

Marcelo de Sales Pessoa

Ensaio sobre Precificação de Ativos e Previdência no Brasil

Rio de Janeiro

2006

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Escola de Pós-Graduação em Economia – EPGE
Fundação Getúlio Vargas

Ensaio sobre Precificação de Ativos e Previdência no Brasil

Tese submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação
Getúlio Vargas como requisito para a obtenção do Título de Doutor em
Economia

Aluno: Marcelo de Sales Pessoa

Banca Examinadora:

Professor Marco Bonomo (Orientador, EPGE/FGV)

Professor René Garcia (Université de Montréal)

Professor Kaizô Beltrão (ENCE/IBGE)

Professor Pedro Cavalcanti Ferreira (EPGE/FGV)

Professor Luiz Henrique Braido (EPGE/FGV)

Rio de Janeiro

2006

Agradecimentos

A Deus, pelas graças concedidas;
À Carla, pelo amor e pela dedicação;
À família, pelo apoio constante;
Ao prof. Marco Bonomo, pela orientação imprescindível;
Aos membros da banca, pelos valiosos comentários;
Aos assistentes de pesquisa, Enrique Ciudad e João Zanni, pela presteza e eficiência;
Aos colegas da EPGE e do IPEA e a todos os amigos, pelo ajuda incondicional;
À EPGE, pela excelência na formação.

Sumário

Lista de Tabelas	7
Lista de Figuras	10
Resumo	12
1. Reproduzindo os Momentos dos Retornos dos Ativos Brasileiros com Aversão a Desapontamento Generalizada	14
1.1 Introdução	15
1.2 Modelos	17
1.2.1 Função de Utilidade Esperada	17
1.2.2 Função de Utilidade Esperada Generalizada	20
1.2.3 Preferências com Aversão a Desapontamento	23
1.2.4 Aversão a Desapontamento Generalizada	27
1.2.5 Processo de Dotação Markov Switching	30
1.3 Dados	33
1.3.1 Consumo	34
1.3.2 Ibovespa e Selic	38
1.3.3 Dividendos	39
1.4 Resultados	42
1.5 Conclusão	49
1.6 Referências	50
1.7 Anexos	58
1.7.1 Anexo I	58
1.7.2 Anexo II	59
1.7.3 Anexo III	59
2. A Aposentadoria por Invalidez dos Servidores Públicos Civis do Poder Executivo Federal Brasileiro entre 1994 e 2004	60
2.1 Introdução	61
2.2 Dados	63
2.3 Análise Descritiva	65
2.3.1 Frequência	65

2.3.2 Impacto Financeiro	68
2.3.3 Perfil	70
2.3.3.1 Idade	70
2.3.3.2 Sexo	72
2.3.3.3 Escolaridade	74
2.3.3.4 Renda	76
2.3.3.5 Tempo de Contribuição	78
2.3.3.6 Tipo	80
2.3.3.7 Local	81
2.4 Base Institucional da Aposentadoria por Invalidez	84
2.5 Modelo Empírico	88
2.6 Resultados	89
2.6.1 Resultados da Estimação	89
2.6.2 Implicações para Políticas Públicas	94
2.7 Conclusão	96
2.8 Referências	97
2.9 Anexo	99
3. A Escolha da Idade da Aposentadoria pelos Servidores Públicos Civis do Poder Executivo Federal Brasileiro entre 1994 e 2004	117
3.1 Introdução	118
3.2 Revisão Bibliográfica	119
3.3 Modelo Empírico	122
3.4 Base Institucional da Aposentadoria Antecipada	124
3.5 Dados	127
3.5.1 Análise Descritiva	129
3.5.1.1 Freqüência	129
3.5.1.2 Sexo	130
3.5.1.3 Idade	131
3.5.1.4 Escolaridade	132
3.5.1.5 Estado Civil	133
3.5.1.6 Salário	134

3.5.1.7 Cargo	135
3.5.1.8 Local	136
3.6 Resultados	137
3.6.1 Resultados da Regressão	137
3.6.2 Implicações para Políticas Públicas	141
3.7 Conclusão	143
3.8 Referências	144
3.9 Anexo	147

Lista de Tabelas

Capítulo 1

1.1 Paradoxo de Allais	23
1.2 Comparação das estatísticas descritivas básicas da série de crescimento trimestral do consumo	36
1.3 Matriz de variância-covariância e médias trimestrais das séries financeiras e do consumo	41
1.4 Estimativas dos coeficientes do Modelo Markov switching bivariado	42
1.5 Parâmetros do processo de dotação	42
1.6 Momentos teóricos	43
1.7 Momentos teóricos com fator de desconto intertemporal elevado	48
1.8 Estatísticas básicas para a economia americana no período 1889-1978	59

Capítulo 2

2.1 Regressão logit para a probabilidade de aposentadoria por invalidez	90
2.2 Tabulação cruzada entre tipo de aposentadoria e diferença entre os proventos	91
2.3 Quantidade e Percentual de Aposentados por Tipo de Aposentadoria e Regime Previdenciário entre 1994 e 2004	99
2.4 Quantidade e percentual de concessões de aposentadorias no RGPS por tipo de aposentadoria entre 1994 e 2004	100
2.5 Quantidade e percentual de concessões de aposentadorias no RJU por tipo de aposentadoria entre 1994 e 2004	101
2.6 Razão: Aposentados por Invalidez / Servidores ativos	102
2.7 Vencimento bruto dos aposentados por invalidez	102
2.8 Vencimento bruto dos aposentados	103
2.9 Vencimento bruto dos funcionários	103
2.10 Dispêndio bruto real com funcionários (em R\$ milhões/mês)	104
2.11 Média da idade na aposentadoria	104

2.12 Quantidade e percentual de aposentados por invalidez por idade na aposentadoria	106
2.13 Quantidade e percentual de funcionários ativos por idade na aposentadoria	107
2.14 Quantidade e percentual de aposentados por invalidez por sexo na aposentadoria	107
2.15 Quantidade e percentual de funcionários ativos por sexo	108
2.16 Quantidade e percentual de aposentados por invalidez por escolaridade	108
2.17 Quantidade e percentual de funcionários ativos por escolaridade	109
2.18 Quantidade e percentual de aposentados por invalidez por faixa salarial na aposentadoria	109
2.19 Quantidade e percentual de funcionários ativos por faixa de salário	110
2.20 Quantidade e percentual de aposentados por invalidez por tempo de contribuição	111
2.21 Quantidade e percentual de ativos por tempo de contribuição	112
2.22 Quantidade e percentual de aposentados por invalidez por tipo de invalidez na aposentadoria	112
2.23 Quantidade e percentual de aposentados por invalidez entre os aposentados por região do país	113
2.24 Quantidade e percentual de funcionários ativos em 2003 por região do país	113
2.25 Razão Aposentados por invalidez / funcionários ativos em 2003 por região do país	114
2.26 Diferença entre proventos na aposentadoria por invalidez e na aposentadoria proporcional como função do tempo de serviço	114
2.27 Probabilidade de aposentadoria por invalidez de acordo com a idade e a diferença entre proventos para um servidor representativo	115
2.28 Probabilidade de aposentadoria por invalidez de acordo com o vencimento bruto e a diferença entre proventos para um servidor representativo	116
2.29 Resultado da adição de um número crescente de controles ao modelo	116

Capítulo 3

3.1 Acréscimo percentual no provento por ano de aposentadoria postergado segundo regras anteriores à EC 20/98	125
3.2 Acréscimo percentual no provento por ano de aposentadoria postergado segundo regras da EC 20/98	126
3.3 Acréscimo percentual no provento por ano de aposentadoria postergado segundo regras da EC 41/03	127
3.4 Resultados da regressão logit para a probabilidade de antecipação da aposentadoria	139
3.5 Capacidade de previsão do modelo	140
3.6 Déficit Previdenciário entre 1995 e 2004	147
3.7 Média da idade na aposentadoria	147
3.8 Percentual de aposentadorias antecipadas e normais entre 1994 e 2004	148
3.9 Tipo de aposentadoria por sexo	149
3.10 Tipo de aposentadoria por idade	149
3.11 Tipo de aposentadoria por escolaridade	149
3.12 Tipo de aposentadoria por estado civil	150
3.13 Tipo de aposentadoria por vencimento bruto (R\$ mil)	150
3.14 Tipo de aposentadoria por cargo	150
3.15 Tipo de aposentadoria por região do país	151
3.16 Probabilidade de aposentadoria antecipada de acordo com o vencimento bruto e o acréscimo entre proventos para um servidor representativo	151
3.17 Probabilidade de aposentadoria antecipada de acordo com o vencimento bruto e o acréscimo entre proventos para um servidor representativo	152

Lista de Figuras

Capítulo 1

1.1 Consumo trimestral per capita	36
1.2 Crescimento do consumo trimestral per capita	38
1.3 Retorno do IBOVESPA	39
1.4 Taxa de juros SELIC	39
1.5 Dividendo trimestral per capita	40
1.6 Crescimento do dividendo trimestral per capita	41

Capítulo 2

2.1 Percentual de aposentadoria por invalidez nos setores público e privado entre 1994 e 2004	65
2.2 Quantidade e percentual de concessões de aposentadorias no RGPS por tipo de aposentadoria entre 1994 e 2004	66
2.3 Quantidade e percentual de concessões de aposentadorias no RJU por tipo de aposentadoria entre 1994 e 2004	67
2.4 Razão: Aposentados por Invalidez / Servidores ativos	68
2.5 Evolução do vencimento bruto real médio dos funcionários, dos aposentados, e dos aposentados por invalidez do Poder Executivo Federal entre 1994 e 2004	69
2.6 Evolução do dispêndio bruto real com os aposentados por invalidez do Poder Executivo Federal entre 1994 e 2004	70
2.7 Percentual de aposentados por invalidez por idade na aposentadoria	71
2.8 Percentual de funcionários ativos por idade na aposentadoria	72
2.9 Percentual de aposentados por invalidez por sexo na aposentadoria	73
2.10 Percentual de funcionários ativos por sexo	74
2.11 Percentual de aposentados por invalidez por escolaridade	75
2.12 Percentual de funcionários ativos por escolaridade	76
2.13 Percentual de aposentados por invalidez por faixa salarial na aposentadoria	77
2.14 Percentual de funcionários ativos por faixa de salário	78

2.15 Percentual de aposentados por invalidez por tempo de contribuição	79
2.16 percentual de ativos por tempo de contribuição	80
2.17 Percentual de aposentados por invalidez por tipo de invalidez na aposentadoria	81
2.18 Percentual de aposentados por invalidez entre os aposentados por região do país	82
2.19 Percentual de funcionários ativos em 2003 por região do país	83
2.20 Razão Aposentados por invalidez / funcionários ativos em 2003 por região do país	84
2.21 Diferença entre proventos na aposentadoria por invalidez e na aposentadoria proporcional como função do tempo de serviço	87
2.22 Probabilidade de aposentadoria por invalidez de acordo com a idade e a diferença entre proventos para um servidor representativo	94
2.23 Probabilidade de aposentadoria por invalidez de acordo com o vencimento bruto e a diferença entre proventos para um servidor representativo	95
2.24 Idade média na aposentadoria entre 1994 e 2004	105

Capítulo 3

3.1 Percentuais de aposentadorias antecipadas e normais entre 1994 e 2004	129
3.2 Tipo de aposentadoria por sexo	131
3.3 Tipo de aposentadoria por idade	132
3.4 Tipo de aposentadoria por escolaridade	133
3.5 Tipo de aposentadoria por estado civil	134
3.6 Tipo de aposentadoria por vencimento bruto (R\$ mil)	135
3.7 Tipo de aposentadoria por cargo	136
3.8 Tipo de aposentadoria por região do país	137
3.9 Probabilidade de aposentadoria antecipada antes e depois da EC 20/98 para um servidor representativo com vencimento bruto entre R\$ 1 mil e R\$ 10 mil	142
3.10 Probabilidade de aposentadoria antecipada antes e depois da EC 41/03 para um servidor representativo com vencimento bruto entre R\$ 1 mil e R\$ 10 mil:	143
3.11 Média da idade na aposentadoria entre 1994 e 2004	148

Resumo

Esta tese é composta de três ensaios em finanças e previdência pública. O primeiro ensaio está relacionado à literatura sobre precificação de ativos e, mais especificamente, sobre o puzzle do prêmio de risco acionário. Os outros dois ensaios não guardam semelhança com o primeiro, estando ligados ao tema previdenciário. Ambos tratam do efeito das reformas da previdência sobre as decisões dos agentes quanto ao momento e ao tipo de suas aposentadoria.

No primeiro ensaio, testamos o CCAPM com dados brasileiros utilizando quatro tipos de preferências: utilidade esperada; utilidade esperada generalizada; aversão a desapontamento; e aversão a desapontamento generalizada. A dotação conjunta de consumo e de dividendo foi modelada como um processo Markov switching heterocedástico bivariado de dois estados. A adoção desse modelo só se tornou possível após a criação de uma série de dividendos do IBOVESPA. A possibilidade de se solucionar o *Equity Premium Puzzle* deu-se através da generalização de preferências que exibem aversão a desapontamento como proposta por Routledge e Zin (2003). Dotando o agente representativo de aversão ao risco de primeira ordem dependente do estado e contra-cíclica, pudemos elevar o fator de desconto intertemporal ao mesmo tempo em que mantínhamos baixa a aversão ao risco efetiva. Assim, exceto pela volatilidade da taxa de juros e pela correlação desta com o prêmio de risco, conseguimos replicar todos os momentos requeridos para a explicação do *puzzle* com valores razoáveis de parâmetros.

No segundo ensaio, estudamos os efeitos das reformas previdenciárias sobre a aposentadoria por invalidez, que, a partir de 2002, tornou-se a principal forma de aposentadoria dos servidores públicos civis do poder executivo federal brasileiro. Em 2005, gastos do governo federal com aposentadorias por invalidez chegaram a 16,4 bilhões de reais. Neste ensaio, investigamos o papel dos incentivos financeiros criados pelas reformas previdenciárias de 1998 e de 2003 no aumento do número de aposentados por invalidez. Os resultados indicam uma queda de 27 pontos percentuais na probabilidade de aposentadoria por invalidez de um servidor representativo caso esses incentivos sejam anulados. Além disso, os dados aqui analisados sugerem que

políticas inibidoras desse tipo de aposentadoria seriam mais eficazes se focalizadas no grupo de funcionários com as seguintes características: sexo masculino; 51 a 60 anos de idade; nível de escolaridade superior; vencimento bruto entre 3 e 6 salários mínimos; 21 a 30 anos de tempo de contribuição; e morador da região Centro-Oeste.

O terceiro ensaio trata da escolha da idade da aposentadoria pelos servidores públicos. Em 1998, ano da promulgação da emenda constitucional nº 20, conhecida como reforma previdenciária, os funcionários públicos civis do poder executivo federal brasileiro aposentavam-se, em média, aos 54,8 anos de idade. Em 2001, essa idade aumentou para 57,4 anos. Seis anos após a reforma, o percentual de aposentadorias antecipadas (aposentadorias com proventos proporcionais) diminuiu 35%. Argumentamos que a modificação do cálculo dos proventos pelas reformas teve papel significativo na decisão pela postergação da aposentadoria. Segundo regras de transição da reforma previdenciária de 1998, servidores receberiam um acréscimo no provento igual a 6,13%, em média, caso postergassem sua aposentadoria por um ano. Os resultados, usando dados do SIAPE, mostram que o aumento desse incentivo gerou uma queda de até 20 pontos percentuais na probabilidade de antecipação da aposentadoria por um servidor representativo.

Capítulo 1

Reproduzindo os momentos dos retornos dos ativos brasileiros com aversão a desapontamento generalizada

Marcelo Pessoa*

Resumo: Neste artigo, testa-se o CCAPM com dados brasileiros utilizando quatro tipos de preferências: utilidade esperada; utilidade esperada generalizada; aversão a desapontamento; e aversão a desapontamento generalizada. A dotação conjunta de consumo e de dividendo foi modelada como um processo Markov switching heterocedástico bivariado de dois estados. A adoção desse modelo só se tornou possível após a criação de uma série de dividendos do IBOVESPA. A possibilidade de se solucionar o *Equity Premium Puzzle* deu-se através da generalização de preferências que exibem aversão a desapontamento como proposta por Routledge e Zin (2003). Dotando o agente representativo de aversão ao risco de primeira ordem dependente do estado e contra-cíclica, pôde-se elevar o fator de desconto intertemporal ao mesmo tempo em que se mantinha baixa a aversão ao risco efetiva. Assim, exceto pela volatilidade da taxa de juros e pela correlação desta com o prêmio de risco, conseguiu-se replicar todos os momentos requeridos para a explicação do *puzzle* com valores razoáveis de parâmetros.

Palavras-chave: *Equity premium puzzle* no Brasil; *risk-free rate puzzle* brasileiro; markov switching; precificação de ativos; utilidade esperada; utilidade recursiva; aversão a desapontamento; aversão a desapontamento generalizada.

Classificação JEL: C1, C5, G1

* Artigo produzido em co-autoria com Marco Bonomo (EPGE/FGV-RJ) e René Garcia (Université de Montreal).

1.1 Introdução

Em mercados com grande disponibilidade de ativos, há diferenças sensíveis entre taxas de retorno. Como modelo padrão para explicá-las, utiliza-se o Capital Asset Pricing Model (CAPM) de Sharpe (1964) e Lintner (1965). De acordo com o CAPM, essas diferenças são racionalizadas pela relação linear crescente entre o risco sistemático de um ativo e o seu retorno esperado.

