhadores pouco qualificados. Por outro lado, os trabalhadores pouco qualificados seriam mais sensíveis a uma redução salarial no setor formal da economia provocada pelo aumento de impostos. Ainda que a produtividade no setor informal seja menor para todos os trabalhadores, a diferença de produtividade (formal-informal) seria maior para os trabalhadores qualificados. Assim, uma pequena redução de salário no setor formal poderia incentivar os trabalhadores pouco qualificados a migrar para o setor informal. Já para os trabalhadores qualificados seria necessária uma redução salarial muito grande para impulsionar esse movimento<sup>9</sup>.

O presente artigo tem por objetivo avaliar, para os empregados com carteira de trabalho (atuando no setor privado ou público), as alíquotas de contribuição necessárias para fazer frente aos benefícios esperados do INSS em um sistema atuarialmente justo. Tal exercício contribui para o esclarecimento das questões acima apresentadas por, pelo menos, dois motivos. O primeiro é que nos possibilita identificar quais empregados formais contribuem para aumentar o déficit do INSS e quais contribuem para diminuí-lo. Admitindo que a taxa de juros considerada seja igual a do crescimento do PIB, a alíquota atuarialmente justa é exatamente aquela que equilibra o sistema no longo prazo<sup>10</sup>. O segundo é que ele nos permite ter uma idéia do imposto (subsídio) implícito para cada contribuinte do INSS. Isso seria obtido pela comparação entre as alíquotas atuarialmente justa e efetiva. Note que tal medida não é exatamente uma medida do imposto (subsídio) implícito, mas apenas uma aproximação. A comparação correta seria entre as alíquotas efetiva e aquela compatível com o valor dos benefícios subjetivamente avaliados pelos trabalhadores<sup>11</sup>.

Uma investigação anterior sobre alíquotas necessárias para equilibrar as contas do INSS foi conduzida por Oliveira, Beltrão e Maniero (1997). Nesse trabalho os autores investigam as alíquotas necessárias para diferentes trabalhadores hipotéticos frente a diferentes situações. O presente trabalho, além de uma série de diferenças operacionais, se baseia na situação dos atuais empregados com carteira de trabalho para realização das simulações. A metodologia segue de perto o trabalho realizado por Fernandes e Gremaud (2003), que investigaram o Regime de Previdência dos Servidores Públicos.

O artigo encontra-se dividido em quatro seções, além dessa introdução. Na seção seguinte é apresentado o modelo atuarial que orienta as simulações. A seção III apresenta a estratégia de estimação dos parâmetros do modelo. Os resultados das simulações são apresentados na seção IV. Por fim, na seção V, tecem-se os comentários finais.

---

<sup>7</sup> Além da alíquota sobre o trabalhador ser maior para os altos salários, para os trabalhadores que ganham acima do teto previdenciário a parcela da empresa incide sobre o salário total, enquanto os benefícios são limitados pelo teto.

<sup>8</sup> Se o emprego formal for intermitente é possível que o trabalhador só consiga se aposentar por idade: 65 anos para homens e 60 para mulheres (em áreas rurais, é requerido antecipa-se em 5 anos as aposentadorias por idade)

<sup>9</sup> As evidências mostram que o diferencial de salário (formal-informal) cresce significativamente com o nível de qualificação dos trabalhadores. Ver, por exemplo, Fernandes (1996).

<sup>10</sup> Samuelson (1958) mostrou que a taxa de retorno implícita em um sistema previdenciário de repartição puro é igual a taxa de crescimento da produtividade mais o crescimento populacional. Para um discussão recente desse ponto no Brasil, ver Fernandes e Gremaud (2003)

<sup>11</sup> Como argumentado anteriormente, a diferença entre as alíquotas efetiva e atuarialmente justa pode subestimar significativamente o imposto implícito para os trabalhadores pouco qualificados.

## II. O Modelo

Suponha que o trabalhador ingressa no setor privado no período 0, sendo T a data esperada sua aposentadoria pelo Regime Geral da Previdência Social - RGPS. Ainda, admita que o salário em  $t$  depende do salário inicial ( $w_0$ ) e de dois componentes que determinam sua evolução, quais sejam: (i) o aumento geral nos salários do setor privado, que supõe-se igual ao aumento da produtividade da economia, (ii) o aumento de salário devido à progressão na carreira (ou por tempo de serviço). Assim, define-se o salário no período  $t$  pela seguinte função:

$$w_t = w_0 e^{(h+k)t} \quad (1)$$

onde:

$h$  = taxa de crescimento da produtividade da economia;

$k$  = taxa de crescimento salarial em virtude da progressão na carreira.

Como o trabalhador pode passar uma parte do seu período produtivo como não contribuinte (no setor informal ou fora do mercado de trabalho)<sup>12</sup>, deve-se considerar uma parcela  $\pi$  do tempo T em que este efetivamente contribuiu. Note que a parcela de tempo como não contribuinte ( $1 - \pi$ ) pode ser voluntária ou involuntária e pode depender de  $t$ . Entretanto, por simplificação vamos admitir que  $\pi$  é exógeno e invariante com o tempo. Podemos pensar que um contrato sobre benefícios e alíquota de contribuição, entre trabalhador e INSS, é firmado no momento que o trabalhador ingressa no mercado de trabalho. Nesse momento a trajetória de trabalho do segurado é incerta, sendo  $\pi$  a parcela de tempo da vida produtiva que se espera que o trabalhador passe como um contribuinte. A questão é definir a alíquota fixa que iguale o valor presente esperado dos benefícios com o valor presente esperado das contribuições<sup>13</sup>. Assim, o valor presente, em zero, do fluxo esperado de contribuições desse trabalhador é dado por:

$$VP_0^c = a \pi \int_0^T w_0 e^{(h+k)t} e^{-rt} dt \quad (2)$$

onde:

$a$  = alíquota de contribuição sobre o salário no setor formal;

$r$  = taxa de juros;

$\pi$  = parcela do tempo de trabalho no setor formal;

T = tempo esperado da aposentadoria (considera o fato de que o trabalhador pode se aposentar por idade, tempo de contribuição ou invalidez)

Uma vez aposentado, o trabalhador espera receber os benefícios até a data “M”. Note que “M” não é, necessariamente, a data esperada de morte, já que pelas regras atuais, no caso de morte do segurado do INSS, todos os benefícios são integralmente repassados para o conjugue a título de pensão. No RGPS, o benefício é dado por uma fração  $\gamma$  do último salário  $w_T$ , sendo que tal fração considera as regras atuais

---

<sup>12</sup> O trabalhador pode, também, migrar para o Regime Próprio de Previdência dos Servidores – RPPS. Do mesmo modo que Fernandes e Gremaud (2003), admite-se que o trabalhador que ingressa no serviço público permanece lá até a aposentadoria e que todas as contribuições feitas ao INSS são transferidas para o RPPS. Deste modo, recursos ao INSS daqueles que ingressam no serviço não são considerados para as contas do INSS. Embora isso não ocorra na prática, seria o correto do ponto de vista atuarial.