Apesar de ainda bastante usado empiricamente, o CAPM foi superado, em termos teóricos, pelo Consumption Capital Asset Pricing Model (CCAPM) de Lucas (1978) e Breeden (1979). O CCAPM elevou o grau de realismo ao abandonar a hipótese de um só período do modelo anterior, assumindo decisões dinâmicas. Além disso, ligou o mercado financeiro ao lado real da economia com a inclusão do consumo de um agente representativo. Se o risco de um ativo era medido pelo seu movimento em relação à carteira de mercado no CAPM; agora, era definido pela sua relação com a série de consumo¹.

O CCAPM, entretanto, encontrou dificuldade para explicar quantitativamente o prêmio de risco acionário². Esse problema empírico denomina-se equity premium puzzle (EPP). Mehra e Prescott analisaram a questão pela primeira vez em artigo de 1985. Desde então, o *puzzle* permanece desafiando a capacidade de resposta dos economistas. Como o modelo de agente representativo formulado por Lucas para a precificação de ativos integra não apenas a teoria de finanças, mas a macroeconomia e a economia internacional moderna, sua falsificação pelo EPP demanda uma solução.

Em geral, os caminhos para a resolução do EPP têm passado pela flexibilização das hipóteses do modelo exposto por Mehra e Prescott (1985). O vasto conjunto dessas tentativas foi objeto de *surveys* como o de Kocherlakota (1996) e o de Mehra e Prescott (2003)³. Tentou-se tanto a adoção de preferências distintas da utilidade esperada⁴;

¹ No CCAPM, o consumidor prefere suavizar seu consumo. Se um ativo paga muito quando o consumo está alto, ele dificulta esse plano de suavização. Deve, portanto, oferecer uma taxa de retorno maior para atrair o investidor.

² O CCAPM não é capaz de replicar a diferença entre o retorno médio das ações e dos títulos americanos (6,18%) com valores razoáveis de aversão ao risco (< 10).

³ Outros *surveys* sobre o assunto: Abel (1991); Aiyagari (1993); Cochrane e Hansen (1992); Heaton e Lucas (1995b).

como a modificação da economia com a suposição de mercados incompletos⁵, de restrições a empréstimos⁶; e de custos de transação⁷. Além disso, sugeriram-se novas modelagens para o processo de dotação⁸, e chegou-se até a negação mesma da existência do problema⁹.

No Brasil, após ter sido verificado por Soriano (2002), o EPP também tem resistido a diversas tentativas de explicação, como demonstrou Cysne (2005). Ao contrário de Sampaio (2002), Bonomo e Domingues (2002), e Issler e Piqueira (2002), Cysne encontra evidências da existência de um EPP brasileiro tanto para um modelo com preferência aditiva como com utilidade recursiva.

Assim como Cysne (2005), também notamos dificuldades para reconciliar os dados brasileiros com o CCAPM de Lucas e Breeden. Usando a metodologia de Mehra e Prescott (2003)¹⁰, o nível de aversão ao risco, a , e o fator de desconto intertemporal, b , do agente representativo que resolveriam o EPP brasileiro são iguais a 142,94 e a 0,26 respectivamente. Esses valores estão muito distantes dos intervalos considerados razoáveis: $(1 < a < 10)$ e $(0,9 < b < 1)$.

Neste artigo, busca-se racionalizar o EPP brasileiro e replicar os demais momentos amostrais das séries financeiras brasileiras por meio da conjunção de dois tipos de flexibilização do modelo inicial de Mehra e Prescott (1985). A primeira, a adoção de preferência com aversão a desapontamento generalizada. A segunda, a modelagem da dotação de consumo e de dividendo como um processo Markov switching heterocedástico de dois regimes.

Preferências com aversão a desapontamento foram sugeridas inicialmente por Gul (1991) como resposta ao paradoxo de Allais. Routledge e Zin (2003) as

⁴ “Utilidade esperada generalizada” de Epstein e Zin (1989) e (1991); “Formação de hábito” de Constantinides (1990), Heaton (1995) e Campbell e Cochrane (1999); “Consumo relativo” de Abel (1990) e Gali (1994); “Aversão a desapontamento” de Bonomo e Garcia (1994), Epstein e Zin (1991b); e “Aversão a desapontamento Generalizada” de Routledge e Zin (2003).

⁵ Weil (1992); Constantinides e Duffie (1995); e Krebs (2000).

⁶ Hugget (1993); Heaton e D.Lucas (1995a, b); e Constantinides, Donaldson e Mehra (2002).

⁷ Aiyagari e Gertler (1991).

⁸ Cecchetti, Lam e Mark (1993); Kandel e Stambaugh (1990); e Bonomo e Garcia (1994).

⁹ Burnside (1994); Campbell e Cochrane (1994); Cecchetti e Mark (1990); Cecchetti, Lam e Mark (1993); Hansen, Sargent e Tallarini (1994).

¹⁰ Apêndice A3.

generalizaram numa tentativa de explicar o EPP. Com objetivo semelhante, adota-se, pela primeira vez, esse tipo de preferência num modelo com dados nacionais.

Cecchetti, Lam e Mark (1990) foram os primeiros a dispensar maior atenção ao processo de dotação, propondo um modelo Markov Switching para replicar fatos estilizados do mercado financeiro. Em seguida, Bonomo e Garcia (1996), levantando justificativas teóricas e empíricas, defenderam a adoção de um processo Markov Switching bivariado para consumo e dividendo. No Brasil, a aplicação desse modelo só se tornou possível após a criação, neste artigo, de uma série de dividendos do IBOVESPA.

Dividiu-se o artigo em cinco seções contando esta introdução. Na próxima seção, há os modelos utilizados na avaliação do EPP por ordem crescente de generalidade: utilidade esperada; utilidade esperada generalizada; aversão a desapontamento; e aversão a desapontamento generalizada. Na terceira seção, examina-se a base de dados formada pelas séries históricas de: consumo, dividendo, retorno do IBOVESPA e retorno da SELIC. Para isso, apresentam-se gráficos e tabelas comparativas das estatísticas descritivas básicas. Os resultados da estimação do processo de dotação e do uso das diversas combinações de parâmetros de preferências nos distintos modelos aparecem, em seguida, na quarta seção. Concluímos, na última seção, ponderando acerca da solução apresentada ao puzzle.

1.2 Modelos

1.2.1 Função de Utilidade Esperada

Em Mehra e Prescott (1985), numa economia sem custos de transação e com mercados completos, um agente representativo¹¹ ordena suas preferências sobre um caminho aleatório de consumo usando a função de utilidade esperada aditivamente separável no tempo:

¹¹ Constantinides (1982): numa economia com mercados completos, pode-se construir um agente representativo cujo consumo é o consumo per capita, mesmo havendo heterogeneidade das preferências individuais.

$$E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \mathbf{b}^t U(c_t) \right], \quad 0 < \mathbf{b} < 1, \quad (1)$$

onde c_t é o consumo per capita e \mathbf{b} é o fator de desconto temporal subjetivo, uma medida da impaciência do agente para consumir. Quanto menor esse fator, maior a preferência por consumo agora contra consumo no futuro, menos o agente irá poupar. Como implicitamente expresso pelo somatório ao infinito, a utilidade do investidor depende da utilidade de seus descendentes¹². $E_0[\cdot]$ é o operador expectativa condicional a informações disponíveis no presente ($t=0$). $U: R_+ \rightarrow R$ é uma função de utilidade côncava, crescente e continuamente diferenciável da classe de aversão relativa ao risco constante (CRRA):

$$U(x) = \begin{cases} (x^{\mathbf{a}} - 1) / \mathbf{a}, & \mathbf{a} \neq 0 \\ \log(x), & \mathbf{a} = 0 \end{cases}, \quad (2)$$

onde $\mathbf{a} = 1 - \text{aversão relativa ao risco de Arrow-Pratt}$. Quanto maior a aversão ao risco, mais o indivíduo desejará suavizar consumo no tempo e entre estados de natureza.

Esse tipo de função utilidade é atrativo por não variar com a escala: apesar de o nível das variáveis agregadas aumentar com o tempo, o processo de retorno de equilíbrio continua estacionário. Além disso, essa função de utilidade possui a propriedade de agregação: permite a construção de um agente representativo cuja preferência é uma média ponderada das preferências individuais com pesos independentes da dotação inicial dos agentes.

Nessa representação, contudo, a preferência temporal está ligada à preferência entre estados de natureza: o coeficiente de aversão relativa ao risco é igual ao inverso da elasticidade de substituição intertemporal. Assim, um agente desejoso por suavizar consumo no tempo também gostaria de suavizá-lo entre estados de natureza. Estudos empíricos, entretanto, sugerem que indivíduos possuem uma disposição maior para abrandar seu consumo entre estados da natureza que temporalmente, algo não capturado por essa função.

¹² A flexibilização dessa hipótese não tem implicações para a precificação de ativos, como mostrou Constantinides, Donaldson e Mehra (2002).

Assume-se, ainda, a existência de uma unidade produtiva que gera y_t em cada t , o dividendo do período. Existe uma ação de preço p_t (em unidades de consumo) sendo transacionada competitivamente. Essa ação dá direito a y_t . Nessa economia, o agente resolve o seguinte problema:

$$\begin{aligned} \max_{\{z_t\}} E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \mathbf{b}^t U(c_t) \right] \\ \text{s.a.} \quad \begin{cases} c_t + p_t z_{t+1} \leq z_t y_t + p_t z_t & \forall t, \\ z_t \leq 1 \end{cases} \end{aligned}$$

onde z_t é a dotação de ativos (frações da ação que dá direito a y_t) no período t .

Na condição de equilíbrio, a perda de utilidade de comprar uma unidade a mais da ação iguala-se ao valor descontado da utilidade esperada do consumo adicional trazido por essa unidade no próximo período:

$$p_t U'(c_t) = \mathbf{b} E_t [(p_{t+1} + y_{t+1}) U'(c_{t+1})]. \quad (3)$$

Esta é a relação fundamental de precificação dos ativos. No lado esquerdo, para cada unidade de ação comprada, deve-se abdicar de p_t unidades de consumo. A perda de utilidade resultante da compra, portanto, é de $p_t U'(c_t)$. No lado direito, esta unidade da ação permite comprar $(p_{t+1} + y_{t+1})$ unidades de consumo, cujo valor descontado da utilidade adicional esperada é $\mathbf{b} E_t [(p_{t+1} + y_{t+1}) U'(c_{t+1})]$.

A partir de (3), podemos derivar as equações de precificação da ação:

$$\begin{aligned} 1 &= E_t \left[\mathbf{b} \frac{U'(c_{t+1})}{U'(c_t)} \tilde{R}_{t+1} \right], \\ &\stackrel{(2)}{\Rightarrow} E_t \left[\mathbf{b} \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{a-1} \tilde{R}_{t+1} \right] = 1, \end{aligned} \quad (4)$$

onde $\tilde{R}_{t+1} = \frac{p_{t+1} + y_{t+1}}{p_t}$.

E do título:

$$E_t \left[\mathbf{b} \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{a-1} \right] R_{f,t+1} = 1, \quad (5)$$

onde $R_{f,t+1} = \frac{1}{q_t}$, com q_t igual ao preço do título.

Em Mehra e Prescott (2003) e em Kocherlakota (1996), mostra-se a invariância do puzzle a diversas hipóteses acerca da distribuição estatística do processo de dotação. Pode-se, então, como em Abel (1988), assumir que a taxa de crescimento do consumo $x_{t+1} \equiv \frac{c_{t+1}}{c_t}$ é lognormal i.i.d. Essa suposição permite encontrar soluções

fechadas para o retorno da ação e do título¹³ a partir das equações (2), (4) e (5):

$$R_f = \exp\left\{-\ln \mathbf{b} + \mathbf{a}\mathbf{m}_x - \frac{1}{2}\mathbf{a}^2\mathbf{s}_x^2\right\}, \quad (6)$$

onde $\mathbf{m}_x = E(\ln x)$ e $\mathbf{s}_x^2 = Var(\ln x)$; e

$$E(\tilde{R}_e) = \exp\{\ln R_f + \mathbf{a}\mathbf{s}_x^2\}. \quad (7)$$

De acordo Mehra e Prescott (2003), evidências sugerem \mathbf{a} de valor próximo a 3, e \mathbf{b} algo próximo de 0,99. No entanto, para que este modelo replique as estatísticas apresentadas para a economia americana¹⁴, precisaríamos de $\mathbf{a} = 48$ e $\mathbf{b} = 0.55$ ¹⁵. A inconsistência desses valores de parâmetros com os encontrados pelos diversos estudos analisados por Mehra e Prescott (1985) caracteriza o Equity Premium Puzzle.

Weil (1989) encontrou outro problema com esse modelo ao qual denominou *risk free rate puzzle*, RRP. O elevado prêmio de risco americano implica indivíduos muito aversos ao risco. Esses agentes gostam de suavizar consumo no tempo, não apreciando seu crescimento. Assim, para estimular esses indivíduos aversos ao risco a poupar de forma a produzir uma média histórica de crescimento do consumo perto de 2% ao ano, as taxas de juros americanas não poderiam ser tão baixas (0,8%).

1.2.2 Função de Utilidade Esperada Generalizada

Em Epstein e Zin (1991), tenta-se explicar o EPP identificado por Mehra e Prescott como uma conseqüência do uso de preferência muito rígida para o agente representativo. Na utilidade esperada, o coeficiente de aversão ao risco restringe-se a

¹³ Mehra e Prescott (2003).

¹⁴ Ver tabela A1.

¹⁵ Mehra e Prescott (2003) p. 906.

ser o recíproco da elasticidade de substituição intertemporal. Portanto, um agente que deseja suavizar consumo entre estados de natureza, também desejará suavizá-lo no tempo. Como solução, esses autores propõem uma classe de preferência que permite a parametrização independente desses coeficientes: a Utilidade Esperada Generalizada (UEG).

Intuitivamente, a elasticidade de substituição intertemporal controla, em grande parte, a taxa de juros. O prêmio de risco acionário, por sua vez, reflete o grau de aversão ao risco do agente. Assim, a escolha independente desses coeficientes teria potencial para explicar tanto o nível da taxa de juros como o do prêmio de risco.

Inicialmente, assume-se que o agente forme um equivalente de certeza em relação à sua utilidade futura aleatória. Depois, para obter a utilidade corrente, combina-se este equivalente de certeza ao consumo corrente através de uma função agregadora W :

$$U_t = W(c_t, \mathbf{m}[\tilde{U}_{t+1} | I_t]), \quad (8)$$

onde $\mathbf{m}[\tilde{U}_{t+1} | I_t]$ é o equivalente de certeza de \tilde{U}_{t+1} dado o conjunto de informação I_t .

A utilidade em (8) generaliza a especificação de Kreps e Porteus (1978), os primeiros a desenvolverem uma preferência que, ao contrário da utilidade esperada de von Neumann-Morgenstern, não deixa o investidor indiferente ao momento da resolução das incertezas. Além disso, esse tipo de preferência, por sua recursividade, apresenta consistência intertemporal e permite a separação da aversão ao risco da elasticidade de substituição: a elasticidade de substituição intertemporal fica com a função agregadora, $W(.,.)$, enquanto o equivalente de certeza, $\mathbf{m}[\tilde{U}_{t+1} | I_t]$, reflete o grau de aversão ao risco.

Para derivar equações de precificação semelhantes às encontradas por Mehra e Prescott (1985), assume-se que a função agregadora tem a forma:

$$W(c, z) = \begin{cases} [c^r + \mathbf{b}z^r]^{1/r}, & 0 \neq r < 1 \\ \log c + \mathbf{b} \log z, & r = 0 \end{cases}, \quad (9)$$

onde $c, z \geq 0$ e $1/(1-r)$ é a elasticidade de substituição intertemporal¹⁶. Por sua vez, o equivalente de certeza é dado por:

$$\mathbf{m}(\tilde{x}) = \begin{cases} [E\tilde{x}^a]^{1/a}, & 0 \neq a < 1 \\ \exp(E \ln \tilde{x}), & a = 0 \end{cases}, \quad (10)$$

Substituindo (9) e (10) em (8) e supondo $a \neq r$ e ambos diferentes de 0, temos preferências da classe Kreps-Porteus:

$$U_t = [c_t^r + \mathbf{b}(E_t \tilde{U}_{t+1}^a)^{r/a}]^{1/r}. \quad (11)$$

Epstein e Zin (1989) mostram que, quando $a = r$, i.e., a aversão relativa ao risco é o inverso da elasticidade de substituição intertemporal, temos:

$$U_t = [E_t \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{b}^j \tilde{c}_{t+j}^a]^{1/a},$$

que representa as mesmas preferências de Mehra e Prescott (1985).

Nesse caso, a equação de Euler obtida com o modelo:

$$E_t \left[\mathbf{b}^{\frac{a}{r}} \left(\frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_t} \right)^{\frac{a(r-1)}{r}} \tilde{M}_{t+1}^{\frac{a}{r}-1} \tilde{R}_{t+1} \right] = 1, \quad (12)$$

onde $\tilde{M}_{t+1} = w'_{t+1} \tilde{R}_{t+1}$ é o retorno da carteira de mercado com vetor de pesos w , que paga c_t em t , torna-se semelhante à equação de precificação encontrada em (4). A partir de (12), pode-se ainda notar que o ativo é precificado tanto por sua covariância com a taxa de crescimento do consumo, característica do CCAPM, como por sua covariância com o retorno da carteira de mercado, como no CAPM.

Segundo Kocherlakota (1996), esse tipo de preferência não seria útil para a explicação do EPP, mas poderia resolver o RRP¹⁷. Para Weil (1989), entretanto, se definirmos um intervalo de valores razoáveis para a aversão ao risco, a elasticidade de substituição que explica a taxa de juros seria excessivamente alta (perto de 15)¹⁸.

¹⁶ $d \ln(\frac{c}{z}) / d \ln(\frac{W_c}{W_z})$.

¹⁷ Ainda há a necessidade de alta aversão ao risco, mas a elasticidade de substituição pode ser elevada de forma a replicar a taxa de juros.

¹⁸ Em Campbell (2001), há evidências de que a elasticidade de substituição é pequena.

No Brasil, a abordagem apresentada por Epstein e Zin para preferência da classe Kreps-Porteus foi utilizada por Bonomo e Domingues (2002) e por Cysne (2005) para a explicação do Equity Premium Puzzle com resultados distintos. No primeiro artigo, consegue-se reproduzir o retorno médio das ações, a média da taxa de juros livre de risco, e o desvio-padrão da taxa de juros livre de risco com $a = 7,4$, $s = 0,384$ e $b = 0,94$. O segundo, usando $a = 5,6$, $s = 0,5$, $b = 0,974$ e outra modelagem do processo de dotação, mostra não ser possível racionalizar o EPP encontrado nos dados brasileiros.

1.2.3 Preferências com Aversão a Desapontamento

Pelo teorema da utilidade esperada, sob certas hipóteses, as preferências de investidores que escolhem entre payoffs incertos podem ser representadas pela função de utilidade esperada de Von-Neumann-Morgenstern (VNM). Há, no entanto, situações nas quais as preferências dos indivíduos violam algumas dessas hipóteses, em particular, o axioma da independência. Trata-se do paradoxo de Allais: a adição de um evento independente pode influenciar o comportamento do investidor quanto à aplicação escolhida. Como na seguinte tabela:

Tabela 1.1: Paradoxo de Allais

Loteria	1 a 33	34	35 a 100	Preferência
A	2500	0	2400	18%
B	2400	2400	2400	82%
C	2500	0	0	83%
D	2400	2400	0	17%

Fonte: Kahnemann e Tversky (1979)

No primeiro experimento, os participantes escolheram B a A. No segundo, escolheram C a D. Esse tipo de preferência viola o axioma da independência, pois, nos dois casos, o payoff é o mesmo se um número maior ou igual a 35 for sorteado e, se esse evento não for considerado, os experimentos são idênticos. Assim, apesar de razoável, o axioma da independência é violado empiricamente.

A explicação do paradoxo de Allais mostra-se crucial para a reconciliação da teoria normativa da escolha sob incerteza com as evidências empíricas. Uma possível solução encontra-se na noção de desapontamento. Nos experimentos de Kahnemann e Tversky (1979), a alternativa B pode ter sido escolhida devido à decepção do investidor se o estado ruim ocorresse caso ele optasse pela loteria A. O agente, então, estaria pesando os estados de natureza de forma assimétrica, dando mais peso ao estado ruim.

Preferências dotadas de aversão a desapontamento foram axiomatizadas por Gul (1991) como uma generalização da utilidade esperada consistente com o paradoxo de Allais. Na consecução desse objetivo, Gul cria uma classe de preferências dotada de um parâmetro a mais que as preferências VNM. Esse parâmetro mede o quanto uma preferência se mostra propensa a um comportamento típico do paradoxo de Allais, i.e., aversa a desapontamento. Além disso, também caracteriza aversão ao risco. Em modelos com aversão a desapontamento, no entanto, a aversão ao risco é de primeira ordem, tal como definida por Segal e Spivak (1988).

De acordo com esses autores, com utilidade esperada, o prêmio de risco é diretamente proporcional ao nível de aversão ao risco do agente e à variância do investimento: quanto menor a variância, menor a influência da aversão ao risco sobre o prêmio de risco. Nesse caso, portanto, para loterias menos arriscadas, o investidor é aproximadamente neutro ao risco. Essa atitude em relação ao risco é dita de segunda ordem.

De acordo com Arrow (1974), quando o prêmio de risco de um ativo é positivo, um investidor com aversão ao risco de segunda ordem deverá investir uma quantia maior do que zero nesse ativo. Segal e Spivak (1988), no entanto, demonstram um resultado mais intuitivo: se esse investidor for dotado de aversão ao risco de primeira ordem, ele poderá não investir no ativo caso o prêmio de risco seja suficientemente pequeno. Assim, agentes com aversão ao risco de primeira ordem continuam aversos ao risco mesmo para jogos pequenos.

Como explicou Bakaert et al (1994), numa economia com agentes aversos ao risco de primeira ordem, mesmo um pequeno grau de incerteza no ambiente econômico seria suficiente para racionalizar a elevada variação na taxa de retorno esperada de

alguns ativos. Modelos de precificação baseados em consumo - série cuja variância mostra-se pequena - deveriam, portanto, preferir a função de utilidade esperada, que exhibe aversão ao risco de segunda ordem, em prol de preferências com aversão ao risco de primeira ordem.

Bonomo e Garcia (1994) explicam os dois primeiros momentos da série do prêmio de risco e da taxa livre de risco americana dotando o agente de preferência com aversão a desapontamento como em Epstein e Zin (1991b). Nesses artigos, o equivalente de certeza, $m[\tilde{U}_{t+1} | I_t]$, não é mais definido como em (11), mas implicitamente como um caso especial da classe Chew-Dekel apresentada em Epstein e Zin (1989):

$$\int f(x / m(p)) dp(x) = 0, \quad (13)$$

onde:

$$f(x) = \begin{cases} v(x) - v(1), & x \geq 1 \\ A(v(x) - v(1)), & x \leq 1 \end{cases}, \quad (14)$$

com $0 < A \leq 1$, parâmetro de aversão a desapontamento, e

$$v(x) = \begin{cases} (x^a - 1) / a, & a \neq 0 \\ \log(x), & a = 0 \end{cases} \quad (15)$$

Então, m pode ser definido implicitamente como a solução de:

$$\frac{m^a}{a} = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{x^a}{a} dF(x) + (A^{-1} - 1) \int_{-\infty}^m \left(\frac{x^a}{a} - \frac{m^a}{a} \right) dF(x). \quad (16)$$

Definindo o equivalente de certeza da forma acima, temos uma preferência que tratará de forma assimétrica os resultados de uma loteria dependendo de onde estes se encontram em relação ao equivalente de certeza. Assim, como em Epstein e Zin (1991b), interpreta-se um resultado com decepçante se o mesmo for pior que o esperado por estar abaixo do equivalente de certeza. Nesse caso, quando $A < 1$, esse resultado gerará um equivalente de certeza menor que quando $A = 1$. O parâmetro A , portanto, reflete o nível de aversão a desapontamento.

Essa preferência revela-se, ainda, uma generalização das apresentadas anteriormente. Quando $A = 1$, podemos derivar a Kreps-Porteus; fazendo $A = 1$ e $a = r$, temos a utilidade esperada. Pode-se observar esse resultado mais claramente na

comparação das equações de Euler dos diferentes modelos para esses valores de parâmetros.

No caso da preferência com aversão a desapontamento, temos as seguintes condições de primeira ordem do problema de escolha do consumo e da carteira ótima do agente representativo derivadas por Epstein e Zin (1989):

$$E_t [f(\tilde{z}_{t+1})] = 0, \quad (17)$$

onde $\tilde{z}_{t+1} = \mathbf{b}^{\frac{1}{r}} \left(\frac{\tilde{C}_{t+1}}{\tilde{C}_t} \right)^{\frac{r-1}{r}} \tilde{M}_{t+1}^{\frac{1}{r}}; \mathbf{e}$

$$E_t \left[I_A(\tilde{z}_{t+1}) \tilde{z}_{t+1}^a \frac{\tilde{R}_{i,t+1} - \tilde{R}_{j,t+1}}{\tilde{M}_{t+1}} \right] = 0, \quad i \neq j = 1, \dots, N \quad (18)$$

com $I_A(x) = \begin{cases} A, & x \geq 1 \\ 1, & c.c \end{cases}$.

Estas equações podem ser rearranjadas, como em Bonomo e Garcia (1994), para a obtenção de uma equação em relação ao retorno:

$$E_t \left[\mathbf{b}^{\frac{a}{r}} \left(\frac{\tilde{C}_{t+1}}{\tilde{C}_t} \right)^{\frac{a(r-1)}{r}} \tilde{M}_{t+1}^{\frac{a}{r}-1} \tilde{R}_{t+1} \right] + (A-1) E_t \left[I_B \left(\mathbf{b}^{\frac{a}{r}} \left(\frac{\tilde{C}_{t+1}}{\tilde{C}_t} \right)^{\frac{a(r-1)}{r}} \tilde{M}_{t+1}^{\frac{a}{r}-1} \tilde{R}_{t+1} - 1 \right) \right] = 1, \quad (19)$$

onde $I_B(x) = \begin{cases} x, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$.

Assim, (19) iguala-se a (12) quando $A = 1$, e a (4) ao fazermos $A = 1$ e $a = r$.

Usando este modelo, Epstein e Zin (1991b) conseguem satisfazer a fronteira de Hansen e Jagannathan (1991) para o fator estocástico de desconto com valores mais razoáveis dos parâmetros das preferências.

O limite de volatilidade do fator estocástico de desconto derivado por Hansen e Jagannathan é dado por:

$$\left| \frac{\mathbf{s}(\tilde{X}_{t+1})}{E(\tilde{X}_{t+1})} \right| \geq \left| \frac{E(\tilde{R}_{e,t+1}) - R_{f,t+1}}{\mathbf{s}(\tilde{R}_{e,t+1})} \right|,$$

onde \tilde{X}_{t+1} é o fator estocástico de desconto, ou kernel de precificação, definido em:

$$E_t[\tilde{X}_{t+1}\tilde{R}_{t+1}] = 1. \quad (20)$$

De acordo com a estimação GMM realizada por Epstein e Zin, com aversão ao risco = 7,46; elasticidade de substituição = 0,0032; fator de desconto intertemporal = 0,99; e $A = 0,29$, satisfaz-se a restrição de Hansen-Jagannathan.

1.2.4 Aversão a Desapontamento Generalizada

Nos modelos com aversão a desapontamento, a elevação da aversão ao risco pode ser causada tanto por uma queda em A como em a . Por essa razão, o grau de aversão ao risco do agente representativo não se resume a um único parâmetro como nos modelos com utilidade esperada. Pode-se, entretanto, comparar o quanto um indivíduo dotado com essas preferências pagaria para evitar um jogo com o quanto seria pago caso se usasse a utilidade esperada. Dessa forma, apura-se o nível efetivo da aversão ao risco do agente.

Para jogos pequenos, um indivíduo averso a desapontamento pagaria muito mais que um agente com utilidade esperada se ambos tivessem valores semelhantes de coeficiente de aversão relativa ao risco. Para jogos maiores, entretanto, o pagamento do agente com alta aversão a desapontamento, mas com baixo coeficiente de aversão ao risco, tem a mesma magnitude do desembolso de um agente de utilidade esperada com elevada aversão ao risco. Assim, como resultado, mesmo mantendo baixo o coeficiente de aversão relativa ao risco de Arrow-Pratt, um modelo com alta aversão a desapontamento pode produzir um nível efetivo de aversão ao risco acima do razoável.

Buscando resolver essa questão, Routledge e Zin (2003) generalizam a função de utilidade com aversão a desapontamento de Gul (1991). Com essa nova preferência, os autores obtêm um fator estocástico de desconto capaz de racionalizar o EPP tal como caracterizado por Melino e Yang (2002).

Melino e Yang calcularam diretamente o fator estocástico de desconto que resolve o EPP. Para isso, calibram a série do crescimento do consumo como um processo de Markov de dois estados, cuja matriz de probabilidade de transição é dada por:

$$\begin{bmatrix} p_{LL} & p_{LH} \\ p_{HL} & p_{HH} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,43 & 0,57 \\ 0,57 & 0,43 \end{bmatrix},$$

Onde p_{ij} é a probabilidade de passar do estado corrente i para o estado j ; L é um estado de baixo consumo; e H é um estado de alto consumo.

Em seguida, encontram o kernel de precificação coerente com as médias e variâncias do retorno da ação e do título e com a condição (21):

$$\begin{bmatrix} M_{LL} & M_{LH} \\ M_{HL} & M_{HH} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1,862 & 0,244 \\ 1,127 & 0,949 \end{bmatrix}$$

De acordo com esse resultado, uma função de utilidade esperada aditiva no tempo tradicional teria dificuldades para racionalizar o comportamento histórico dos retornos. Isso ocorre porque o fator estocástico de desconto muda bastante entre estados apesar de a probabilidade de transição não ser tão diferente.

Assim, se o estado corrente for de baixo crescimento do consumo, L , existe uma grande diferença entre o preço de um ativo que paga uma unidade de consumo se o próximo estado também for L e o preço desse ativo se for um estado de alto crescimento do consumo, H : $M_{LL}/M_{LH}=7,63$. Por outro lado, se o estado corrente for H , a diferença entre os preços não é tão elevada: $M_{HL}/M_{HH}=1,19$. O agente representativo, então, age como se fosse muito averso ao risco durante recessões e pouco averso ao risco nas expansões econômicas.

Segundo esta avaliação, portanto, para se solucionar o EPP, precisaríamos de uma aversão ao risco efetiva dependente do estado e contra-cíclica, i.e., alta em estados de baixo crescimento e baixa em estados de alto crescimento. De acordo com Melino e Young, essas características não são capturadas pelas preferências apresentadas anteriormente. Esses autores propõem, então, uma utilidade com parâmetros de preferência (coeficiente de aversão relativa ao risco, fator de desconto intertemporal, e elasticidade de substituição intertemporal) como funções do estado de natureza.

Routledge e Zin, entretanto, axiomatizam uma função de utilidade na qual o parâmetro de aversão relativa ao risco de Arrow-Pratt não é dependente do estado, mas a aversão ao risco efetiva do agente sim. Nessa nova definição, um resultado decepcionante ocorre apenas quando suficientemente distante do equivalente de certeza implícito. Isso permite efeitos de aversão ao risco de primeira ordem distantes do ponto de certeza. A caracterização do desapontamento, portanto, deixa de ser apenas interna ao jogo como em Gul (1991), passando a ser determinada também por um novo parâmetro \mathbf{d} .

Seguindo Routledge e Zin (2003), reescreva (14) como:

$$\mathbf{f}(x) = \begin{cases} A(v(x) - v(\mathbf{1})), & x \geq \mathbf{d} \\ v(x) - v(\mathbf{d}) + A(v(\mathbf{d}) - v(\mathbf{1})), & x < \mathbf{d} \end{cases} \quad (21)$$

onde tanto A como \mathbf{d} capturam a aversão a desapontamento.

Isto implicará um equivalente de certeza \mathbf{m} definido implicitamente como a solução de:

$$\frac{\mathbf{m}^a}{\mathbf{a}} = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{x^a}{\mathbf{a}} dF(x) + (A^{-1} - 1) \int_{-\infty}^{\mathbf{d}} \left(\frac{x^a}{\mathbf{a}} - \mathbf{d}^a \frac{\mathbf{m}^a}{\mathbf{a}} \right) dF(x). \quad (22)$$

Agora, as condições de primeira ordem (17) se mantêm, mas a (18) torna-se:

$$E_t \left[I_A \left(\frac{\tilde{z}_{t+1}}{\mathbf{d}} \right)^{\tilde{z}_{t+1}^a} \frac{\tilde{R}_{i,t+1} - \tilde{R}_{j,t+1}}{\tilde{M}_{t+1}} \right] = 0, \quad i \neq j = 1, \dots, N \quad (23)$$

Rearranjando-as, obtemos a equação de precificação:

$$\begin{aligned} & E_t \left[\mathbf{b}^{\frac{a}{r}} \left(\frac{\tilde{C}_{t+1}}{\tilde{C}_t} \right)^{\frac{a(r-1)}{r}} \tilde{M}_{t+1}^{\frac{a}{r}-1} \tilde{R}_{t+1} \right] - \\ & (1-A) E_t \left[I_B \left(\frac{\tilde{z}_{t+1}}{\mathbf{d}} \right) \left(\mathbf{b}^{\frac{a}{r}} \left(\frac{\tilde{C}_{t+1}}{\tilde{C}_t} \right)^{\frac{a(r-1)}{r}} \tilde{M}_{t+1}^{\frac{a}{r}-1} \tilde{R}_{t+1} \right) \right] = \\ & 1 - (1-A)(1 - \mathbf{d}^a (1 - E_t \left[I_B \left(\frac{\tilde{z}_{t+1}}{\mathbf{d}} \right) \right])) \end{aligned} \quad (24)$$

que se iguala a (19) caso $\mathbf{d} = 1$; a (12) quando $A = 1$; e a (4) se $A = 1$ e $\mathbf{a} = r$, sendo, assim, uma generalização de todos os modelos anteriores. Para obter equações de Euler semelhantes para a carteira de mercado, para o ativo livre de risco e para uma

carteira qualquer i , basta substituir \tilde{R}_{t+1} por \tilde{M}_{t+1} ; $R_{f,t+1}$; ou $\tilde{R}_{i,t+1}$ respectivamente. O sistema de equações resultante pode ser utilizado para encontrar os primeiros momentos das séries do ativo livre de risco e das ações. Antes, porém, o processo de dotação precisa ser especificado.