<sup>13</sup> A hipótese implícita é que a alíquota de contribuição não altera  $\pi$ . Como discutido na introdução, essa hipótese não é realista. Entretanto, computando-se, para cada empregado com carteira, a alíquota atuarialmente justa, para um dado  $\pi$ , e comparando-a com a alíquota efetivamente paga, tem-se uma idéia do imposto implícito referente ao INSS. Isso nos permite um melhor julgamento do impacto do INSS sobre a informalidade.

do INSS usadas no cômputo do valor do benefício.<sup>14</sup> Desse modo, o valor presente, no período zero, do fluxo esperado de benefícios é dado por:

$$VP_0^b = \gamma \int_T^M w_T e^{-rt} dt \quad (3)$$

A alíquota de contribuição atuarialmente justa é aquela que iguala o valor presente das contribuições ao valor presente dos benefícios, a qual depende do tempo esperado de contribuição (T); da data de término no recebimento de benefícios (M); da parcela do tempo do trabalhador como contribuinte do INSS ( $\pi$ ); do redutor do último salário ( $\gamma$ ); das taxas de crescimento salarial ( $h$  e  $k$ ); e da taxa de juros ( $r$ ).

Neste ponto, se faz necessário destacar o papel desempenhado pela taxa de juros. A alíquota de equilíbrio é extremamente sensível ao valor arbitrado para a taxa de juros, quanto maior a taxa de juros menor a alíquota. A princípio, sempre seria possível encontrar uma taxa de juros que compatibilizasse qualquer plano de contribuições com qualquer plano de benefícios. O argumento defendido nesse trabalho é que um regime de previdência desenhado para vigorar por um longo período deve levar em conta a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo. Assim como Fernandes e Gremaud (2003), admitiu-se que, no equilíbrio de longo prazo, a taxa de juros se iguala ao crescimento da produtividade da economia ( $h$ ) mais a taxa de crescimento da força de trabalho ( $n$ ). Como, em equilíbrio, a taxa de juros se iguala à produtividade marginal do capital,  $r = h+n$  atende à “regra de ouro”, a qual maximiza a trajetória de consumo *per capita*<sup>15</sup>. A condição de equilíbrio pode ser descrita como:

$$VP_0^c = a \pi w_0 \left( \frac{e^{(k-n)T} - 1}{k - n} \right) = VP_0^b = \gamma w_0 e^{(h+k)T} \left( \frac{e^{-(h+n)T} - e^{-(h+n)M}}{h + n} \right) \quad (4)$$

De onde resulta a alíquota de equilíbrio:

$$a = \frac{\gamma}{\pi} \frac{(k - n)e^{(h+k)T}}{e^{(k-n)T} - 1} \frac{e^{-(h+n)T} - e^{-(h+n)M}}{h + n} \quad (5)$$

### III. Estimando os Parâmetros do Modelo

Para providenciar uma estimativa das alíquotas atuarialmente justas, faz-se necessário obter uma estimativa para os parâmetros  $n$ ,  $h$ ,  $\pi$ ,  $k$ ,  $T$ ,  $M$  e  $\gamma$ . Os dois primeiros parâmetros são o mesmo para todos os indivíduos, enquanto  $\pi$  e  $k$  variam entre diferentes grupos de trabalhadores, segundo algumas características demográficas. Por fim, os parâmetros  $T$ ,  $M$  e  $\gamma$  serão avaliados para cada um dos trabalhadores, separadamente. A idéia é simular os impactos de longo prazo das regras atuais. Ao invés de esperarmos o tempo necessário para que todos os segurados (ativos e inativos) estejam sujeitos às mesmas regras, supõe-se que as regras atualmente vigentes tenham sido implementadas há mais de quarenta anos, de modo que elas tenham estado presentes em todo histórico de trabalho dos atuais segurados<sup>16</sup>.

<sup>14</sup> Do mesmo modo que Fernandes e Gremaud (2003), as simulações terão com base as regras atuais e os assalariados observados na PNAD-2001. Assume-se que as regras atuais vigoram desde que o trabalhador ingressou no mercado de trabalho.

<sup>15</sup> Esta é, também, a taxa de juros de *steady state* que seria obtida numa economia competitiva e sem incerteza, onde a taxa de preferência intertemporal das famílias que menos descontam o futuro é zero e onde as famílias se preocupam com as futuras gerações da mesma forma que se preocupam com elas mesmas [ver Blanchard e Fischer (1989), cap.2 e 3].

<sup>16</sup> Assim, estamos desconsiderando mudanças comportamentais que possam surgir em virtude de alterações nas regras da previdência social.

### III.1. Taxa de Crescimento da Força de Trabalho (n) e da Produtividade (h)

Admite-se que a força de trabalho no período  $t$  ( $N_t$ ) seja dada por:

$$N_t = N_0 e^{nt} \quad (6)$$

ou,

$$\ln N_t = \ln N_0 + nt \quad (7)$$

Com base na equação (7) estimou-se uma regressão, de mínimos quadrados ordinários, do logaritmo da força de trabalho contra o tempo mais uma constante. A base de dados utilizada foi a PNAD-IBGE, no período de 1992-2001. Para efeitos de ilustração, estimou-se, também, a mesma equação para o tamanho da população. Os resultados estão apresentados na tabela 1.

**Tabela 1: Taxas de Crescimento (n)**

População	0,0153
População Economicamente Ativa (PEA)	0,0186

Fonte: PNAD-IBGE, 1992-2001.

A tabela 2 abaixo mostra as taxas de variação anuais de produtividade e acrescenta a média para 1940-2000, obtidas por Bonelli (2002). Como a taxa média de crescimento da produtividade ao longo de seis décadas é de 2,9% ao ano (próxima de 3%) e houve décadas com crescimento anual acima e abaixo dessa taxa, todos os testes realizados aqui usam três diferentes valores de  $h$ : 2, 3 e 4%.

**Tabela 2: Taxa de Variação da Produtividade da Mão-de-obra (h)**

Período	Varição Anual da Produtividade (%)
1940-1950	4,3
1950-1960	4,4
1960-1970	3,0
1970-1980	4,7
1980-1991	-0,92
1991-2000	1,8
<b>Média 1940-2000</b>	<b>2,9</b>

Fonte: Bonelli (2002).

### III.2. A Parcela de Tempo no Setor Formal ( $\pi$ )

Seja  $P_{ij}^X$  a probabilidade de um trabalhador com características “X” estar no estado  $j$  no período  $t + 1$ , dado que ele se encontra no estado  $i$  no período  $t$ . Suponha, ainda, que essas probabilidades são fixas, independente do tempo que o indivíduo encontra-se no estado  $i$ , e que existam apenas dois estados: contribuinte (c) e não contribuinte (n). Então, a fração esperada de tempo que um trabalhador com características “X” passa como contribuinte ( $\pi_X$ ) é dada por:

$$\pi_X = \frac{P_{nc}^X}{P_{cn}^X + P_{nc}^X} \quad (8)$$

Neste caso, um estimador consistente de  $\pi_x$  seria simplesmente computar, num determinado instante de tempo, a proporção de contribuintes em uma amostra aleatória de trabalhadores com características “X”. É esse o procedimento adotado no presente trabalho. Evidentemente, para um determinado grupo de indivíduos presentes em algum subgrupo de X, pode não ser verdade que esse procedimento resulte em uma estimativa consistente de  $\pi_x$  para as pessoas que, em um determinado momento do tempo, são observadas como contribuintes. Ou seja, é possível que, mesmo condicional em X, as pessoas observadas contribuindo para o INSS possuam características não-observáveis que as tornem mais propensas a contribuir. Deste modo, estaríamos subestimando o verdadeiro valor de  $\pi$ . Com base nisto e para efeito de comparação dos resultados, as alíquotas atuarialmente justas foram também computadas com base em  $\pi$  igual a um.

A fonte de dados utilizada para computar  $\pi$  foi a PNAD-IBGE, para os anos de 1983, 1985, 1989, 1993, 1997 e 2001. O conjunto “X” considerado inclui características demográficas e de localização geográfica, quais sejam: escolaridade, sexo, coorte, macro-região e área (rural ou urbana). A opção de incluir as coortes (1936 a 1945, 1946 a 1955, 1956 a 1965, 1966 a 1975 e 1976 a 1985) visa captar diferenças no ambiente institucional e na estrutura do mercado de trabalho que prevalecem em diferentes gerações.

A escolha das coortes em intervalos de 10 anos tem como objetivo minimizar o possível efeito ciclo de vida que, embora admitido inexistente, pode estar presente nos dados. Por exemplo, se fosse estipulado coortes com intervalo de um ano, o efeito ciclo de vida poderia dominar as estimativas: as gerações mais novas poderiam apresentar uma menor parcela de contribuintes por, simplesmente, serem observadas com uma idade mais nova na PNAD-2001 e não em virtude de essa geração ter uma menor proporção de contribuintes durante todo o ciclo de vida. Por outro, definir intervalos muito longos na formação das coortes implica supor que o ambiente institucional e as condições do mercado de trabalho são idênticos para pessoas nascidas em épocas muito distantes. Note que excluir as coortes da análise é o mesmo que definir um intervalo de coortes suficientemente grande para englobar todos os trabalhadores observados na amostra<sup>17</sup>.

A amostra inclui os trabalhadores com mais de 16 anos de idade que apresentavam uma das seguintes posições ocupacionais: empregados no setor privado; trabalhadores domésticos; trabalhadores por conta-própria; e desempregados há menos de um ano, cujo último emprego enquadrava-se em uma das posições anteriores. Portanto, excluíram-se os empregadores, os inativos, os desempregados há mais de um ano, os servidores públicos estatutários e militares e os desempregados cuja ocupação no último ano não tenha sido como empregado no setor privado, trabalhador doméstico ou trabalhador por conta própria. Excluíram-se, também, os não remunerados que trabalhavam menos de 15 horas por semana e os trabalhadores cuja atividade era para próprio uso ou consumo. A idéia é reduzir a possibilidade de incluir na amostra pessoas que nunca contribuíram e, provavelmente, nunca venham a contribuir ou ser beneficiária do INSS<sup>18</sup>. Foram considerados oito grupos educacionais, dois grupos de gênero, cinco coortes, cinco macro-regiões e duas áreas. Portanto, foram computados 800 valores de  $\pi$ .

A tabela 3 mostra, para cada ano da pesquisa, os valores médios de  $\pi$  segundo as cinco características consideradas. Os dados revelam que a proporção do tempo como contribuinte é maior entre homens, entre as pessoas mais escolarizadas, assim como é superior na região sudeste, seguida pelo sul, centro-oeste, norte e, por último, nordeste. Além disso, é bem superior o tempo de contribuição dos trabalhadores residentes em áreas urbanas (em média, 55 por cento) em relação aos que moram em áreas rurais (em média, 18 por cento). Curiosamente, no entanto, a contribuição dos rurais vem aumentando ao longo do tempo, enquanto a parcela dos contribuintes no setor urbano vem, ao contrário, sendo reduzida.

---

<sup>17</sup>A hipótese que  $\pi$  não varia com a idade, implícita na equação (2), é uma simplificação. Admitir que  $\pi$  é uma função de t, além de complicar a solução do problema, traria a dificuldade de encontrar uma forma funcional adequada.

<sup>18</sup> Obviamente, estas pessoas teriam acesso ao benefício assistencial (LOAS). No entanto, o foco da nossa análise é o sistema previdenciário, onde não se incluem os benefícios assistenciais. No caso dos servidores públicos, conforme anteriormente discutido (ver nota 12), pressupõe-se que estes trabalhadores carregam todo o recurso para o RPPS quando migram para este último sistema.



Por fim, quanto às coortes, houve uma redução da proporção de contribuintes nas duas últimas gerações (1966 a 1975, 1976 a 1985). Tal observação levanta a dúvida de até que ponto gerações mais novas são mais informais ou se é o efeito ciclo de vida que está apontando uma menor contribuição em gerações recentes.

**Tabela 3: Parcela do Tempo como Contribuinte do INSS ( $\pi$ )**

		1983	1985	1989	1993	1997	2001	Total
<b>Escolaridade</b>								
<b>(anos)</b>	0-3	0,232	0,215	0,245	0,272	0,272	0,274	0,251
	4	0,458	0,434	0,444	0,458	0,425	0,421	0,440
	5-7	0,506	0,488	0,520	0,466	0,433	0,436	0,469
	8	0,688	0,662	0,675	0,608	0,562	0,544	0,608
	9-10	0,711	0,689	0,687	0,567	0,532	0,511	0,595
	11	0,827	0,814	0,795	0,733	0,689	0,684	0,731
	12-14	0,869	0,851	0,824	0,761	0,713	0,698	0,763
	15 ou mais	0,911	0,904	0,892	0,842	0,796	0,784	0,835
<b>Sexo</b>								
	Mulheres	0,379	0,377	0,426	0,429	0,440	0,479	0,430
	Homens	0,489	0,479	0,508	0,505	0,487	0,500	0,495
<b>Coorte</b>								
	1936-1945	0,519	0,494	0,485	0,456	0,388	0,338	0,459
	1946-1955	0,568	0,557	0,553	0,537	0,496	0,461	0,531
	1956-1965	0,487	0,524	0,579	0,555	0,525	0,522	0,532
	1966-1975	0,106	0,171	0,386	0,489	0,533	0,543	0,421
	1976-1985	-	-	-	0,156	0,317	0,465	0,348
<b>Região</b>								
	Norte	0,463	0,457	0,418	0,311	0,291	0,364	0,360
	Nordeste	0,237	0,221	0,248	0,268	0,279	0,312	0,265
	Sudeste	0,568	0,572	0,619	0,591	0,574	0,583	0,585
	Sul	0,480	0,451	0,486	0,568	0,550	0,565	0,520
	Centro-Oeste	0,369	0,373	0,383	0,362	0,386	0,439	0,389
<b>Área</b>								
	Rural	0,135	0,117	0,162	0,225	0,240	0,244	0,180
	Urbana	0,586	0,576	0,593	0,531	0,514	0,529	0,549
<b>Total</b>		0,452	0,445	0,479	0,476	0,468	0,492	0,471

Fonte: Tabulação própria, PNAD-IBGE.

### III. 3. A Taxa de Crescimento Salarial por Tempo de Serviço ( $k$ )

Com base na equação (1), que fixa a evolução salarial dos trabalhadores, podemos obter:

$$\begin{aligned} \ln w_t &= \bar{w}_t + kt \\ \bar{w}_t &= \ln w_0 + ht \end{aligned} \quad (9)$$

onde  $\bar{w}_t$  é o logaritmo do salário inicial, o qual depende das características do trabalhador, acrescido de um termo refletindo o crescimento da produtividade do sistema. O parâmetro  $k$ , por sua vez, mede variação salarial por tempo de serviço no setor privado. Assim, admitiu-se que, em um determinado período de tempo, os salários dos trabalhadores do setor privado podem ser descritos por:

$$\ln w_{it} = \alpha + \gamma_t + X_i\theta + kt + u_{it} \quad (10)$$

Na equação (10),  $\gamma_t$  é um efeito tempo (representado por variáveis *dummies* de ano),  $X_i$  representa o vetor de características que afetam o salário inicial do servidor “i” (supostas fixas no tempo) e  $u_{it}$  é um termo erro que atende as hipóteses usuais. Deste modo, a identificação de  $k$  se deu por estimar a equação (10) por mínimos quadrados ordinários, onde as variáveis que compõem a vetor  $X$  foram: idade que ingressou no mercado de trabalho, quadrado da idade de ingresso, anos completos de estudo, além de um conjunto de variáveis *dummies* para macro-regiões; região metropolitana; área urbana e gênero. A regressão foi estimada para todos os assalariados com carteira de trabalho amostrados na PNAD (1992-2001). Na especificação acima, admite-se que a progressão salarial, ao longo da carreira, não difere entre indivíduos com diferentes características. Entretanto, sabe-se que a progressão na carreira difere entre indivíduos com diferentes características, em particular, em relação à educação. Assim, permitiu-se que “ $k$ ” variasse com o nível educacional e gênero, incluindo a interação dessas variáveis com tempo de experiência “ $t$ ” (medido em anos):  $k = a_0 + a_1 \text{anos de estudo} + a_2 \text{gênero}$ . A tabela 4 apresenta os valores médios de  $k$  para grupos de educação e gênero.