1.2.5 Processo de Dotação Markov Switching

Na economia de Lucas (1978), a série de consumo se iguala à série de dividendos. Modelos baseados nessa hipótese – Mehra e Prescott (1985), Weil (1989) - não obtiveram sucesso na explicação do EPP. Bonomo e Garcia (1994 e 1996), seguidos por Bonomo e Domingues (2002), propuseram, então, um processo de dotação no qual a separação dessas séries torna-se elemento chave para a racionalização do puzzle.

Antes desses artigos, em Tauchen (1986), em Abel (1992), e em Cecchetti, Lam e Mark (1993), já se especificava a divisão entre consumo e dividendo na tentativa de explicar algumas características das séries financeiras. Mais recentemente, Bansal e Yaron (2004) fazem essa separação com os mesmos objetivos. A maior parte desses autores justifica a diferenciação entre consumo e dividendo empiricamente, chamando a atenção para as estatísticas descritivas básicas distintas das duas séries¹⁹.

Assim, na economia aqui abordada, supõe-se que o ativo livre de risco dá direito, no período corrente, a uma unidade de consumo no período seguinte; a carteira de mercado tem por payoff o consumo agregado; e as ações rendem dividendos. Distinguindo consumo de dividendo, temos, então, um processo conjunto exógeno para ambos que pode ser escrito como:

$$\begin{aligned} c_t - c_{t-1} &= m^c(S_t) + \mathbf{s}^c(S_t)\mathbf{e}_t^c \\ d_t - d_{t-1} &= m^d(S_t) + \mathbf{s}^d(S_t)\mathbf{e}_t^d \end{aligned} \quad (25)$$

onde $c_t = \ln C_t$; $d_t = \ln D_t$; \mathbf{e}_t^c e \mathbf{e}_t^d são $N(0,1)$ com correlação \mathbf{r}_{cd} ;

$$m^i(S_t) = \mathbf{a}_0^i + \mathbf{a}_1^i S_{1,t} + \dots + \mathbf{a}_{k-1}^i S_{k-1,t}, \text{ para } i = c, d, \quad (26)$$

é a média de i no estado S_t ;

¹⁹ Ver tabela 3.

$$\mathbf{s}^i(S_t) = \mathbf{w}_0^i + \mathbf{w}_1^i S_{1,t} + \dots + \mathbf{w}_{k-1}^i S_{k-1,t} \text{ para } i = c, d, \quad (27)$$

é o desvio-padrão de i no estado S_t ; e $S_{j,t}$ é uma função de S_t , assumindo valor 1 quando $S_t = j$ e 0 caso contrário.

A seqüência de estados da economia, $\{S_t\}$, de valores $0, 1, \dots, k-1$, modifica-se de acordo com uma matriz de probabilidades de transição P , para:

$$P = \begin{bmatrix} P_{00} & P_{01} & \cdots & P_{0(k-1)} \\ P_{10} & P_{11} & \cdots & P_{1(k-1)} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ P_{(k-1)0} & P_{(k-1)1} & \cdots & P_{(k-1)(k-1)} \end{bmatrix}, \quad (28)$$

onde $p_{ij} = \Pr(S_{t+1} = i | S_t = j)$.

Dado (25), temos:

$$\begin{aligned} \frac{\tilde{C}_{t+1}}{C_t} &= \exp(m^c(S_t) + \mathbf{s}^c(S_t) \mathbf{e}_t^c) \\ \frac{\tilde{D}_{t+1}}{D_t} &= \exp(m^d(S_t) + \mathbf{s}^d(S_t) \mathbf{e}_t^d) \end{aligned} \quad (29)$$

Portanto, as taxas de crescimento do consumo e do dividendo são definidos como lognormais cuja média e variância dependem do estado da economia.

Seja $I_{t+1} = \frac{P_{t+1}^M}{\tilde{C}_{t+1}}$, a razão entre preço e consumo da carteira de mercado, e

$J_{t+1} = \frac{P_{t+1}^e}{\tilde{D}_{t+1}}$, a razão entre preço e dividendo da ação. Podemos escrever as equações

do retorno da carteira de mercado, da ação e do ativo livre de risco como funções dessas razões e de (29):

$$\tilde{M}_{t+1} = \left(\frac{I_{t+1} + 1}{I_t} \right) \exp(m^c(S_t) + \mathbf{s}^c(S_t) \mathbf{e}_t^c); \quad (30)$$

$$\tilde{R}_{t+1}^e = \left(\frac{J_{t+1} + 1}{J_t} \right) \exp(m^d(S_t) + \mathbf{s}^d(S_t) \mathbf{e}_t^d); \quad (31)$$

e

$$\tilde{R}_{f,t+1} = \frac{1}{P_t^f(S_t)}. \quad (32)$$

Agora, com as definições acima, a equação (24), para a ação, pode ser escrita como:

$$\begin{aligned}
& \sum_{l=0}^{k-1} p_{kl} \left[\left\{ \mathbf{b}^{\frac{a}{r}} \exp(\mathbf{m}(l)) \left(\frac{\mathbf{I}(l)+1}{\mathbf{I}(k)} \right)^{\frac{a}{r}-1} \left(\frac{\mathbf{j}(l)+1}{\mathbf{j}(k)} \right) \right\} \right. \\
& + \int_{B(k,l)}^{\infty} (A-1) \left\{ \mathbf{b}^{\frac{a}{r}} \exp((\mathbf{a}-1)m^c(l) + m^d(l) + (\mathbf{a}-1)\mathbf{s}^c(l)\mathbf{e}_t^c + \mathbf{s}^d(l)\mathbf{e}_t^d) \right. \\
& \left. \left. \left(\frac{\mathbf{I}(l)+1}{\mathbf{I}(k)} \right)^{\frac{a}{r}-1} \left(\frac{\mathbf{j}(l)+1}{\mathbf{j}(k)} \right) \exp(\mathbf{r}_{cd}\mathbf{s}_l^d \mathbf{e}_{t+1}^c + \frac{1}{2}(1-\mathbf{r}_{cd}^2)\mathbf{s}_l^{d^2}) \right\} f(\mathbf{e}^c) d\mathbf{e}^c \right] , \tag{33} \\
& = 1 - (1-A)(1-\mathbf{d}^a (1 - \sum_{l=0}^{k-1} p_{kl} \int_{B(k,l)}^{\infty} f(\mathbf{e}^c) d\mathbf{e}^c))
\end{aligned}$$

para $k = 0, 1, \dots, K-1$, onde:

$$\mathbf{m}(j) = (\mathbf{a}-1)m_j^c + m_j^d + \frac{1}{2}[(\mathbf{a}-1)^2\mathbf{s}^c(j)^2 + \mathbf{s}^d(j)^2 + 2(\mathbf{a}-1)\mathbf{s}^c(j)\mathbf{s}^d(j)\mathbf{r}_{cd}];$$

$f(\mathbf{e}^c)$ é função densidade normal de \mathbf{e}^c e

$$B(k,l) = \frac{1}{\mathbf{s}_l^c} \left(\log \mathbf{d} - \frac{1}{\mathbf{r}} \log \mathbf{b} - m^c(l) - \frac{1}{\mathbf{r}} \log \frac{\mathbf{I}(l)+1}{\mathbf{I}(k)} \right).$$

Para a carteira de mercado, temos:

$$\begin{aligned}
& \sum_{l=0}^{k-1} p_{kl} \left[\left\{ \mathbf{b}^{\frac{a}{r}} \exp(\mathbf{a}m^c(l) + \frac{\mathbf{a}^2\mathbf{s}^c(l)^2}{2}) \left(\frac{\mathbf{I}(l)+1}{\mathbf{I}(k)} \right)^{\frac{a}{r}} \right\} \right. \\
& + \int_{B(k,l)}^{\infty} (A-1) \left\{ \mathbf{b}^{\frac{a}{r}} \exp(\mathbf{a}m^c(l) + \mathbf{a}\mathbf{s}^c(l)\mathbf{e}_t^c) \left(\frac{\mathbf{I}(l)+1}{\mathbf{I}(k)} \right)^{\frac{a}{r}} \right\} f(\mathbf{e}^c) d\mathbf{e}^c \right] , \tag{34} \\
& = 1 - (1-A)(1-\mathbf{d}^a (1 - \sum_{l=0}^{k-1} p_{kl} \int_{B(k,l)}^{\infty} f(\mathbf{e}^c) d\mathbf{e}^c))
\end{aligned}$$

para $k = 0, \dots, K-1$.

Para o ativo livre de risco, temos:

$$\begin{aligned}
& \sum_{l=0}^{k-1} p_{kl} \left[\left\{ \mathbf{b}^{\frac{a}{r}} \exp\left((\mathbf{a}-1)m^c(l) + \frac{(\mathbf{a}-1)^2 \mathbf{s}^c(l)^2}{2}\right) \left(\frac{\mathbf{I}(l)+1}{\mathbf{I}(k)}\right)^{\frac{a}{r}-1} \right\} \right. \\
& \left. + \int_{B(k,l)}^{\infty} (A-1) \left\{ \mathbf{b}^{\frac{a}{r}} \exp\left((\mathbf{a}-1)m^c(l) + (\mathbf{a}-1)\mathbf{s}^c(l)\mathbf{e}_i^c\right) \left(\frac{\mathbf{I}(l)+1}{\mathbf{I}(k)}\right)^{\frac{a}{r}-1} \right\} f(\mathbf{e}^c) d\mathbf{e}^c \right], \quad (35) \\
& = P^f(k) \left\{ 1 - (1-A)(1-\mathbf{d}^a (1 - \sum_{l=0}^{k-1} p_{kl} \int_{B(k,l)}^{\infty} f(\mathbf{e}^c) d\mathbf{e}^c)) \right\}
\end{aligned}$$

para $k = 0, \dots, K-1$.

Depois de encontrar os parâmetros do processo de consumo e de dividendo por máxima verossimilhança, usamo-los na resolução do sistema formado pelas equações (33), (34), e (35).

Inicialmente, após definirmos os parâmetros de preferência, encontramos os valores de \mathbf{I} para os dois estados, resolvendo o sistema formado pelas equações (34) para $k = 0$ e $k = 1$. $\mathbf{I}(0)$ e $\mathbf{I}(1)$ são, então, substituídos no sistema de equações (33), para encontramos $\mathbf{j}(0)$ e $\mathbf{j}(1)$; e no sistema de equações (35), para termos $P^f(0)$ e $P^f(1)$.

Dessa forma, revelam-se, para diversas combinações de parâmetros de preferência, os valores de \mathbf{I} , \mathbf{j} e P^f em cada estado. Ao final, utilizamos essas últimas variáveis no cálculo dos primeiros momentos incondicionais das séries da ação e do ativo livre de risco²⁰.

1.3 Dados

As séries usadas por Mehra e Prescott para testar o CCAPM compreendem o período 1889-1978. De 1926 ao presente, os dados financeiros americanos são particularmente acurados. A partir desta data, iniciou-se o banco de dados da bolsa de Nova Iorque no *Center for Research in Security Prices* (CRSP). Depois de 1931, com o lançamento das *Treasures bills* (títulos de maturidade curta), havia boa *proxy* para o

²⁰ Fórmulas no Apêndice A1.

ativo livre de risco. A série de consumo, por sua vez, tem origem no trabalho meticuloso de construção das contas nacionais estadunidenses por Kuznets no início do século XX. Atualmente, o *Bureau of Economic Analysis* do U.S. Department of Commerce disponibiliza as séries de consumo real per capita por tipo de produto desde 1929 em termos anuais e desde 1947 para as trimestrais.

No Brasil, as tentativas de testar modelos intertemporais de apreçamento sofrem dificuldades devido à ausência de dados confiáveis. Não há série de consumo de não-duráveis e de serviços para periodicidade mensal ou trimestral. Não existe uma série de dividendos para o IBOVESPA. O próprio índice surgiu apenas em 1968. Detalharemos, a seguir, as formas encontradas para superar essas adversidades.

1.3.1 Consumo

Como nas avaliações americanas do CCAPM, buscou-se construir a série de consumo a partir das séries de serviços e de consumo de bens não-duráveis. No Brasil, como essas séries não existem, adotamos metodologia semelhante à de Soriano (2002), também usada por Bonomo e Domingues (2002); e Sampaio (2002).

Inicialmente, os dados da Pesquisa Industrial Mensal da produção de não-duráveis (PIM)²¹ foram adiantados em um mês, dada a hipótese, evidenciada na sazonalidade da série, de se consumir num mês o produzido no mês imediatamente anterior. Elaborou-se, então, o consumo trimestral de não-duráveis (CTND) de forma a apresentar o mesmo crescimento da média trimestral desses dados²². A série de produção anual de não-duráveis utilizada no cálculo do CTND foi construída aplicando-se a participação anual da produção de não-duráveis²³ ao PIB anual²⁴.

²¹Produção industrial de bens de consumo não-duráveis: índice de quantum (média 2002=100). Periodicidade: mensal. Período: 1991:01-2004:12. Este período foi escolhido em função da inexistência de dados sobre a série de dividendos em anos anteriores a 1991. Fonte: IBGE Outras/PIM-PF (Em www.ipeadata.gov.br).

²²
$$CTND = \frac{(\text{média trimestral da PIM})}{(\text{média anual da PIM})} \times (\text{produção anual de não-duráveis} / 4)$$

²³Participação das classes e atividades no valor adicionado a preços básicos. Período: 1991-2004. Fonte: IBGE, Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Contas Nacionais. Indústrias excluídas: extrativa mineral (exceto combustíveis); fabricação de minerais não-metálicos; siderurgia; metalurgia dos não-ferrosos; fabricação de outros produtos metalúrgicos; fabricação e manutenção de máquinas e tratores; fabricação de aparelhos e equipamentos de material elétrico; fabricação de aparelhos e equipamentos de material

No término da construção da série de consumo trimestral, agregou-se à CTND a série de serviços²⁵ e a série de importação de não-duráveis²⁶ e subtraiu-se a série de exportação de não-duráveis²⁷. Em seguida, esses dados foram divididos pela série da população trimestral para a obtenção da série final do consumo per capita.

Os dados da população trimestral foram obtidos por meio da interpolação da série anual²⁸, compondo-se geometricamente a taxa de crescimento populacional.

Assim como em Soriano (2002), opta-se por seguir Ferson e Harvey (1992), usando uma série dessazonalizada²⁹ do consumo trimestral per capita, dado que esta se mostrou capaz de produzir resultados mais confiáveis que a original.

Na figura 1, temos a série final do consumo trimestral per capita, CT, e a série obtida da sua dessazonalização, CTD:

eletrônico; fabricação de automóveis, caminhões e ônibus; fabricação de outros veículos, peças e acessórios; serrarias e fabricação de artigos de madeira e mobiliário; construção civil. Como a participação em 2004, ainda não está disponível, esta foi calculada aplicando-se a taxa de crescimento do ano anterior ao valor de 2003

²⁴Produto Interno Bruto. Periodicidade: Anual. Período: 1991-2004. Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Novo Sistema de Contas Nacionais (IBGE SCN/Anual) (Em www.ipeadata.gov.br). Unidade: R\$ (mil) (preços: 2004).

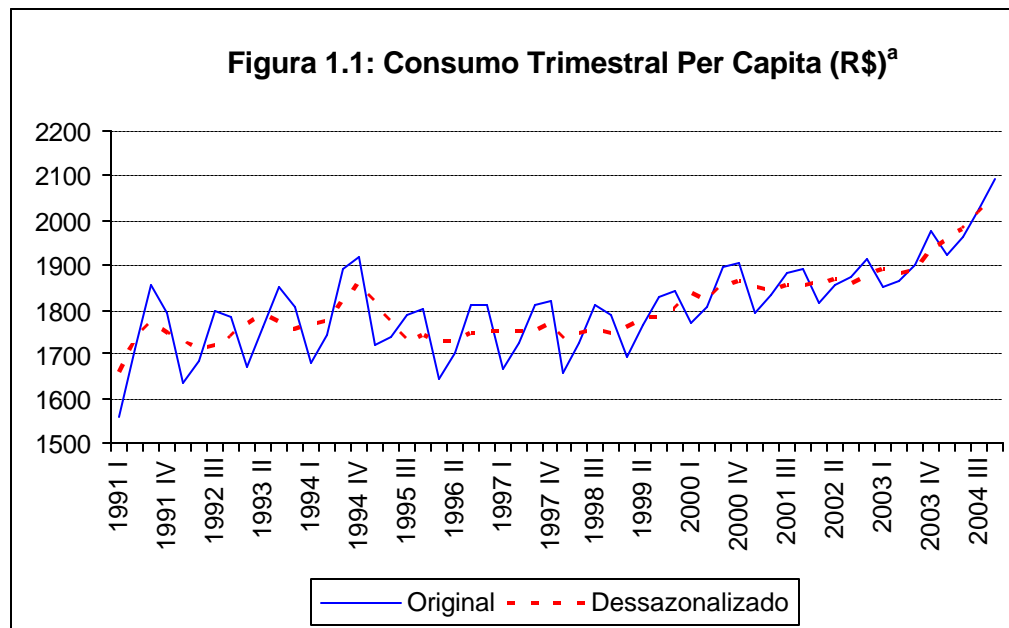
²⁵PIB - serviços. Periodicidade: Trimestral. Período: 1991:1-2004:4. Fonte: IBGE SCN/Trimestral (Em www.ipeadata.gov.br). Preços: 2004. Deflator: PIB - serviços: índice encadeado (média 1990 = 100). Periodicidade: Trimestral. Fonte: IBGE, SCN/Trimestral.