**Tabela 4: Evolução Salarial por Tempo de Serviço no Setor Formal ( $k$ )**

Escolaridade (anos)	Mulheres	Homens	Total
0-3	0,0068	0,0148	0,0124
4	0,0111	0,0191	0,0166
5-7	0,0145	0,0225	0,0200
8	0,0186	0,0266	0,0238
9-10	0,0218	0,0298	0,0265
11	0,0242	0,0322	0,0283
12-14	0,0277	0,0357	0,0317
15 ou mais	0,0322	0,0405	0,0365
<b>Total</b>	<b>0,0196</b>	<b>0,0253</b>	<b>0,0231</b>

Fonte: Tabulação própria, PNAD-IBGE 1992-2001.

### III. 4. Tempo de Trabalho (T) e Duração do Benefício (M - T)

As estimativas dessa seção terão como base a PNAD-2001. A única informação disponível sobre o histórico de trabalho contida na PNAD que nos auxilia na identificação de T é a idade que o indivíduo ingressou no mercado de trabalho. De posse das estimativas de  $\pi$ , o tempo de trabalho T para cada indivíduo é obtido pela expressão abaixo:

$$T = (1 - p_{inv})T^* + p_{inv}T_{INV} \quad (11)$$

$$T^* = \min\left(\frac{T_C}{\pi}, T_I\right)$$

onde:

$p_{inv}$  = Probabilidade de se aposentar por invalidez;

$T_{INV}$  = Tempo esperado de trabalho daqueles que se aposentam por invalidez;

$T^*$  = Tempo esperado de permanência no mercado de trabalho para aqueles que se aposentam por tempo de contribuição ou por idade;

$T_C$  = Tempo de contribuição mínimo requerido pelas regras de aposentadoria por tempo;

$T_I$  = Tempo esperado no mercado de trabalho, caso o indivíduo se aposente por idade.

A estimativa de  $p_{inv}$  foi obtida pela razão entre o fluxo anual de entrada na aposentadoria por invalidez e fluxo total de benefícios concedidos por idade, invalidez ou por tempo de contribuição. Os dados do Ministério da Previdência Social (MPS), para o ano de 2001, nos permitiu, apenas, calcular  $p_{inv}$  por macro-região e por área (rural e urbana). Já a estimativa de  $T_{INV}$  foi calculada para cada assalariado com carteira de trabalho observado na amostra. Para tanto, obteve-se a diferença entre a idade média de aposentadoria por invalidez (segundo macro-região, área e gênero - MPS) e a idade de ingresso no mercado de trabalho. Por fim,  $T_C$  e  $T_I$  foram obtidos com base nas regras de aposentadorias por idade e tempo de contribuição vigentes em setembro de 2001<sup>19</sup> e a idade de ingresso no mercado de trabalho.

Para exemplificar, um trabalhador do sexo masculino, do setor urbano e que ingressou no mercado de trabalho aos 20 anos apresentaria um valor de  $\pi$  igual a 0,549. Para esse trabalhador o valor de  $(T_C / \pi)$  seria de 63,75, enquanto o valor de  $T_I$  seria de 45 anos. Ou seja, o  $T^*$  seria igual a 45 anos, conforme a equação (11)<sup>20</sup>.

A tabela 5 mostra o tempo de permanência no mercado conforme grupo de escolaridade, sexo, coorte, macro-região e área (rural e urbana). Quando se considera  $\pi \neq 1$ , o tempo médio de permanência no mercado de trabalho é de 40,4 anos, decresce com a escolaridade e é menor para as mulheres. A aposentadoria por invalidez reduz, em média, quatro anos o tempo esperado de permanência no mercado de trabalho. No caso em que  $\pi = 1$ , como seria de esperar, o tempo de permanência no mercado de trabalho se reduz sensivelmente. É interessante observar que, nesse caso, praticamente não existe diferença entre considerar, ou não, a aposentadoria por invalidez. Isso ocorre em função do tempo médio no mercado daqueles que se aposentam por tempo de contribuição (32,9 anos) ser praticamente o mesmo daqueles que se aposentam por invalidez (32,8 anos)<sup>21</sup>.

---

<sup>19</sup> As regras de aposentadoria por tempo de contribuição são 35 e 30 anos para homens e mulheres respectivamente. Na aposentadoria por idade, é requerida a idade mínima de 65 e 60 anos, respectivamente, para homens e mulheres. No primeiro caso são reduzidas em 5 anos as exigências de tempo para os professores do ensino fundamental e médio, enquanto que no segundo caso a idade requerida é 5 anos menor para os trabalhadores do setor rural.

<sup>20</sup> Para o cálculo de  $T^*$  e  $T$ , utilizou-se a média de  $\pi$  para o grupo, o que, em virtude das diferentes regras de aposentadoria (idade e tempo de serviço), difere das médias de  $T^*$  e  $T$ , caso essas pudessem ser obtidas pelos  $T$ 's individuais. Por exemplo, suponha que para um determinado grupo, com  $\pi$  médio de 0,6, existem dois subgrupos de indivíduos: 50% com  $\pi = 0,2$  e 50% com  $\pi = 1$ . Admitindo que esses trabalhadores ingressaram no mercado de trabalho aos 20 anos de idade, a média dos  $T$ 's individuais geraria um  $T^* = 40$ , enquanto nosso procedimento gera um  $T^* = 45$ . A superestimativa de  $T$  gera uma subestimativa de  $a$ .

<sup>21</sup> Quando essa comparação é estratificada por gênero, uma diferença maior é observada entre os que se aposentam por invalidez e os que se aposentam por tempo de contribuição. O tempo médio no mercado daqueles que se aposentam por tempo de contribuição é de 35 anos para homens e 29,7 para mulheres, enquanto o tempo médio daqueles que se aposentam por invalidez é de 32,4 e 33,4 anos para homens e mulheres, respectivamente.