²⁶Valor FOB das importações por categoria de uso: bens de consumo não duráveis. Periodicidade: Trimestral. Fonte: Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex) (Em www.ipeadata.gov.br). Câmbio: Taxa de câmbio comercial para venda: real (R\$) / dólar americano (US\$) - média. Periodicidade: Trimestral. Fonte: Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Balanço de Pagamentos (BCB Boletim/BP). Deflator: Índice - PIB trimestral - Importação (1990=100). Fonte: IBGE.

²⁷Valor FOB das exportações por categoria de uso: bens de consumo não duráveis. Periodicidade: Trimestral. Fonte: Funcex (Em www.ipeadata.gov.br). Câmbio: Taxa de câmbio comercial para venda: real (R\$) / dólar americano (US\$) - média. Periodicidade: Trimestral. Fonte: BCB Boletim/BP. Deflator: Índice - PIB trimestral - Exportação (1990=100). Fonte: IBGE.

²⁸População residente. Periodicidade: Anual. Período: 1991-2004. Fonte: IBGE, Departamento de População e Indicadores Sociais. Divisão de Estudos e Análises da Dinâmica Demográfica (IBGE Outras/Pop) (Em www.ipeadata.gov.br). Unidade: Pessoa.

²⁹A série foi dessazonalizada através do método X11 disponível no *software E-views*. O X11 é o método padrão utilizado pelo *U.S. Bureau of Census*.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do ipeadata.

^a Preços de dez/2004. Deflator: INPC.

Como em Cysne (2005), as estatísticas básicas da série de crescimento trimestral do consumo original (CTC) e dessazonalizada (CTCD) foram comparadas com as de outros autores. O resultado se encontra na Tabela 2.

Tabela 1.2: Comparação das estatísticas descritivas básicas da série de crescimento trimestral do consumo

	CTC	CTCD	S ¹	SD ²	SO ³	SOD ⁴	C ⁵	BD ⁶
Média (%)	0,66	0,39	0,5	0,4	0,4	0,4	0,77	0,2
Mediana (%)	1,76	0,42	-	-	1,8	0,4	-	-
Std. Dev. (%)	4,87	1,35	7,2	2,4	6,1	2,2	4,80	6,8
Assimetria	-0,59	0,17	-0,42	0,35	-0,57	-0,27	-	-0,56
Curtose	2,71	3,86	2,17	4,66	2,51	3,42	-	2,43
Jarque-Bera	3,37	1,95	4,29	9,94	4,737	1,43	-	-
P-valor (%)	18,51	37,69	11,7	0,7	9,4	49	-	-
Período	91-04	91-04	80-98	80-98	80-98	80-98	92-04	86-98

¹S = Sampaio (2002)

²SD = Sampaio (2002) (dessazonalizada)

³SO = Soriano (2002)

⁴SOD = Soriano (2002) (dessazonalizada)

⁵C = Cysne (2005) (esta série foi de consumo total, não apenas de bens não-duráveis e serviços como as demais).

⁶BD = Bonomo e Domingues (2002)

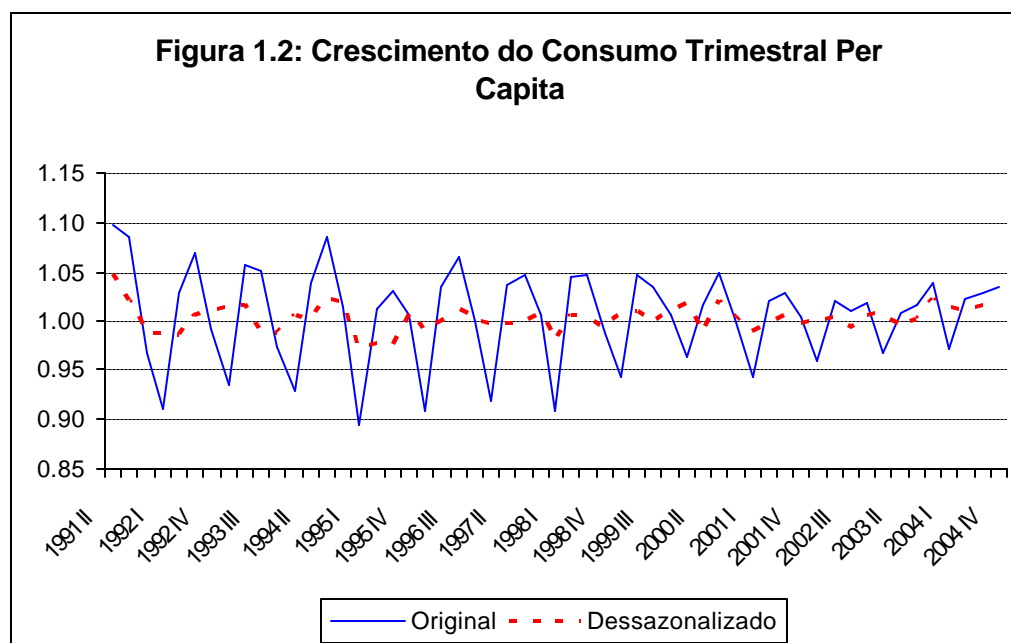
Nessa tabela, podemos notar a similaridade dos momentos da série de consumo aqui construída (CTC) com os da série elaborada por Cysne (2005). Esse resultado era esperado devido à semelhança entre os períodos de interesse. Como em Cysne, também notamos uma redução do desvio-padrão (4,87%) em relação ao desvio de séries de períodos de alta inflação, como a de Sampaio (2002) (7,2%) e Bonomo e Domingues (2002) (6,8%).

A dessazonalização provoca uma diminuição significativa no desvio-padrão da série (CTCD) de forma parecida com o resultado obtido por Soriano (2002) (SOD) e Sampaio (2002) (SD). Os coeficientes de assimetria³⁰ e de curtose³¹ da série original (CTC) são semelhantes aos das séries utilizadas por Sampaio (S), Soriano (SO) e Bonomo e Domingues (BD), dadas as metodologias análogas de construção. O p-valor da estatística de Jarque-Bera não nos permite rejeitar a hipótese nula de normalidade das séries CTC, CTCD, S, SO e SOD a um nível de significância de 1%. A constatação dessas similitudes entre as séries mostra-se importante devido à posterior necessidade de comparação dos resultados.

Na Figura 2, temos os gráficos das séries do crescimento do consumo trimestral per capita original e dessazonalizado:

³⁰ A assimetria negativa das séries CTC, S, SO e BD significa que todas são assimétricas à esquerda (têm cauda esquerda longa).

³¹ Nas séries CTC, S, SO e BD o coeficiente de curtose menor que três indica serem elas platocúrticas (menor pico) em relação à normal.

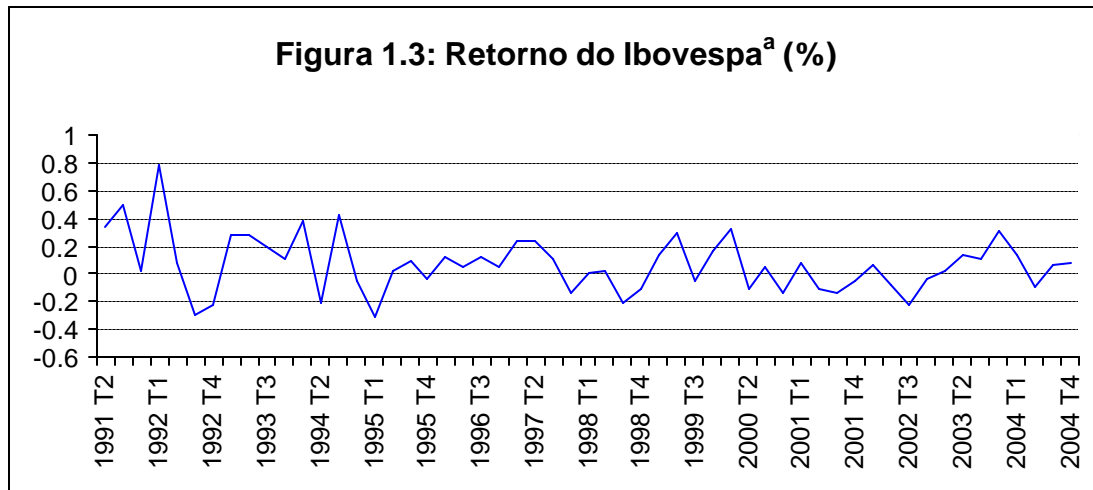


Fonte: Elaboração própria a partir de dados do ipeadata.

1.3.2 Ibovespa e Selic

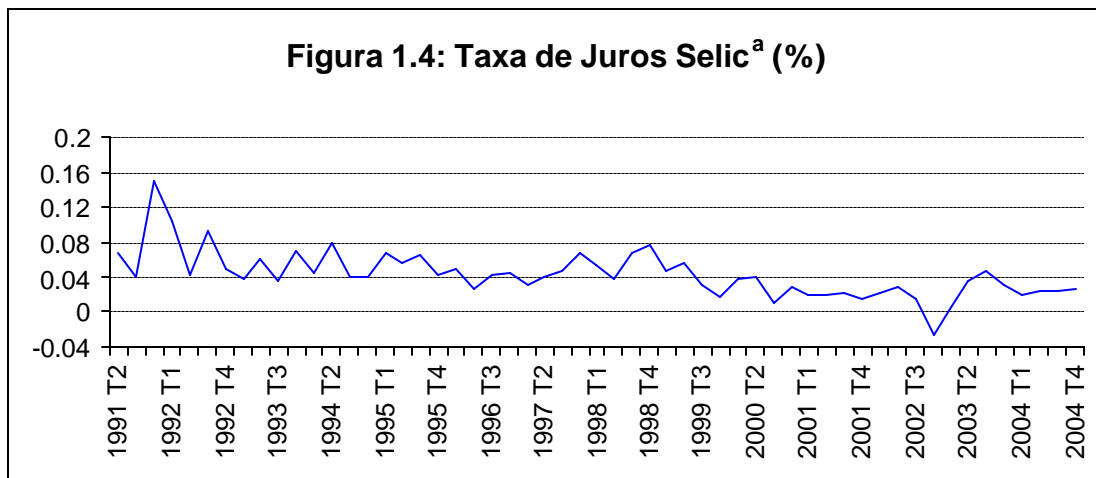
Usando a metodologia de Soriano (2002) e os dados da cotação diária do Ibovespa obtidos no Economática, construiu-se a série do retorno trimestral real desse índice entre o segundo trimestre de 1991 e o último de 2004. Inicialmente, calculou-se a média mensal das cotações de forma a compatibilizar os dados com o INPC³². Após a deflação dessa série mensal, tirou-se a média trimestral. Para encontrar o retorno observado na Figura 3, tirou-se a razão entre essa média e seu valor defasado. De forma análoga, construiu-se a série da Selic vista na Figura 4.

³² A escolha do INPC deve-se, principalmente, à necessidade de comparação dos resultados com os de outros artigos que utilizaram esse índice e do elevado peso do consumo de não-duráveis no mesmo. Soriano (2002) e Bonomo e Domingues (2002) usaram INPC e encontraram resultados semelhantes aos do modelo com IGP-DI.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Economática.

^a Preços de dez/2004. Deflator: INPC.



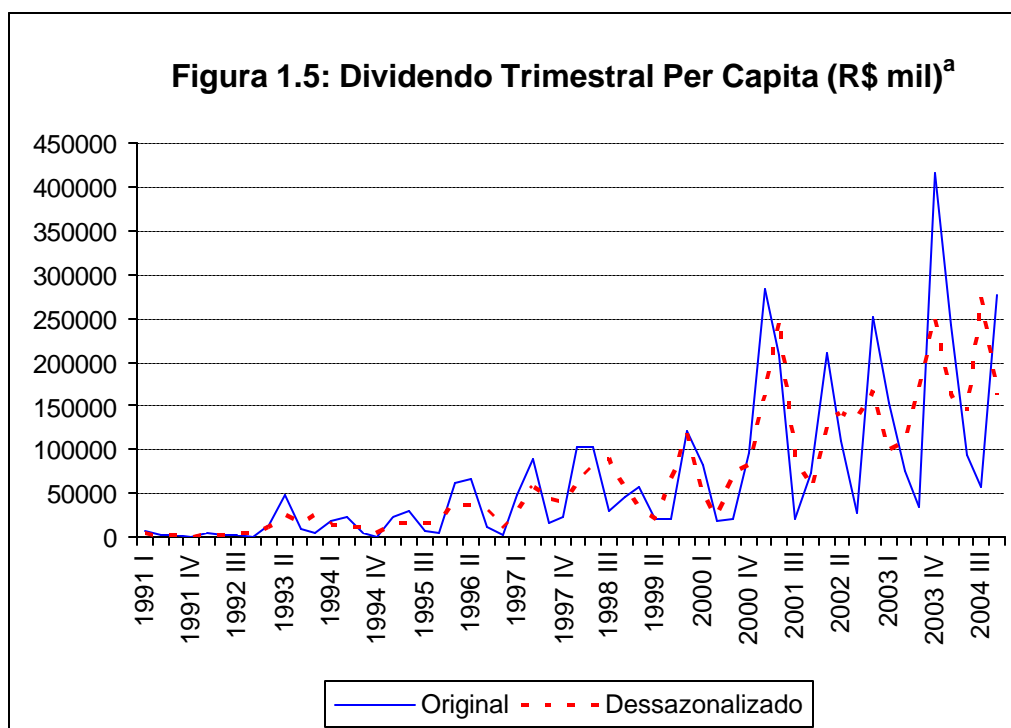
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Economática.

^a Preços de dez/2004. Deflator: INPC.

1.3.3 Dividendos

Para construir a série de crescimento dos dividendos do Ibovespa, multiplicou-se a série mensal da quantidade de ações pela série mensal de dividendos por ação, ambas da Economática. Em seguida, tirou-se a média ponderada desse produto usando como peso a composição mensal do Ibovespa. O resultado foi deflacionado pelo INPC e agregado numa série trimestral. Essa série foi dessazonalizada através do

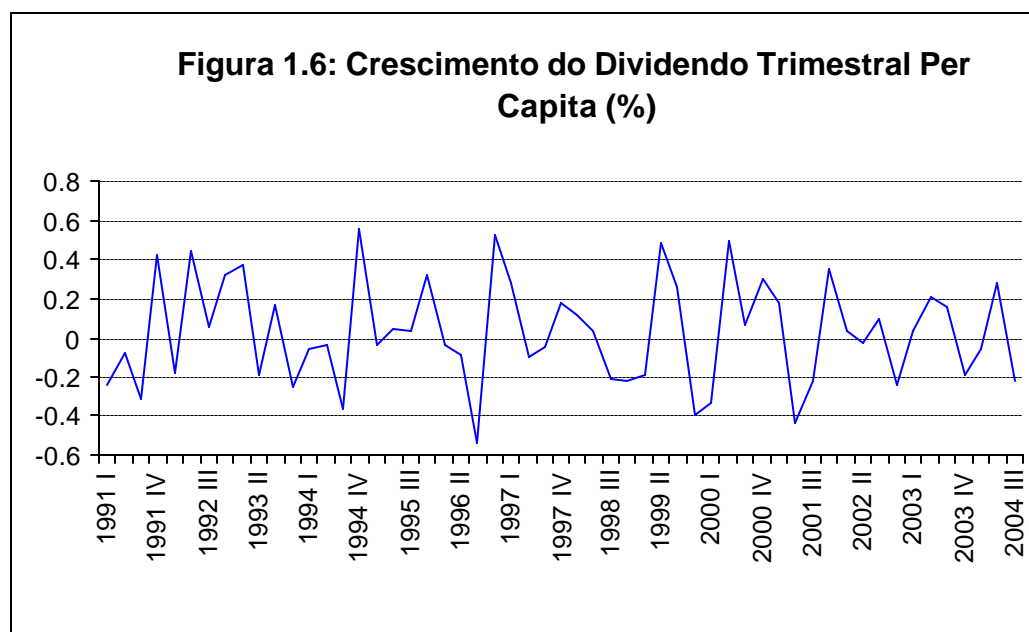
método X11 e dividida pela série da população trimestral. O crescimento dos dividendos foi então definido como a diferença entre o log do dividendo e o do seu valor defasado. Na figura 5 abaixo, temos a série original dos dividendos trimestrais per capita e a série dessazonalizada.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Economatica e da Bovespa.

^a Preços de dez/2004. Deflator: INPC.

A figura 6 mostra o crescimento dos dividendos trimestrais per capita dessazonalizados e deflacionados.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Economatica e da Bovespa.

Na tabela 3, pode-se verificar a matriz de variância-covariância e as médias trimestrais das séries do retorno do Ibovespa, da Selic e dos crescimentos do consumo e do dividendo per capita dessazonalizados.

Tabela 1.3: Matriz de variância-covariância e médias trimestrais das séries financeiras e do consumo.

	Consumo	Ibovespa	Selic	Dividendo
Consumo	0.00018	0.00077	-0.00009	-0.00064
Ibovespa	0.00077	0.04391	0.00037	0.00195
Selic	-0.00009	0.00037	0.00074	-0.00012
Dividendo	-0.00064	0.00195	-0.00012	0.07205
Média (%)	0.39	6.99	4.26	2.81

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do ipeadata, da Bovespa e do Economatica.

A média e o desvio-padrão das séries do Ibovespa (7% e 21%) e da Selic (4% e 3%) encontrados na tabela acima são semelhantes aos achados de Cysne (2005) para período próximo: 7% e 25% para o Ibovespa; 4% e 5% para a Selic. A elevada média e desvio-padrão da série de dividendos (3% e 27%) terão papel fundamental na replicação dos momentos, como se pode notar nos resultados que seguem.

1.4. Resultados

Os parâmetros do processo de dotação foram estimados usando as séries de consumo e de dividendo apresentadas na seção anterior. Empregou-se a metodologia de Hamilton (1989) de estimação por máxima verossimilhança para processos Markov switching heterocedásticos de dois estados. A escolha do número de estados não passou por teste, dado o problema do pequeno número de observações. Há também dificuldades advindas do uso de uma quantidade elevada de parâmetros como a obtida num modelo com três estados. Além disso, escolheram-se dois estados por motivo de comparação com os resultados de Bonomo e Domingues (2002) e Bonomo e Garcia (1994), que empregaram métodos semelhantes. Os resultados desta estimação encontram-se na Tabela 4 abaixo:

Tabela 1.4: Estimativas dos coeficientes do Modelo Markov switching bivariado

	Coeficiente estimado	Desvio-padrão
a_0^c	0.00196	0.00064
a_1^c	-0.00094	0.00089
a_0^d	0.03484	0.03522
a_1^d	-0.02140	0.08535
γ_0^c	0.00681	0.00046
γ_1^c	-0.00437	0.00071
γ_0^d	0.26921	0.02405
γ_1^d	-0.00303	0.05497
γ^{cd}	-0.21623	0.13700
ρ_{11}	0.28614	0.29244
ρ_{22}	0.46488	0.34118

Com base nos dados anteriores e nas definições (27) e (28), elaborou-se a tabela seguinte:

Tabela 1.5: Parâmetros do Processo de Dotação

Parâmetro	Estado 0	Estado 1	Amostral
Média do Consumo	0.0020	0.0010	0.0017
Desvio-padrão do Consumo	0.0068	0.0024	0.0059
Média do Dividendo	0.0348	0.0134	0.0281
Desvio-padrão do Dividendo	0.2692	0.2662	0.2709
Correlação (Consumo, Dividendo)	-0.2162	-0.2162	-0.1781

Fonte: Elaboração própria a partir dos coeficientes da Tabela 4

e a matriz de transição:

$$P = \begin{bmatrix} 0.921 & 0.079 \\ 0.194 & 0.806 \end{bmatrix}.$$

De acordo com essa tabela, o estado 0 é caracterizado por uma volatilidade e uma média mais alta tanto do consumo como do dividendo. Diferente de Bonomo e Domingues (1994), não encontramos um estado 0 transiente, dado que $p_{00} \neq 0$. Além disso, a média do consumo manteve-se positiva em ambos os estados, enquanto esses autores encontraram uma média negativa para o estado 0. A volatilidade do dividendo, por sua vez, não difere tanto entre estados como na estimativa de Bonomo e Garcia (1994) para a série americana.

Com os valores obtidos da estimação do processo de dotação, encontramos os momentos incondicionais das séries do retorno da ação e do retorno do ativo livre de risco para as diversas configurações de preferência. Os resultados são apresentados na tabela abaixo:

Tabela 1.6: Momentos Teóricos

	UE ^a	K-P ^b	AD ^c	ADG ^d	Amostral
Aversão Relativa ao Risco	5	5	2	2	-
Fator de Desconto Intertemporal ^b	0.85	0.85	0.85	0.92	-
Elasticidade de Substituição	0.2	0.6	0.5	0.4	-
A (Parâmetro de AD)	1	1	0.2	0.2	-
D (Parâmetro de ADG)	1	1	1	0.9	-
Média R_e	0.0728	0.0717	0.0680	0.0700	0.0699
Desvio-Padrão R_e	0.2934	0.2931	0.2930	0.2986	0.2115
Média R_f	0.0501	0.0488	0.0422	0.0425	0.0426
Desvio-Padrão R_f	0.0015	0.0005	0.0015	0.0033	0.0274
Média Prêmio de Risco	0.0227	0.0229	0.0258	0.0274	0.0274
Desvio-Padrão Prêmio de Risco	0.2933	0.2931	0.2931	0.2987	0.2115
Correlação (Prêmio de Risco, R_f)	0.0250	0.0252	-0.0661	-0.0536	-0.0646

Fonte: Elaboração própria.

a. Utilidade Esperada; b. Kreps-Porteus; c. Aversão a Desapontamento; d. AD Generalizada.

b. Valor anualizado.

Nessa tabela, temos os momentos amostrais e os momentos produzidos pelos modelos distintos. Para selecionar os parâmetros, escolheram-se os mais razoáveis

dentre os que geravam resultados próximos aos amostrais. Essa razoabilidade foi definida de acordo com a teoria a respeito dos parâmetros e com as evidências empíricas trazidas pelos artigos que buscam explicar o EPP.

Na construção da tabela 6, testou-se, inicialmente, o modelo com utilidade esperada. Com essa preferência, conseguiram-se resultados próximos aos amostrais com uma aversão ao risco menor que 10, o limite superior para este parâmetro de acordo com Mehra e Prescott (1985). O melhor fator de desconto intertemporal, entretanto, não foi suficientemente alto: 0,85 em termos anuais.

Investidores com fator de desconto intertemporal muito baixo dão pouco peso à utilidade do consumo futuro. Para os EUA, em geral, utiliza-se fatores de desconto intertemporal próximos a 0,99. Além disso, pode-se demonstrar que, para a utilidade esperada, quanto maior o parâmetro de aversão ao risco, maior deve ser o fator de desconto intertemporal. Assim, uma aversão ao risco maior que dois implicaria um fator de desconto intertemporal maior que um. Nesse caso, os investidores dariam mais peso ao futuro que ao presente, algo pouco realista. Por esse motivo, alguns autores limitam a taxa de aversão ao risco a valores próximos de 2.

Com o modelo com utilidade esperada, portanto, encontramos uma situação semelhante à obtida por Bonomo e Domingues (2002): um parâmetro de aversão ao risco próximo do razoável, mas um fator de desconto intertemporal baixo demais. Bonomo e Domingues conseguiram reproduzir a média do retorno das ações e a média do retorno do ativo livre de risco com aversão ao risco igual a 3,23 e fator de desconto anualizado igual a 0,81. Observam, contudo, que o valor desse último parâmetro não se encontra dentro de limites razoáveis (entre 0,91 e 1). Se assim estivesse, a média do título seria mais baixa que a amostral, gerando um puzzle de taxa de juros contrário ao documentado por Weil (1989) para os EUA. Tentando resolver essa questão, adicionaram risco de default ao modelo. Essa nova característica, contudo, produziu uma queda do prêmio de risco, que só voltou a ser explicado para um nível ainda menor de desconto intertemporal.

O problema do fator de desconto intertemporal diminuto foi encontrado também por Sampaio (2002) e por Issler e Piqueira (2002). O primeiro utiliza modelo idêntico ao de Mehra e Prescott (1985) em dados brasileiros. Em seu artigo, a aversão ao risco

necessária para reproduzir os momentos foi de 6,1, mas o fator de desconto intertemporal ficou em apenas 0,69 (0,5 para dados dessazonalizados).

Issler e Piqueira (2002) estimam a equação de Euler para as preferências: utilidade esperada; formação de hábito externo; e Kreps-Porteus, com dados anuais e trimestrais. Usando dados anuais, encontram um valor baixo para o fator de desconto intertemporal (mediana igual a 0,63). Com dados trimestrais, porém, o valor desse parâmetro fica em níveis razoáveis (0,99), mas o pequeno valor do coeficiente de aversão ao risco (mediana de 0,62) caracteriza neutralidade ao risco por parte do agente.

Ao contrário de Bonomo e Domingues e de Sampaio, não tivemos dificuldade para explicar o desvio-padrão do retorno da ação em nenhum modelo. Não encontramos, portanto, o puzzle de excesso de volatilidade dos retornos das ações como mencionado por estes autores. A racionalização desse momento foi conseguida com o uso da série de dividendos - de maior média e desvio que o consumo - algo ainda não tentado nos diversos estudos do EPP.

Cysne (2005) empreendeu análise recente do modelo com utilidade esperada. Nesse estudo, encontrou evidências da existência de um EPP para o Brasil tanto com uma aproximação lognormal dos retornos como num exercício de calibração similar ao de Mehra e Prescott (1985). No primeiro caso, o nível de aversão ao risco capaz de explicar os valores amostrais foi de 15,8. Na calibração, o maior prêmio de risco gerado pelo modelo, 1,34%, acontece quando o fator de desconto é 0,974 e a aversão ao risco, 6. O prêmio de risco obtido das séries históricas, entretanto, foi de 3,4%, caracterizando o *puzzle*. Com esses resultados e mais algumas observações, Cysne contesta conclusões anteriores³³ sobre a ausência de EPP no Brasil.

Neste artigo, mesmo adotando uma modelagem alternativa para o processo de dotação, verificou-se a dificuldade de se explicar o EPP com valores razoáveis de parâmetros para a função de utilidade esperada. Passou-se, então, à análise do modelo com a utilidade Kreps-Porteus. Nesta configuração, há a possibilidade de se modificar a elasticidade de substituição de forma independente da aversão ao risco. O melhor resultado foi conseguido com uma elasticidade de substituição intertemporal igual a 0,6.

³³ De Sampaio (2002); Bonomo e Domingues (2002); e Issler e Piqueira (2002).

Nesse caso, conseguimos um resultado pouco superior ao obtido com a utilidade esperada.

A elevação da elasticidade de substituição intertemporal gera uma queda no retorno médio dos ativos. Quando esse parâmetro aumenta, o investidor se torna mais disposto a substituir consumo intertemporalmente. Portanto, não precisa de taxas de retorno tão altas para induzi-lo a isso. Assim, aumentando a elasticidade de substituição de 0,2 para 0,6 conseguimos reduzir a média do retorno da ação e a média do retorno do título, aproximando-os dos valores amostrais. Não foi possível, contudo, trazer o valor do fator de desconto intertemporal para níveis mais razoáveis, sem aumentar demasiadamente a aversão ao risco: o mesmo problema do modelo com utilidade esperada.

Bonomo e Domingues (2002) também examinaram as preferências Kreps-Porteus. Na melhor combinação de parâmetros encontrada, os coeficientes de aversão ao risco e de elasticidade de substituição aumentaram e o fator de desconto intertemporal diminuiu. Essa variação afastou ainda mais os parâmetros dos limites considerados razoáveis, apesar de levar à reprodução de outro momento: o desvio-padrão do título.

Os resultados empíricos de Cysne (2005) com utilidade recursiva também não racionalizaram o EPP brasileiro. Seus cálculos foram realizados com elasticidade de substituição igual a 0,5 e aversão ao risco igual a 8, obtendo um prêmio de risco (1,7%) ainda inferior ao das séries históricas (3,4%).

Generalizando Kreps-Porteus, passa-se ao modelo com preferências com aversão a desapontamento. Nesse modelo, usando o parâmetro de aversão a desapontamento, podemos aumentar o nível de aversão ao risco efetiva para pequenos riscos. Como explicado anteriormente, isso leva à aversão ao risco de primeira ordem, diferindo esta preferência das demais.

Dando ao parâmetro de aversão a desapontamento o mesmo valor (0,2) estipulado por Bonomo e Garcia (1994) e próximo ao de Epstein e Zin (1991b), pode-se reduzir bastante o coeficiente de aversão ao risco, ao mesmo tempo em que se melhoram os resultados anteriores. Agora, consegue-se um parâmetro de aversão ao risco igual a 2, valor indicado como razoável pela maior parte dos estudos segundo

Kocherlakota (1996) e Mehra e Prescott (2003). A aversão efetiva ao risco, porém, encontra-se elevada devido ao baixo valor do parâmetro de aversão a desapontamento.

Usando essa preferência, pode-se também elevar a média do prêmio de risco, aproximando-a da amostral e explicar a covariância entre a taxa de juros e o prêmio de risco, algo ainda não obtido no Brasil em estudos sobre o EPP. O problema do baixo fator de desconto intertemporal, contudo, permanece. Caso o aumentemos, precisaríamos elevar a aversão ao risco, mesmo mantendo alta a aversão a desapontamento.

Por fim, analisamos o modelo com aversão a desapontamento generalizada, ADG. Agora, torna-se possível elevar o fator de desconto intertemporal mantendo-se baixa a aversão ao risco. O valor final desse parâmetro (0,92) permanece dentro do limite considerado razoável (entre 0,9 e 1) pela maior parte dos autores.

Perto do ponto de certeza, a função de utilidade ADG se assemelha à utilidade esperada com aversão ao risco igual a 2, não havendo aversão a desapontamento. Quando suficientemente distante desse ponto, entretanto, acrescenta-se o efeito da aversão a desapontamento ($A=0,2$). Isso provoca um considerável aumento na aversão ao risco efetiva.

Agora, para reformular melhor o problema, modificamos a tabela 6 de forma a manter constante o fator de desconto intertemporal:

Tabela 1.7: Momentos teóricos com fator de desconto intertemporal elevado

	UE ^a	K-P ^b	AD ^c	ADG ^d	Amostral
Aversão Relativa ao Risco	17	5	2	2	-
Fator de Desconto Intertemporal ^e	0.92	0.92	0.92	0.92	-
Elasticidade de Substituição	0.06	0.08	0.5	0.2	-
A (Parâmetro de AD)	1	1	0.1	0.74	-
D (Parâmetro de ADG)	1	1	1	0.96	-
Média R _e	0.0679	0.0679	0.0682	0.0679	0.0699
Desvio-Padrão R _e	0.2920	0.2920	0.2937	0.2920	0.2115
Média R _f	0.0492	0.0455	0.0179	0.0406	0.0426
Desvio-Padrão R _f	0.0035	0.0036	0.0025	0.0007	0.0274
Média Prêmio de Risco	0.0187	0.0225	0.0503	0.0274	0.0274
Desvio-Padrão Prêmio de Risco	0.2919	0.2919	0.2939	0.2920	0.2115
Correlação (Prêmio de Risco, R _f)	0.0201	0.0237	-0.0768	0.0291	-0.0646

Fonte: Elaboração própria.

a. Utilidade Esperada; b. Kreps-Porteus; c. Aversão a Desapontamento; d. AD Generalizada.
e. Anualizado.

Na tabela 7, temos os melhores momentos com um fator de desconto mais alto que o da tabela 6. Nesse caso, como se pode observar, perdem-se os resultados obtidos na tabela anterior.

No modelo com utilidade esperada, o coeficiente de aversão ao risco precisa ser elevado sensivelmente para a obtenção de momentos próximos aos amostrais. Isso produz, obrigatoriamente, uma elasticidade de substituição muito perto de zero.

Com a preferência Kreps-Porteus, o parâmetro de aversão ao risco pode permanecer igual ao da tabela 6, mas a elasticidade de substituição deve aproximar-se de zero, como no modelo com utilidade esperada. Assim, o nível desse parâmetro afasta-se dos valores encontrados por outros estudos com essa preferência³⁴. Observando os resultados para esses dois primeiros modelos, nota-se que, em parte, a discrepância entre os estudos do EPP brasileiro foi causada pelas definições distintas do valor do fator de desconto intertemporal.

No modelo com aversão a desapontamento, mesmo após a elevação do fator de desconto intertemporal, é possível manter tanto o coeficiente de aversão relativa ao

³⁴ Bonomo e Domingues (2002) adotam um valor perto de 0,4 para a elasticidade de substituição. Issler e Piqueira (2002) encontram valores entre 0,2 e 0,3 com mediana igual a 0,29.

risco de Arrow-Pratt como a elasticidade de substituição em níveis razoáveis. O parâmetro de aversão a desapontamento, entretanto, aproxima-se ainda mais de zero. Isso caracteriza uma aversão ao risco efetiva extremamente elevada.

Com a preferência ADG, conseguiu-se trazer o parâmetro de aversão a desapontamento para perto de 1, evitando, assim, uma alta aversão ao risco efetiva. Nesse processo, perde-se a reprodução da correlação entre o prêmio de risco e a taxa de juros como na tabela 6. No entanto, agora, todos os parâmetros se encontram em níveis razoáveis e, exceto pelo desvio-padrão da taxa de juros, pôde-se explicar os demais momentos amostrais.

1.5. Conclusão

Neste artigo, testou-se o CCAPM com dados brasileiros utilizando quatro preferências distintas: utilidade esperada; utilidade esperada generalizada; aversão a desapontamento; e aversão a desapontamento generalizada. Construiu-se uma série de dividendos para o IBOVESPA. Esta foi modelada com a série de consumo como um processo Markov switching conjunto de dois estados. Buscava-se, com isso, a replicação dos primeiros momentos das séries financeiras nacionais.

Como se observou no caso da função de utilidade esperada, tão somente a separação entre consumo e dividendo, modelados como um processo Markov switching, não foi suficiente para a explicação do puzzle. Entretanto, o uso da série de dividendos mostrou-se crucial para a obtenção do elevado segundo momento da série do retorno das ações.

A possibilidade de se solucionar o *Equity Premium Puzzle* brasileiro deu-se através da combinação dessa modelagem do processo de dotação com a generalização de preferências que exibem aversão a desapontamento. Esse tipo de preferência, proposto por Routledge e Zin (2003), dotou o agente representativo de aversão ao risco de primeira ordem dependente do estado e contra-cíclica. Pôde-se, assim, elevar o fator de desconto intertemporal para níveis razoáveis ao mesmo tempo em que se mantinha baixa a aversão ao risco efetiva. Dessa forma, exceto pela volatilidade da taxa de juros e pela correlação desta com prêmio de risco, conseguiu-se

replicar todos os momentos requeridos para a explicação do *puzzle* utilizando valores razoáveis de parâmetros.