**Tabela 5: Tempo de Trabalho (T)**

		$T$	$T^*$	$T$ ( $\pi=1$ )	$T^*$ ( $\pi=1$ )
<b>Escolaridade</b> (anos)	0-3	41,96	46,24	33,46	33,54
	4	41,60	46,06	33,27	33,33
	5-7	41,71	46,35	33,27	33,39
	8	41,03	45,53	33,12	33,22
	9-10	41,05	45,60	32,95	32,93
	11	39,36	43,15	32,56	32,48
	12-14	38,55	42,01	32,09	31,94
	15 ou mais	36,14	38,83	31,82	32,01
<b>Sexo</b>	<i>Mulheres</i>	38,40	41,16	31,05	29,73
	<i>Homens</i>	41,61	46,59	34,07	34,98
<b>Coorte</b>	1936-1945	40,79	45,02	33,12	33,27
	1946-1955	39,70	43,54	32,84	32,97
	1956-1965	39,90	43,76	32,88	32,94
	1966-1975	40,23	44,27	32,85	32,88
	1976-1985	41,05	45,49	32,90	32,86
<b>Região</b>	<i>Norte</i>	40,02	45,73	32,83	33,16
	<i>Nordeste</i>	40,91	44,85	32,69	32,89
	<i>Sudeste</i>	39,85	44,21	32,92	32,93
	<i>Sul</i>	41,28	44,23	32,88	32,81
	<i>Centro-Oeste</i>	40,96	45,53	32,99	33,01
<b>Área</b>	<i>Rural</i>	41,43	42,34	33,60	33,65
	<i>Urbana</i>	40,28	44,60	32,83	32,87
<b>Total</b>		<b>40,35</b>	<b>44,45</b>	<b>32,88</b>	<b>32,92</b>

Fonte: Tabulação própria. Usa PNAD (2001) do IBGE, além dados sobre aposentadoria por invalidez do MPS.

A partir de  $T$  e da data de ingresso no mercado de trabalho, torna-se possível determinar, para cada indivíduo pertencente à amostra, a idade que ele terá no momento da aposentadoria e, assim, estimar o tempo esperado de vida após a aposentadoria. Caso os benefícios cessassem com a morte do titular, isso seria suficiente para identificar  $M$ . Entretanto, como o benefício é integralmente repassado para o cônjuge<sup>22</sup>, a duração esperada do benefício pode diferir do tempo de sobrevivência do titular. Para dar conta desse fato, as tábuas de mortalidade foram recalculadas. O procedimento adotado é o mesmo empregado por Fernandes e Gremaud (2003).

Em primeiro lugar, computou-se, para os indivíduos de uma determinada idade e gênero, a proporção daqueles que possuem cônjuge presente ( $p_c$ ). Para os que possuem cônjuge presente, a idade média do cônjuge foi calculada e, com base nisso, o tempo médio de sobrevivência do cônjuge. Definindo  $S_T$  como o tempo esperado de sobrevivência de indivíduos de determinada idade e gênero e  $S_C$  como o tempo de sobrevivência do cônjuge, o tempo esperado da duração do benefício dos indivíduos que se aposentam em determinada idade é determinado por:

$$\begin{aligned} M - T &= (1 - p_c)S_T + p_c S \\ S &= \max(S_T, S_C) \end{aligned} \quad (12)$$

As tábuas de mortalidades são apresentadas na tabela A2 (apêndice), enquanto as médias do tempo de benefício ( $M - T$ ) aparecem na tabela 6. Para o caso em que  $\pi \neq 1$ , o tempo médio dos benefícios é de 24,8 e 21,2 anos quando se considera e não considera a aposentadoria por invalidez, respectivamente. O tempo de benefício se eleva quando se considera  $\pi=1$  e, nesse caso, não faz diferença considerar, ou não, a aposentadoria por invalidez. Vale ressaltar que a duração média dos benefícios se altera muito pouco em relação às características dos segurados.

<sup>22</sup> Para efeitos de simulação, ignorou-se a transferência dos benefícios para os filhos e para cônjuges ausentes, mas que recebem pensão alimentícia.

**Tabela 6: Tempo Esperado do Benefício (M-T)**

		$(M-T)$	$(M-T)^*$	$(M-T)$ ( $\pi=1$ )	$(M-T)^*$ ( $\pi=1$ )	
<b>Escolaridade</b> (anos)	0-3	24,47	20,53	31,45	30,91	
	4	24,49	20,43	31,33	30,82	
	5-7	24,41	20,14	31,28	30,74	
	8	24,62	20,68	31,15	30,63	
	9-10	24,38	20,22	30,99	30,58	
	11	24,94	21,76	30,66	30,29	
	12-14	25,04	22,06	30,45	30,16	
	15 ou mais	26,40	24,22	30,08	29,53	
	<b>Sexo</b>	Mulheres	23,35	20,80	29,63	30,25
		Homens	25,72	21,40	31,82	30,66
<b>Coorte</b>	1936-1945	24,84	21,04	31,18	30,55	
	1946-1955	25,22	21,99	31,00	30,46	
	1956-1965	25,12	21,80	31,00	30,52	
	1966-1975	24,85	21,24	30,92	30,47	
	1976-1985	24,26	20,24	30,93	30,52	
<b>Região</b>	Norte	24,81	19,95	30,78	30,22	
	Nordeste	23,87	20,39	30,77	30,15	
	Sudeste	25,25	21,44	30,99	30,54	
	Sul	24,15	21,46	31,04	30,69	
	Centro-Oeste	24,65	20,36	31,05	30,59	
<b>Área</b>	Rural	24,95	24,22	31,77	31,07	
	Urbana	24,78	20,95	30,91	30,46	
<b>Total</b>		<b>24,79</b>	<b>21,16</b>	<b>30,96</b>	<b>30,50</b>	

Fonte: Tabulação própria. Usa Tábuas de Vida (2001) e PNAD (2001) do IBGE, além dados sobre aposentadoria por invalidez do MPS.

### III.5. Fração do Último Salário que Determina o Benefício ( $\gamma$ )

Para obter a fração do último salário com que o segurado se aposenta, partiu-se das regras atuais do INSS. Esta fração deve captar dois fatores: (i) para o cálculo do salário de benefício, considera-se a média dos 80% maiores salários sobre todo o período contributivo<sup>23</sup>; e (ii) este salário médio deve ser multiplicado por um fator previdenciário nos casos de aposentadoria por tempo de contribuição, sendo que para as aposentadorias por idade tal multiplicação é facultativa<sup>24</sup>.

A regra salarial definida neste artigo pressupõe um crescimento exponencial dos salários do setor privado de acordo com a produtividade e progresso do indivíduo na carreira, tal como mostra a equação (1). Assim, pode-se obter a média salarial referida no item (i) como função de  $w_T$ , onde:

$$\text{Salário Médio} = \frac{\int_0^T w_0 e^{(h+k)t} dt}{\alpha} = \frac{w_T (1 - e^{-(h+k)\alpha})}{\alpha(h+k)} \quad (13)$$

onde:

$\alpha$  = número de anos correspondente a 80% do tempo total de participação no mercado de trabalho.

<sup>23</sup> A regra de transição determina, para os segurados inscritos até 28/11/1999, a média dos 80% maiores salários desde julho de 1994. Entretanto, como o objetivo é avaliar equilíbrio de longo prazo do sistema, tal regra foi ignorada. Considera-se que as regras vigentes para os novos segurados tenha vigorado para todo período de contribuição dos atuais contribuintes.

<sup>24</sup> Para as aposentadorias por idade, utilizamos o fator apenas quando sua aplicação gerava um maior benefício para o segurado.

Já o fator previdenciário, implementado pela lei 9.876 de novembro de 1999, varia com a idade e tempo de contribuição e é dado pela seguinte função:

$$Fator = \frac{T_C \cdot 0,31}{Expectativa \ de \ vida} \left[ 1 + \frac{Idade + T_C \cdot 0,31}{100} \right] \quad (14)$$

onde:

$T_C$  = Tempo de contribuição<sup>25</sup>

Na equação (14),  $T_C$  é o tempo de contribuição, o qual é obtido pela multiplicação  $\pi T$ . Dado a idade do trabalhador, a expectativa de vida é estimada diretamente pela tábua de mortalidade (não ajustada). Assim, redutor  $\gamma$  do último salário pode ser descrito pela função:

$$\gamma = \frac{(1 - e^{-(h+k)\alpha})}{\alpha(h+k)} \frac{\pi T \cdot 0,31}{Expectativa \ de \ vida} \left[ 1 + \frac{Idade + \pi T \cdot 0,31}{100} \right] \quad (15)$$

Note que, o valor do benefício ( $\gamma w_T$ ) não deve exceder o teto previdenciário, nem pode ser inferior ao piso previdenciário (igual a 1 SM). Assim, baseado no valor do SM e no teto previdenciário em 2001, ajustou-se  $\gamma$  para que  $1 \text{ SM} \leq \gamma w_T \leq 7,95 \text{ SM}$ <sup>26</sup>. A tabela 7 apresenta os valores médios de  $\gamma$ , para diversos grupos de contribuintes, na hipótese de que  $h$  é igual a 0,03. Os valores de  $\gamma$  para os casos de  $h$  igual a 0,02 e 0,04 encontram-se nas tabelas A3 e A4, no apêndice. Pode-se observar que os valores de  $\gamma$  são pouco sensíveis à inclusão, ou não, da aposentadoria por invalidez e das hipóteses adotadas sobre  $\pi$ . As principais variações em  $\gamma$  são verificadas para os grupos de escolaridade e coorte. Para o caso da escolaridade, que é altamente correlacionada com renda permanente, tal variação reflete em grande parte os ajustes devido ao teto e piso previdenciário. Quanto aos grupos de coorte, o formato em “U” apresentado por  $\gamma$  é de mais difícil interpretação.

<sup>25</sup> No caso das mulheres e professores acrescenta-se 5 anos no cálculo de  $T_C$  e, para as professoras, acrescenta-se 10 anos.

<sup>26</sup> O valor do salário mínimo é corrigido com base em  $h$ :  $SM_t = SM_0 e^{ht}$

**Tabela 7: Fração do Último Salário que Determina o Benefício ( $\gamma$ ) – usando  $h=0,03$**

		$\gamma$	$\gamma^*$	$\gamma$ ( $\pi=1$ )	$\gamma^*$ ( $\pi=1$ )
<b>Escolaridade</b>					
<b>(anos)</b>	0-3	0,581	0,543	0,529	0,520
	4	0,535	0,498	0,473	0,471
	5-7	0,495	0,461	0,415	0,422
	8	0,473	0,445	0,394	0,401
	9-10	0,455	0,426	0,365	0,372
	11	0,432	0,420	0,361	0,367
	12-14	0,402	0,394	0,343	0,347
	15 ou mais	0,322	0,326	0,315	0,317
<b>Sexo</b>					
	Mulheres	0,496	0,479	0,407	0,392
	Homens	0,452	0,424	0,402	0,417
<b>Coorte</b>					
	1936-1945	0,639	0,603	0,610	0,601
	1946-1955	0,527	0,495	0,520	0,506
	1956-1965	0,459	0,444	0,420	0,419
	1966-1975	0,443	0,424	0,366	0,375
	1976-1985	0,460	0,430	0,359	0,367
<b>Região</b>					
	Norte	0,480	0,439	0,402	0,407
	Nordeste	0,491	0,461	0,427	0,431
	Sudeste	0,464	0,442	0,399	0,402
	Sul	0,461	0,445	0,402	0,405
	Centro-Oeste	0,479	0,446	0,403	0,405
<b>Área</b>					
	Rural	0,521	0,513	0,460	0,465
	Urbana	0,466	0,441	0,400	0,403
<b>Total</b>		<b>0,469</b>	<b>0,446</b>	<b>0,404</b>	<b>0,407</b>

Fonte: Tabulação própria, PNAD-IBGE, 2001.

\* Não considera entrada na aposentadoria por invalidez.

#### IV. Resultados

Os principais resultados do trabalho aparecem na tabela 8. Nela pode-se observar as alíquotas médias, sob diversas hipóteses, para os empregados com carteira de trabalho observados na PNAD-2001<sup>27</sup>. Na hipótese em que  $\pi$  é igual a um, todos os valores de  $a$  se encontram abaixo de 0,28, que é a alíquota média efetivamente paga pelos empregados com carteira de trabalho. Assim, se os empregados tivessem todo seu período de vida ativa como contribuinte do INSS as alíquotas cobradas seriam mais que suficiente para financiar os benefícios previdenciários.

Quando  $\pi$  é diferente de um, os contribuintes - em um determinado instante do tempo  $t$  - têm que arcar com suas próprias contribuições e com as contribuições daqueles que, embora não contribuintes em  $t$ , venham se aposentar pelo INSS. Nesse caso, as alíquotas efetivamente pagas (em média, ao redor de 0,28) não são suficientes para financiar o sistema em algumas hipóteses adotadas. Se a economia apresenta uma taxa de crescimento da produtividade de 0,04, então, o sistema estaria praticamente equilibrado, independentemente de considerar ou não a entrada na aposentadoria por invalidez. Para valores de crescimento da produtividade de 0,02, o sistema não estaria equilibrado. Por fim, para  $h$  igual a 0,03, o equilíbrio financeiro do INSS dependeria da inclusão, ou não, da aposentadoria por invalidez.

Vale destacar que, para  $\pi$  diferente de um, a alíquota atuarialmente justa é bastante sensível à inclusão da aposentadoria por invalidez. Isso se dá devido à elevada probabilidade de ingresso na aposentadoria por invalidez adotada no trabalho: 33%, em média, na amostra utilizada. Essa probabilidade foi obtida com base na razão entre o fluxo anual de entrada na aposentadoria por invalidez e o fluxo total de benefícios concedidos, por idade, invalidez, ou por tempo de contribuição para ano de 2001. Como os dados do Ministério da Previdência Social não identificam a posição ocupacional e nem escolaridade, é possível que essa proporção seja superestimada para o trabalhador representativo da

<sup>27</sup> A alíquota média é  $\frac{\sum a_i w_i}{\sum w_i}$

amostra. Por outro lado, este trabalho não considera a possibilidade de morte do segurado antes da aposentadoria, o que subestima a alíquota atuarialmente justa.

**Tabela 8: Alíquotas Atuarialmente Justas ( $a$ )**

Crescimento da Produtividade ( $h$ )	Considerando Invalidez		Desconsiderando Invalidez	
	$\pi \neq 1$	$\pi = 1$	$\pi \neq 1$	$\pi = 1$
0,02	0,407	0,240	0,320	0,241
0,03	0,333	0,212	0,274	0,196
0,04	0,287	0,159	0,235	0,160

Considerando o crescimento da produtividade ( $h$ ) igual 0,03, a tabela 9 mostra como a alíquota atuarialmente justa varia conforme grupo de escolaridade, sexo, coorte, macro-região e área. Por esta tabela, observa-se que indivíduos mais escolarizados e do sexo masculino possuem uma alíquota inferior frente aos demais grupos. Quanto aos grupos de coortes, o formato em “U” reflete o mesmo comportamento observado para o  $\gamma$ . Além disso, encontra-se uma alíquota mais baixa para os residentes no sudeste brasileiro, bem como, em áreas urbanas. Tendo como base principalmente o resultado obtido por grupo de escolaridade e por área (rural e urbana), é bastante claro que grande parte da diferença observada desaparece quando se supõe que  $\pi$  é igual a um. As tabelas A5 e A6, no apêndice, reportam as alíquotas para as taxas de crescimento da produtividade ( $h$ ) iguais a 0,02 e 0,04, respectivamente.