1.6. Referências

ABEL, A. B. Stock prices under time varying dividend risk: an exact solution in an infinite horizon general equilibrium model. *Journal of Monetary Economics*, n.22, p. 375-394, 1988.

_____. Asset prices under habit formation and catching up with the Joneses. *A.E.R. Papers and Proceedings*, n. 80, p. 38-42, 1990.

_____. The Equity Premium Puzzle. *Business Review: Federal Reserve Bank of Philadelphia*, Sec/Oct., p. 3-14, 1991.

_____. Exact Solutions for Expected Rates of Returns under Markov Regime Switching: Implications for the Equity Premium Puzzle. *NBER Working Paper*, n. 4110, 1992

AIYAGARI, S. Rao. Explaining Financial Markets Facts: The Importance of Incomplete Markets and Transaction Costs. *Fed. Res. Bank Minn*, n. 17(1), p.17-31, 1993.

AIYAGARI, S. Rao e GERTLER, M. Asset returns with transactions costs and uninsured individual risk. *Journal of Monetary Economics*, n. 27, p. 311-331, 1991.

ALENCAR, A. Testando o CCAPM com dados brasileiros. *Dissertação de Mestrado*, PUC-Rio, 1999.

ARROW, K. J. The theory of risk aversion. Em: *Essays in the Theory of Risk-Bearing*, cap. 3, North-Holland, Amsterdam, 1974.

- BEKAERT, G.; HODRICK, R. J.; e MARSHALL. The implications of first-order risk aversion for asset market risk premiums. *Journal of Monetary Economics*, v. 40(1), p. 3-39, 1994.
- BANSAL, R. e COLEMAN, J. W. A monetary explanation of the equity premium, term premium and risk free rate puzzles. *Journal of Political Economy*, n. 104, p. 1135-1171, 1996.
- BANSAL, R. e YARON, A. Risks for the long run: a potential resolution of asset pricing puzzles. *NBER working paper*, n. 8059, 2004.
- BONOMO, M. e DOMINGUES, G. Os Puzzles Invertidos do Mercado Brasileiro de Ativos. Em: BONOMO, M., (Editor), *Finanças Aplicadas ao Brasil*, ed. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, p. 105-120, 2002.
- BONOMO, M. e GARCIA, R. Disappointment Aversion as a Solution to the Equity Premium and the Risk-Free Rate Puzzles. *Scientific Series*, n. 94, CIRANO, 1994.
- BONOMO, M. e GARCIA, R. Consumption and Equilibrium Asset Pricing: An Empirical Assessment. *Journal of Empirical Finance*, n. 3, p. 239-265, 1996.
- BONOMO, M. e GARCIA, R. Can a Well-Fitted Equilibrium Asset Pricing Model Produce Mean Reversion? *Journal of Applied Econometrics*, v.1, p.19-29, 1994.
- BREEDEN, D. An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. *Journal of Financial Economics*, v. 7, p. 265-296, 1979.
- BURNSIDE, Craig. Hansen-Jagannathan Bounds as Classical Tests of Asset Pricing Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 12(1), p. 57-79, 1994.

- CAMPBELL, J. Y. Asset Pricing at the Millennium. *Journal of Finance*, v. 55, p. 1515-1567, 2001.
- CAMPBELL, J. Y. e COCHRANE, J. H. By force of habit: a consumption-based explanation of aggregate stock market behavior. *Journal of Political Economy*, v. 107, p. 205-251, 1999.
- CECCHETTI, S. G.; LAM, P.; e MARK, N. C. Evaluating Empirical Tests of Asset Pricing Models: Alternative Interpretations. *American Economic Review*, v. 80:2, p. 48-51, 1990.
- CECCHETTI, S. G.; LAM, P.; e MARK, N. C. The Equity Premium and the Risk Free Rate: Matching the Moments. *Journal of Monetary Economics*, v. 31, p. 21-45, 1993.
- CHEW, S. H. Axiomatic Utility Theories with the Betweenness Property. *Annals of Operations Research*, v. 19, p. 273-98, 1989.
- COCHRANE, J. H. e HANSEN, L. P. (1992). Asset pricing explorations for macroeconomics. Em: BLANCHARD, O. .J. e FISCHER, S., eds., *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, 1992.
- CONSTANDINIDES, G. M., e DUFFIE, D. Asset pricing with heterogeneous consumers, *Journal of Political Economy*, v. 104, p. 219-240, 1996.
- CONSTANDINIDES, G. M. Habit formation: a resolution of the equity premium puzzle. *Journal of Political Economy*, v. 98, p. 519-543, 1990.
- CONSTANDINIDES, G. M; DONALDSON, J. B; e MEHRA, R. Junior can't borrow: a new perspective on the equity premium puzzle. *Quarterly Journal of Economics*, v. 118, p. 269-296, 2002.

- CYSNE, R. P. Equity-Premium Puzzle: Evidence From Brazilian Data. *Ensaios Economicos da EPGE*, n. 586, 2005.
- DANTHINE, J.-P., e DONALDSON, J. B. *Intermediate Financial Theory*, Prentice Hall, N.J., 2002.
- EPSTEIN, L. e ZIN, S. Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework. *Econometrica*, v. 57:4, p. 937-69, 1989.
- EPSTEIN, L. e ZIN, S. First-Order Risk Aversion and the Equity Premium Puzzle, *Journal of Monetary Economics*, 26, 387-407, 1990.
- EPSTEIN, L. e ZIN, S. Substitution, Risk Aversion, and Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns II: An Empirical Analysis. *Journal of Political Economy*, v. 99, p. 263-86, 1991a.
- EPSTEIN, L. e ZIN, S. The Independence Axiom and Asset Returns. *NBER Technical Working Paper*, n. 109, 1991b.
- FERSON, W. e HARVEY, C. R. Seasonality and Consumption-Based Asset Pricing. *Journal of Finance*, n. 47, p. 511-552, 1992.
- GALI, Jordi. Keeping up with the Joneses: Consumption Externalities, Portfolio Choice, and Asset Prices. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 26(1), p. 1-8, 1994.
- GUL, F. A Theory of Disappointment Aversion. *Econometrica*, v. 59(3), p. 667-686, 1991.

- HAMILTON, James D. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, v. 57, p. 357-84, 1989.
- HANSEN, L. P. e JAGANNATHAN, R. Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies. *Journal of Political Economy*, v. 99, p. 225-61, 1991.
- HANSEN, Lars; SARGENT, Thomas; e TALLARINI, Thomas. Pessimism, Neurosis and Feelings About Risk in General Equilibrium. *Working Paper*, The University of Chicago, 1994.
- HEATON, J. An empirical investigation of asset pricing with temporally dependent preference specifications. *Econometrica*, v. 66, p. 681-717, 1995.
- HEATON, J. e LUCAS, D. Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Pricing. *Journal of Political Economy* (forthcoming), 1995a.
- HEATON, J. e LUCAS, D. The Importance of Investor Heterogeneity and Financial Market Imperfections for the Behavior of Asset Prices. *Carnegie-Rochester Ser. Public Policies* (forthcoming), 1995b.
- HUGGET, Mark. The Risk-Free Rate in Heterogeneous-Agent Incomplete-Insurance Economies. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 17(5/6), p. 953-969, 1993.
- ISSLER, J. V. e PIQUEIRA, N. Estimating Relative Risk Aversion, the Discount Rate, and the Intertemporal Elasticity of Substitution in Consumption for Brazil Using Three Types of Utility Functions. Em: BONOMO, M., (Editor), *Finanças Aplicadas ao Brasil*, ed. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 2002.
- JOHNSON, T. e DONALDSON, J. The Structure of Intertemporal Preferences Under Uncertainty and Time Consistent Plans. *Econometrica*, v. 53, p. 1451-1458, 1985,

- KAHNEMAN, D. e TVERSKY, A. Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk. *Econometrica*, v. 47, p. 263-291, 1979.
- KANDEL, S. e STAMBAUGH, R. F. Asset returns and intertemporal preferences. *Journal of Monetary Economics*, v. 27, p. 39-71, 1991.
- KOCHERLAKOTA, N. R. The equity premium: it 's still a puzzle. *Journal of Economic Literature*, v. 34, p. 42-71, 1996.
- KREBS, T. Consumption-based asset pricing with incomplete markets. *Working Paper*, Brown University, 2000.
- KREPS, D. e PORTEUS, E. L. Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice Theory. *Econometrica*, v. 36, p. 185-200, 1978.
- LINTNER, J. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, v. 47 (1), p. 13-37, 1965.
- LUCAS, R. E. Asset Prices in an Exchange Economy. *Econometrica*, v. 46, p. 1429-1446, 1978.
- MCGRATTAN, E. R. e PRESCOTT, E. C. Is the market overvalued? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v. 24, p. 20-40, 2000.
- MCGRATTAN, E. R. e PRESCOTT, E. C. Taxes, regulations, and asset prices. *Working Paper 610 (Federal Reserve Bank of Minneapolis)*, 2001.

- MEHRA, R. e PRESCOTT, E. C. The Equity Premium: A Puzzle. *Journal of Monetary Economics*, v. 15, p. 145-61, 1985.
- MEHRA, R. e PRESCOTT, E. C. The Equity Premium in Retrospect. *NBER Working Paper*, n. w9525, 2003.
- MELINO, A. e YANG, A. State Dependent Preferences Can Explain the Equity Premium Puzzle. *Working Paper*, University of Toronto, 2002.
- RIETZ, T. A. The equity risk premium: a solution. *Journal of Monetary Economy*, v. 22, p. 117-131, 1988.
- ROUTLEDGE, B. e ZIN, S. Generalized Disappointment Aversion and Asset Prices. *NBER Working Paper*, n. 10107, 2003.
- SAMPAIO, F. S. Existe Equity Premium Puzzle no Brazil? Em: BONOMO, M., (Editor), *Finanças Aplicadas ao Brasil*, ed. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, p. 87-104, 2002.
- SEGAL, U. e SPIVAK, A. First-Order versus Second-Order Risk Aversion. *Journal of Economic Theory*, v. 51, p. 111-25, 1990.
- SHARPE, W. F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, v. 19, p. 425-442, 1964.
- SORIANO, A. Testando o CCAPM através das fronteiras de volatilidade e da equação de Euler. Em: BONOMO, M., (Editor), *Finanças Aplicadas ao Brasil*, ed. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, p. 121-161, 2002.

TAUCHEN, G. Statistical Properties of Generalized Method-of-Moments Estimators of Structural Parameters Obtained from Financial Market Data. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 4(4), p. 397-416, 1986.

WEIL, P. The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle. *Journal of Monetary Economy*, v. 24, p. 401-421, 1989.

WEIL, P. Equilibrium Asset Prices with Undiversifiable Labor Income Risk. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 16(3), p. 769-790, 1992.

1.7. Anexos

1.7.1 Anexo I

Primeiro momento do retorno da ação:

$$E[R_e] = \sum_{i=0}^{k-1} \sum_{k=0}^{k-1} \mathbf{p}_i p_{i,j} \frac{\mathbf{j}(k) + 1}{\mathbf{j}(i)} \exp\left\{m^d(k) + \frac{\mathbf{s}^d(k)^2}{2}\right\},$$

onde $\mathbf{p}_i = \frac{C_{i,i}}{\sum_{j=0}^{k-1} C_{j,j}}$, com $C_{i,i}$ sendo o cofator do elemento i,i da matriz de probabilidade

de transição P .

Segundo momento incondicional do retorno da ação:

$$E[R_e^2] = \sum_{i=0}^{k-1} \sum_{k=0}^{k-1} \mathbf{p}_i p_{i,j} \left(\frac{\mathbf{j}(k) + 1}{\mathbf{j}(i)} \right)^2 \exp\{2[m^d(k) + \mathbf{s}^d(k)^2]\}.$$

Primeiro momento incondicional do retorno livre de risco:

$$E[R_f] = \sum_{i=0}^{k-1} \mathbf{p}_i \frac{1}{P_f(i)}.$$

Segundo momento do retorno livre de risco:

$$E[R_f^2] = \sum_{i=0}^{k-1} \mathbf{p}_i \frac{1}{P_f(i)^2}.$$

Covariância do retorno da ação com o retorno livre de risco:

$$E[R_e R_f] = \sum_{i=0}^{k-1} \sum_{k=0}^{k-1} \mathbf{p}_i p_{i,j} \frac{\mathbf{j}(k) + 1}{\mathbf{j}(i)} \frac{1}{P_f(i)} \exp\left\{m^d(k) + \frac{\mathbf{s}^d(k)^2}{2}\right\}.$$

1.7.2 Anexo II

Tabela A2 (1.8): Estatísticas básicas para a economia americana no período 1889-1978:

Taxa livre de risco média: R_f	1.008
Retorno médio da ação: $E(R_e)$	1.0698
Taxa de crescimento do consumo média: $E(x)$	1.018
Variância da taxa de crescimento do consumo: $Var(x)$	0.0013
Prêmio de Risco Médio: $E(R_e)-R_f$	0.0618

Fonte: Mehra e Prescott (2003)

1.7.3 Anexo III

Em Mehra e Prescott (2003), temos os seguintes resultados:

$$\ln R_f = -\ln \mathbf{b} + \mathbf{a} \mathbf{m}_x - \frac{1}{2} \mathbf{a}^2 \mathbf{s}_x^2, \quad (1)$$

onde R_f é o retorno do ativo livre de risco; \mathbf{b} é o fator de desconto intertemporal; \mathbf{a} é

a aversão ao risco; $x_t = \frac{c_{t+1}}{c_t}$; c_t é o consumo em t ; $\mathbf{m}_x = E(\ln x)$; $\mathbf{s}_x^2 = Var(\ln x)$, e

$$\ln E(R_e) - \ln R_f = \mathbf{a} \mathbf{s}_x^2, \quad (2)$$

onde R_e é o retorno da carteira de mercado.

Podemos fazer:

$$\mathbf{s}_x^2 = \ln \left[1 + \frac{\text{var}(x)}{E(x)^2} \right] \quad (3)$$

e

$$\mathbf{m}_x = \ln E(x) - \frac{1}{2} \mathbf{s}_x^2 \quad (4)$$

Substituindo as estatísticas amostrais em (3) e (4), obtemos $\mathbf{s}_x^2 = 1,8082 \times 10^4$ e $\mathbf{m}_x = 3,802 \times 10^3$. Com a variância, \mathbf{s}_x^2 , encontrada, usamos (2) para calcular o nível de aversão ao risco $\mathbf{a} = 142,94$. Essas variáveis podem, então, ser substituídas em (1) para acharmos o fator de desconto intertemporal $\mathbf{b} = 0,26041$.

Capítulo 2

Aposentadoria por Invalidez dos Servidores Públicos Civis do Poder Executivo Federal Brasileiro entre 1994 e 2004

Marcelo Pessoa*

Resumo: A partir de 2002, a aposentadoria por invalidez torna-se a principal forma de aposentadoria dos servidores públicos civis do poder executivo federal brasileiro. Em 2005, gastos do governo federal com aposentadorias por invalidez chegam a 16,4 bilhões de reais. Neste artigo, investiga-se o papel dos incentivos financeiros criados pelas reformas previdenciárias de 1998 e de 2003 no aumento do número de aposentados por invalidez. Os resultados indicam uma queda de 27 pontos percentuais na probabilidade de aposentadoria por invalidez de um servidor representativo caso esses incentivos sejam anulados. Além disso, os dados aqui analisados sugerem que políticas inibidoras desse tipo de aposentadoria seriam mais eficazes se focalizadas no grupo de funcionários com as seguintes características: sexo masculino; 51 a 60 anos de idade; nível de escolaridade superior; vencimento bruto entre 3 e 6 salários mínimos; 21 a 30 anos de tempo de contribuição; e morador da região Centro-Oeste.

Palavras-chave: Aposentadoria por invalidez no Brasil; seguridade social; reforma previdenciária.

Classificação JEL: H55, I12, I18, J14, J18, J26.

* Artigo em co-autoria com Paulo Tafner (IPEA/MPOG).

2.1. Introdução

A partir de 2002, a aposentadoria por invalidez torna-se a principal forma de aposentadoria dos servidores públicos civis do poder executivo federal brasileiro. Em 2003, 54,9% das aposentadorias desses funcionários ocorrem por invalidez. Dois anos depois, o governo federal gasta R\$ 16,4 bilhões com essas despesas, 60% a mais que o dispêndio com investimentos em todo o país.

Devido à elevação dos gastos com aposentados por invalidez, o Ministério do Planejamento, MPOG, lançou, ainda em 2005, o Sistema Integrado de Saúde Ocupacional do Servidor Público Civil Federal – SISOSP³⁵. Esse projeto de R\$ 100 milhões/ano teria por objetivo a reestruturação da saúde ocupacional do servidor por meio da substituição das ações de recuperação pelas de prevenção e de promoção. De acordo com os resultados deste artigo, essas medidas não serão suficientes para debelar o problema. Será preciso minimizar os incentivos financeiros para a aposentadoria por invalidez criados pelas reformas previdenciárias de 1998 e de 2003.

A reforma previdenciária de 1998 penalizou os servidores que se aposentariam na forma proporcional reduzindo seus benefícios em até 30%. Essa restrição contribuiu para uma queda de 58% nas aposentadorias proporcionais entre 1998 e 1999. O objetivo era elevar a idade na qual o funcionário público estava se aposentando. De fato, a média da idade dos servidores na aposentadoria se eleva de 54,8 em 1998 para 57,4 em 2001. No entanto, passa a diminuir nos anos seguintes.