**Tabela 9: Alíquotas Atuarialmente Justas ( $a$ ) – usando  $h=0,03$**

		$a$	$a^*$	$a$ ( $\pi=1$ )	$a^*$ ( $\pi=1$ )
<b>Escolaridade (anos)</b>					
	0-3	0,854	0,696	0,224	0,209
	4	0,466	0,369	0,220	0,208
	5-7	0,436	0,337	0,208	0,202
	8	0,319	0,252	0,211	0,205
	9-10	0,355	0,276	0,205	0,203
	11	0,257	0,216	0,210	0,204
	12-14	0,237	0,204	0,210	0,196
	15 ou mais	0,174	0,154	0,205	0,165
<b>Sexo</b>					
	Mulheres	0,367	0,315	0,211	0,196
	Homens	0,316	0,254	0,213	0,196
<b>Coorte</b>					
	1936-1945	0,331	0,282	0,290	0,224
	1946-1955	0,268	0,230	0,253	0,206
	1956-1965	0,261	0,222	0,216	0,193
	1966-1975	0,331	0,272	0,198	0,191
	1976-1985	0,445	0,348	0,197	0,197
<b>Região</b>					
	Norte	0,493	0,365	0,212	0,199
	Nordeste	0,598	0,495	0,220	0,206
	Sudeste	0,275	0,226	0,210	0,192
	Sul	0,279	0,242	0,212	0,199
	Centro-Oeste	0,418	0,329	0,208	0,196
<b>Área</b>					
	Rural	1,025	0,982	0,222	0,210
	Urbana	0,302	0,244	0,211	0,195
<b>Total</b>		<b>0,333</b>	<b>0,274</b>	<b>0,212</b>	<b>0,196</b>

Fonte: Tabulação própria, PNAD-IBGE, 2001.

\* Não considera entrada na aposentadoria por invalidez.



## V. Conclusões

O objetivo do presente artigo foi avaliar, para os empregados com carteira de trabalho observados na PNAD-2001, as alíquotas de contribuição necessárias para fazer frente aos benefícios esperados do INSS em um sistema atuarialmente justo.

Chegou-se à conclusão que para alcançar o equilíbrio de longo prazo do sistema, independentemente das hipóteses sobre a parcela de tempo de contribuição e probabilidade de ingresso na aposentadoria por invalidez, é necessária uma taxa de crescimento da produtividade de 4%. Quando se supõe a produtividade crescendo a taxas menores (2 e 3%), então, o equilíbrio do sistema dependerá, fundamentalmente, da parcela de tempo como contribuinte. Ou seja, o principal fator de desequilíbrio do sistema é oriundo da elevada taxa de informalidade no mercado de trabalho.

Quando se comparam as alíquotas atuarialmente justas entre diversos grupos de trabalhadores, observa-se uma grande dispersão, indicando que o INSS possui um importante caráter distributivo. Tais transferências, de modo geral, vão no sentido “correto”: dos grupos de maiores salários para os de salários mais baixos. Novamente, o principal fator para explicar essas transferências é a informalidade. Caso todos os trabalhadores contribuíssem para a previdência durante toda sua vida ativa, as transferências seriam sensivelmente reduzidas. A fonte de transferência mais importante é daqueles cuja parcela do tempo de trabalho como contribuinte é elevada para aqueles cuja parcela é reduzida. Assim, as transferências dos grupos de altos salários para os de baixos salários são, fundamentalmente, explicadas grau de formalização dos diversos grupos.

Em suma, a informalidade constitui-se o principal fator para explicar tanto o desequilíbrio quanto o caráter distributivo do RGPS.

## Referências

- Afonso, L. E. *Um Estudo dos Aspectos Distributivos da Previdência Social no Brasil*. Tese de Doutorado apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, 2003.
- Bonelli, R. *Labor Productivity in Brazil during the 1990s*, Texto para Discussão n.º 906, IPEA, 2002.
- Fernandes, R. Mercado de Trabalho Não-Regulamentado: Participação Relativa e Diferenciais de Salários. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 26, no. 3, 1996
- Fernandes, R. Encargos Sociais e Demanda por Trabalho no Setor Formal da Economia. *Economia Aplicada*. vol. 2. n. 3, 1998.
- Fernandes, R. *Composição Ocupacional da População Ativa: Uma Análise do Brasil Urbano nos Anos 90*. 7º Encontro Nacional de Estudos do Trabalho – ABET, Salvador, Outubro de 2001.
- Fernandes, R. e Gremaud, A. P. *Regime de Previdência dos Servidores Públicos: Equilíbrio Financeiro e Justiça Atuarial*. Escola de Administração Fazendária – ESAF, mimeo, 2003.
- Giambiagi, F. Do Déficit de Metas às Metas de Déficit: A Política Fiscal do Governo Fernando Henrique Cardoso – 1995/2002. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 32, n. 1, 2002.
- Hamann A. J. *The Reform of the Pension System in Italy*. IMF Working Paper, n. 97/18, 1997.
- Ministério da Previdência e Assistência Social. *Boletim Estatístico de Previdência Social*, vol. 8, n.º 5, maio/2003.
- Oliveira, F. E. B., Beltrão, K. I. e Maniero, L. V. F. *Alíquotas Equânimes para um Sistema de Seguridade Social*. IPEA, Texto para Discussão n.º 524, 1997.
- Samuelson, P. An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money. *Journal of Political Economy*, vol. LXVI, n. 6, 1958.
- Summers, L. H. Some Simple Economics of Mandated Benefits. *American Economic Review*, vol. 79, n. 2., 1989.

## Apêndice

**Tabela A1: Sistema de Previdência Social – Comparações Internacionais**

País	Idade de Aposentadoria		Alíquota de Contribuição		
	Mulher	Homem	Trabalhador	Empregador	Total
Áustria	60	65	10,3	12,6	22,9
Bélgica	65	65	7,5	8,9	16,4
Dinamarca	67	67	-	-	-
Finlândia	65	65	0,0	16,8	16,8
França	60	60	10,0	9,8	19,8
Alemanha	65	65	8,9	8,9	17,8
Grécia	60	65	5,3	10,5	15,7
Irlanda	65	65	5,5	12,2	17,7
Itália	57	57	12,0	20,0	32,0
Luxemburgo	65	65	8,0	8,0	16,0
Holanda	65	65	15,2	0,0	15,2
Portugal	62	65	11,0	24,5	35,5*
Espanha	65	65	2,8	13,9	16,7
Suécia	65	65	8,0	13,0	21,0
Reino Unido	60	65	8,3	10,5	18,8
Estados Unidos	65	65	6,2	6,2	12,4
Japão	65	65	14,6	2,3	16,9

Fonte: Hamann (1997)

\* Inclui contribuição para outros programas além da aposentadoria por idade

**Tabela A2: Tábuas de Mortalidade**

Idade	Básica		Ajustada	
	Homem	Mulher	Homem	Mulher
48	24,9	29,6	33,8	29,6
49	24,1	28,7	32,1	28,7
50	23,4	27,8	32,1	27,8
51	22,6	27,0	31,2	27,0
52	21,8	26,1	30,3	26,1
53	21,1	25,3	29,4	25,3
54	20,3	24,5	28,5	24,5
55	19,6	23,6	27,7	23,6
56	18,9	22,8	26,6	22,8
57	18,2	22,0	25,9	22,0
58	17,5	21,2	25,7	21,2
59	16,8	20,4	24,2	20,4
60	16,1	19,6	24,3	19,6
61	15,4	18,8	23,3	18,8
62	14,8	18,1	22,5	18,1
63	14,1	17,3	21,6	17,3
64	13,5	16,6	20,8	16,6
65	12,9	15,8	19,8	15,8
66	12,2	15,1	18,9	15,1
67	11,6	14,4	18,9	14,4
68	11,0	13,7	18,2	13,7
69	10,5	13,0	17,4	13,0
70	9,9	12,3	17,3	12,3
71	9,4	11,7	15,8	11,7
72	8,8	11,1	15,0	11,1
73	8,3	10,4	14,3	10,4
74	7,9	9,9	13,7	9,9
75	7,4	9,3	13,4	9,3
76	7,0	8,7	12,7	8,7
77	6,5	8,2	12,7	8,2
78	6,1	7,7	11,8	7,7
79	5,8	7,2	11,9	7,2
80	5,4	6,4	11,8	6,4

**Tabela A3: Fração do Último Salário que Determina o Benefício ( $\gamma$ ) – usando  $h=0,02$**

		$\gamma$	$\gamma^*$	$\gamma$ ( $\pi=1$ )	$\gamma^*$ ( $\pi=1$ )
<b>Escolaridade</b>					
(anos)	0-3	0,645	0,613	0,578	0,577
	4	0,597	0,565	0,518	0,525
	5-7	0,556	0,526	0,461	0,473
	8	0,529	0,505	0,434	0,447
	9-10	0,508	0,483	0,401	0,413
	11	0,476	0,471	0,394	0,406
	12-14	0,434	0,436	0,368	0,380
	15 ou mais	0,335	0,351	0,328	0,340
<b>Sexo</b>					
	Mulheres	0,549	0,539	0,446	0,437
	Homens	0,501	0,479	0,438	0,462
<b>Coorte</b>					
	1936-1945	0,667	0,643	0,618	0,626
	1946-1955	0,571	0,552	0,546	0,548
	1956-1965	0,511	0,502	0,462	0,470
	1966-1975	0,494	0,480	0,408	0,423
	1976-1985	0,515	0,488	0,395	0,407
<b>Região</b>					
	Norte	0,536	0,496	0,444	0,454
	Nordeste	0,547	0,520	0,472	0,481
	Sudeste	0,511	0,498	0,432	0,445
	Sul	0,515	0,502	0,442	0,449
	Centro-Oeste	0,535	0,505	0,444	0,451
<b>Área</b>					
	Rural	0,582	0,576	0,507	0,516
	Urbana	0,515	0,497	0,437	0,448
<b>Total</b>		<b>0,520</b>	<b>0,502</b>	<b>0,441</b>	<b>0,452</b>

**Tabela A4: Fração do Último Salário que Determina o Benefício ( $\gamma$ ) – usando  $h=0,04$**

		$\gamma$	$\gamma^*$	$\gamma$ ( $\pi=1$ )	$\gamma^*$ ( $\pi=1$ )
<b>Escolaridade</b>					
(anos)	0-3	0,527	0,486	0,487	0,472
	4	0,481	0,444	0,432	0,426
	5-7	0,442	0,408	0,376	0,379
	8	0,424	0,395	0,358	0,362
	9-10	0,408	0,371	0,331	0,336
	11	0,389	0,375	0,329	0,334
	12-14	0,365	0,354	0,314	0,318
	15 ou mais	0,299	0,303	0,293	0,295
<b>Sexo</b>					
	Mulheres	0,448	0,430	0,371	0,354
	Homens	0,407	0,377	0,368	0,379
<b>Coorte</b>					
	1936-1945	0,615	0,574	0,597	0,582
	1946-1955	0,486	0,448	0,491	0,469
	1956-1965	0,411	0,395	0,377	0,373
	1966-1975	0,396	0,378	0,330	0,337
	1976-1985	0,412	0,377	0,326	0,332
<b>Região</b>					
	Norte	0,432	0,390	0,366	0,367
	Nordeste	0,443	0,411	0,388	0,389
	Sudeste	0,419	0,395	0,365	0,365
	Sul	0,415	0,397	0,367	0,367
	Centro-Oeste	0,432	0,397	0,367	0,367
<b>Área</b>					
	Rural	0,469	0,462	0,418	0,423
	Urbana	0,420	0,393	0,366	0,365
<b>Total</b>		<b>0,423</b>	<b>0,398</b>	<b>0,369</b>	<b>0,369</b>

Fonte: Tabulação própria, PNAD-IBGE, 2001.

\* Não considera entrada na aposentadoria por invalidez.

**Tabela A5: Alíquotas Atuarialmente Justas ( $a$ ) -  $h$  igual a 0,02**

	$a$	$a^*$	$a$ ( $\pi=1$ )	$a^*$ ( $\pi=1$ )
<b>Escolaridade</b>				
(anos)	0-3	1,000	0,818	0,266
	4	0,553	0,435	0,260
	5-7	0,523	0,402	0,252
	8	0,387	0,306	0,253
	9-10	0,431	0,334	0,251
	11	0,312	0,262	0,250
	12-14	0,282	0,239	0,238
	15 ou mais	0,204	0,178	0,202
<b>Sexo</b>				
	Mulheres	0,431	0,370	0,240
	Homens	0,371	0,295	0,240
<b>Coorte</b>				
	1936-1945	0,393	0,331	0,265
	1946-1955	0,323	0,275	0,250
	1956-1965	0,316	0,265	0,237
	1966-1975	0,391	0,319	0,235
	1976-1985	0,535	0,418	0,241
<b>Região</b>				
	Norte	0,574	0,419	0,245
	Nordeste	0,693	0,573	0,256
	Sudeste	0,328	0,266	0,235
	Sul	0,334	0,289	0,245
	Centro-Oeste	0,494	0,385	0,241
<b>Área</b>				
	Rural	1,244	1,193	0,264
	Urbana	0,356	0,285	0,239
<b>Total</b>		<b>0,407</b>	<b>0,320</b>	<b>0,240</b>

**Tabela A6: Alíquotas Atuarialmente Justas ( $a$ ) -  $h$  igual a 0,04**

	$a$	$a^*$	$a$ ( $\pi=1$ )	$a^*$ ( $\pi=1$ )
<b>Escolaridade</b>				
(anos)	0-3	0,735	0,593	0,170
	4	0,398	0,315	0,167
	5-7	0,366	0,283	0,160
	8	0,266	0,209	0,163
	9-10	0,294	0,223	0,161
	11	0,214	0,178	0,164
	12-14	0,203	0,173	0,161
	15 ou mais	0,149	0,133	0,143
<b>Sexo</b>				
	Mulheres	0,314	0,269	0,157
	Homens	0,273	0,218	0,161
<b>Coorte</b>				
	1936-1945	0,283	0,243	0,189
	1946-1955	0,226	0,194	0,175
	1956-1965	0,219	0,187	0,159
	1966-1975	0,283	0,233	0,154
	1976-1985	0,369	0,285	0,157
<b>Região</b>				
	Norte	0,428	0,319	0,162
	Nordeste	0,517	0,424	0,166
	Sudeste	0,235	0,192	0,157
	Sul	0,235	0,202	0,161
	Centro-Oeste	0,358	0,281	0,160
<b>Área</b>				
	Rural	0,846	0,809	0,166
	Urbana	0,259	0,209	0,159
<b>Total</b>		<b>0,287</b>	<b>0,235</b>	<b>0,159</b>

Fonte: Tabulação própria, PNAD-IBGE, 2001.

\* Não considera entrada na aposentadoria por invalidez.