Neste artigo, argumenta-se que, ao se modificar as regras da aposentadoria proporcional, preservando as da aposentadoria por invalidez, criou-se um incentivo financeiro a este tipo de aposentadoria. No momento escolhido para se aposentar, o servidor receberia um provento até 43% maior caso se aposente por invalidez. Os funcionários, então, trocariam a aposentadoria proporcional pela aposentadoria por invalidez, mantendo, assim, os benefícios esperados antes da reforma e evitando o aumento da idade na aposentadoria.

Para testar essa hipótese, inicialmente, analisam-se as regras definidas na reforma previdenciária de 1998. Com base nessas regras, calcula-se a diferença de

³⁵ *Contato* – boletim eletrônico para servidores do governo federal - n° 51, de 27 de outubro de 2005.

proventos que cada servidor aposentado entre 1994 e 2004 observaria no momento da sua aposentadoria. Em seguida, estima-se a probabilidade de aposentadoria por invalidez desses funcionários usando um modelo logit binário. Controlando para idade; idade ao quadrado; sexo; estado civil; local de trabalho; escolaridade; saúde; e salário, cada 1% de aumento na diferença entre proventos provoca uma elevação de 1,2 pontos percentuais na probabilidade de se aposentar por invalidez. Esse resultado mostrou-se robusto a diversas configurações do modelo. Assim, uma norma que anulasse a diferença de benefícios provocaria uma redução de 27 pontos percentuais na probabilidade de um servidor representativo aposentar-se por invalidez.

Durante as décadas de 1970 e de 1980, o problema do crescimento das aposentadorias por invalidez afetou diversos países industrializados. Nos EUA, Leonard (1979) e Parsons (1980, 1982 e 1991) apontaram os incentivos trazidos pela elevação dos benefícios da aposentadoria por invalidez como a causa da redução na participação na força de trabalho. Por outro lado, Bound (1989, 1991a e 1991b), Halpern e Hausman (1986) e Haveman et al. (1988 e 1991) encontraram um efeito limitado do aumento desses benefícios na explicação dos fatos estilizados. Para a Alemanha, Riphahn (1999) também conclui ser pequeno o efeito dos incentivos financeiros na probabilidade de aposentadoria por invalidez. Na Inglaterra, porém, como se nota no survey de Holmes et al (1991), os benefícios esperados tiveram um impacto positivo no risco dessa forma de aposentadoria.

Neste artigo, desenvolve-se ainda uma extensa análise da base de dados com o objetivo de traçar o perfil de risco para a aposentadoria por invalidez. Os resultados sugerem que políticas inibidoras desse tipo de aposentadorias serão mais eficazes se focalizarem grupos de servidores com as seguintes características: homem; 51 a 60 anos de idade; nível de escolaridade superior; vencimento bruto entre 3 e 6 salários mínimos; 21 a 30 anos de tempo de contribuição; e moradores da região Centro-Oeste. Servidores dotados desses atributos apresentaram uma freqüência crescente entre os aposentados por invalidez entre 1994 e 2004.

Após essa introdução, apresentam-se, na seção 2, as bases de dados utilizadas. Na seção 3, esses dados são analisados. Avaliam-se a freqüência de aposentadorias por invalidez e a evolução dos gastos públicos com essas aposentadorias. Traça-se o

perfil dos aposentados por invalidez em termos de idade, sexo, renda, escolaridade, tempo de contribuição e tipo de aposentadoria. Na seção 4, deriva-se a base institucional da aposentadoria por invalidez a partir das regras da emenda constitucional no 20 de dezembro de 1998. O modelo empírico é desenvolvido na quinta seção e os resultados são apresentados na seção 6. Por fim, concluímos relacionando todos os resultados na sétima seção.

2.2. Dados

Na análise da aposentadoria por invalidez dos servidores públicos civis do poder executivo federal, utilizou-se a base de dados do Sistema Integrado de Administração de Recursos Humanos, SIAPE, do MPOG. O SIAPE foi criado em 1989 como principal ferramenta de gestão do pessoal civil do Governo Federal. Ele realiza o controle dos dados cadastrais dos servidores ativos e aposentados e dos beneficiários de pensão, além de processar a folha de pagamento de 214 órgãos da Administração Pública Federal. Essa base de dados conta, portanto, com ampla gama de informações pessoais, funcionais e financeiras acerca desses trabalhadores.

Dentre os dados pessoais, temos, por exemplo: idade, número de dependentes, escolaridade, estado civil, gênero, endereço, etc. Dos dados funcionais, constam: titulação; cargo; tipo de aposentadoria; e data do primeiro emprego, da aposentadoria, do ingresso no serviço público, do ingresso no órgão, de início de exercício na função, no cargo, entre outras. Quanto aos dados financeiros, é possível obter o valor de todas as rubricas contidas no contracheque do servidor, tais como: vencimento básico, bruto e líquido, auxílio alimentação, ressarcimento de assistência à saúde, contribuição ao plano de seguridade social, e proventos da aposentadoria. A periodicidade desses dados é mensal, cobrindo o intervalo entre jan/1991 e o presente.

Os dados utilizados são os que constam no SIAPE de outubro de 2004. A amostra total possui 1.877.139 observações referentes a todos os funcionários que recebem pagamentos pelo sistema ou geram benefícios para outrem. Desses funcionários, selecionaram-se os aposentados entre 1994 e 2004 (221.199). Neste período, foram elaboradas e aprovadas as emendas constitucionais: EC no 20, de

dezembro de 1998; e EC no 41, de dezembro de 2003. Estas emendas são conhecidas como reformas previdenciárias³⁶.

Em seguida, escolheram-se os aposentados com dados disponíveis sobre o vencimento bruto (200.360). Desses, retiraram-se todos os que se aposentaram compulsoriamente, pois, nesse caso, não houve decisão de saída do serviço (190.597). Ficaram de fora, ainda, os que não tinham dados sobre tempo de contribuição, restando, ao final 173.851 observações.

A construção da indicadora de aposentadoria por invalidez foi feita com base nos códigos dos tipos de aposentadoria. No SIAPE, têm-se 57 formas de aposentadoria divididas de acordo com a seguinte classificação básica: por invalidez; compulsória; voluntária; por decisão judicial; e de ex-combatente. A definição exata de cada tipo encontra-se na Lei no 8112³⁷ de 11 de dezembro de 1990, que instituiu o Regime Jurídico Único dos Servidores Públicos Civis da União, das autarquias e das fundações públicas federais.

Para realizar comparações com o setor privado, usou-se o Anuário Estatístico da Previdência Social de 2004, AEPS, do Ministério da Previdência Social. Como o período coberto pelo Anuário vai de 2002 a 2004, recorreu-se também ao seu suplemento histórico de 1980 a 2002. As informações contidas nessa base de dados são referentes a benefícios, arrecadação, finanças, contabilidade e acidentes de trabalho. Dentre essas tabelas, utilizou-se, especificamente, a de quantidade de benefícios concedidos, por clientela, segundo os grupos de espécies.

Benefícios concedidos são aqueles cujo requerimento apresentado à Previdência Social são deferidos, correspondendo, portanto, a um fluxo de entrada de novos benefícios no sistema previdenciário. Os dados da quantidade de benefícios encontram-se divididos por clientela – urbana e rural – e por grupos de espécies: benefícios do RGPS – previdenciários e acidentários –; e benefícios assistenciais. O total de aposentadorias por invalidez foi obtido somando-se a aposentadoria por invalidez previdenciária com a acidentária. O total de aposentadorias foi construído

³⁶ Sobre as reformas, ver artigos: Oliveira (2000); Varsano (2003); Cechin (2003); Giambiagi et alli (2004); Lino (1994).

³⁷ Lei nº 8112, Art. 183 a 195.

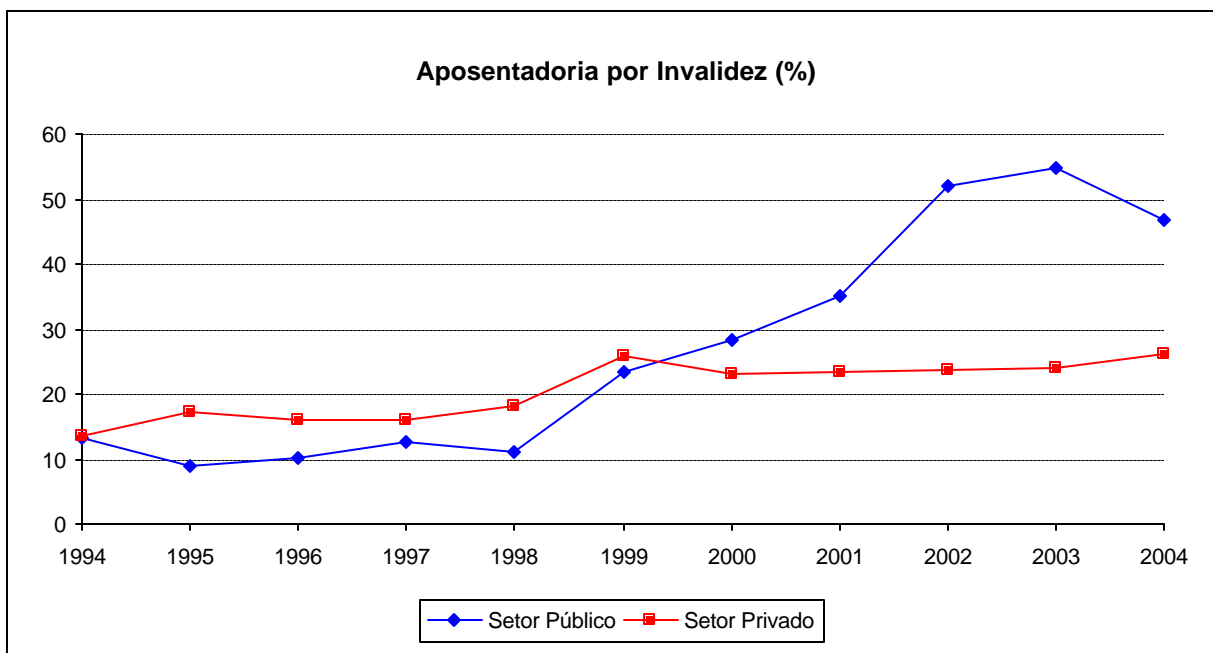
somando-se o total de aposentadorias previdenciárias – por tempo de contribuição, idade e invalidez – com o total de aposentadorias por invalidez acidentárias.

2.3. Análise Descritiva

2.3.1. Frequência:

De acordo com a figura 3.1, 20,5% dos servidores públicos civis do poder executivo federal que se aposentaram entre 1994 e 2004 o fizeram por invalidez. Esse percentual é o mesmo para o setor privado. No entanto, a evolução da proporção de aposentadorias por invalidez - que passaremos a designar AI - variou muito ao longo destes dez anos nos dois setores.

Figura 3.1 (2.1): Percentual de aposentadoria por invalidez nos setores público e privado entre 1994 e 2004.

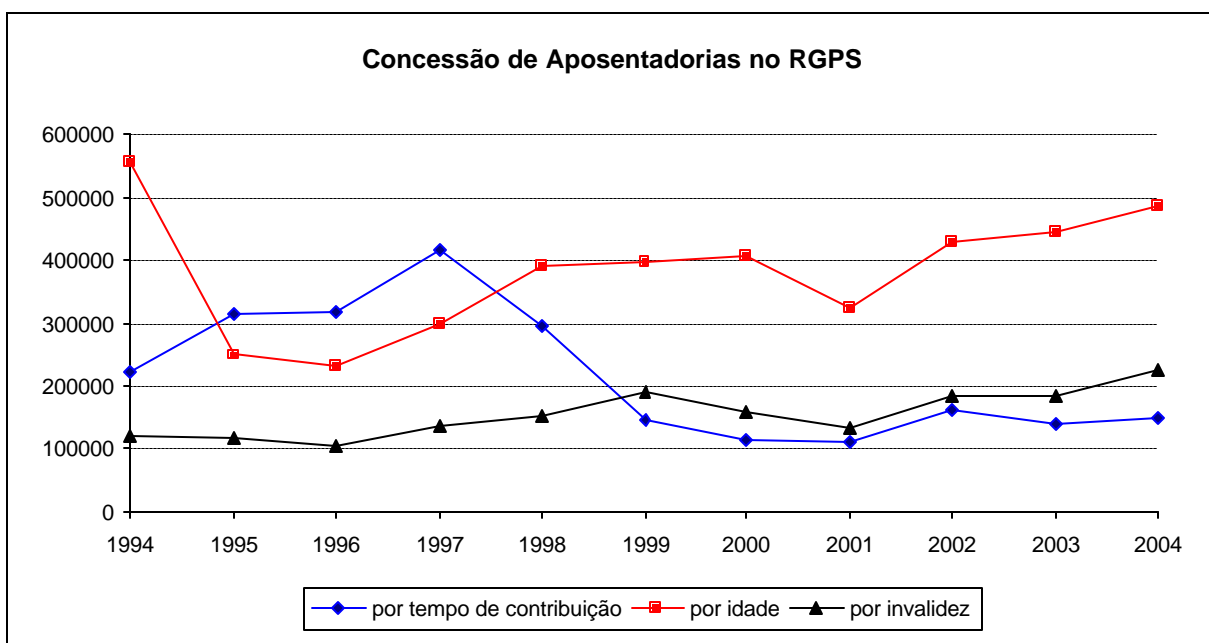


Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A1.

A partir de 1998, o patamar de AI no setor privado mudou de 16,16% em média para 24,35% dos pedidos de aposentadoria. Além disso, como pode ser observado na

Figura 3.2, ocorreram mudanças nos tipos de aposentadoria concedidas. Após 1997, a aposentadoria por tempo de contribuição reduziu-se, ficando abaixo do nível da aposentadoria por invalidez. Nesse mesmo período, ocorreu um aumento da aposentadoria por idade, que se manteve elevada pelos anos seguintes.

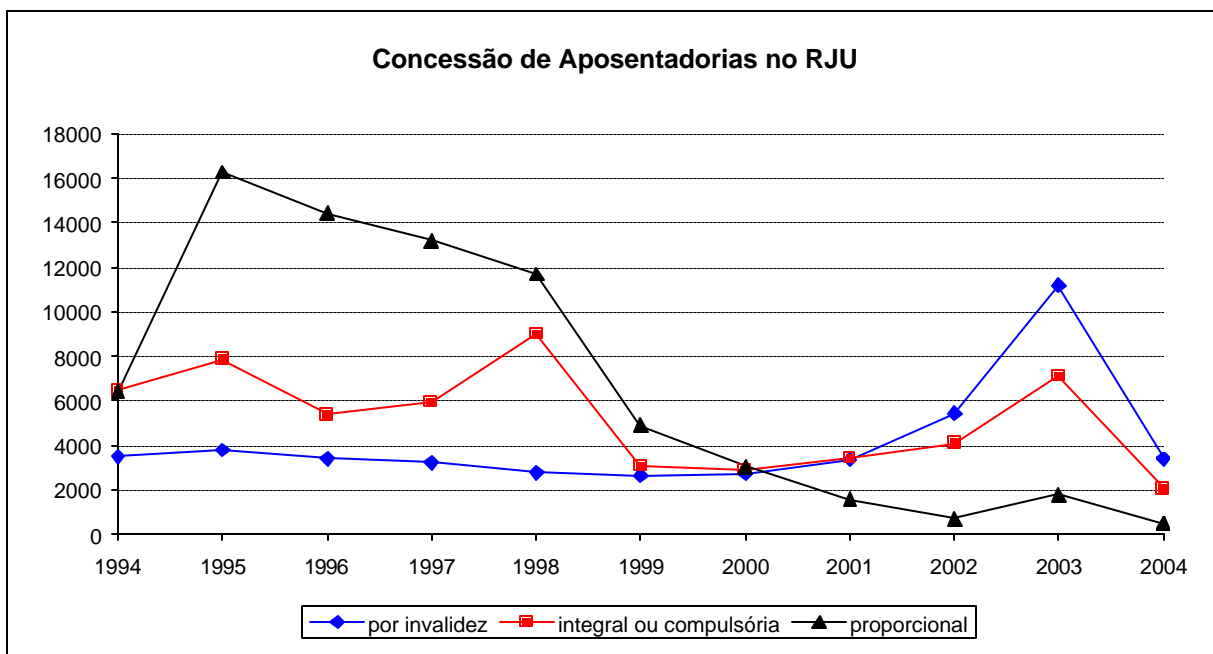
Figura 3.2 (2.2): Evolução da concessão de aposentadorias no RGPS por tipo de aposentadoria entre 1994 e 2004..



Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A2.

Quanto ao setor público, como pode ser observado na Figura 3.1, depois de 1998, teve início uma escalada de concessões de AI, culminando com 54,91% das aposentadorias em 2003. O número de AI cresceu 394% entre 1998 e 2003. Na Figura 3.3, nota-se, como no caso do RGPS, uma mudança nos tipos de aposentadoria concedida: a queda nas aposentadorias proporcionais coincide com o aumento das aposentadorias por invalidez e integrais. Por fim, verifica-se uma diferença marcante entre os dois setores quanto ao percentual médio de AI pós-98: o do setor privado, em 24,35%; e o do setor público, em 40,06%.

Figura 3.3. (2.3): Evolução da concessão de aposentadorias no RJU por tipo de aposentadoria entre 1994 e 2004.

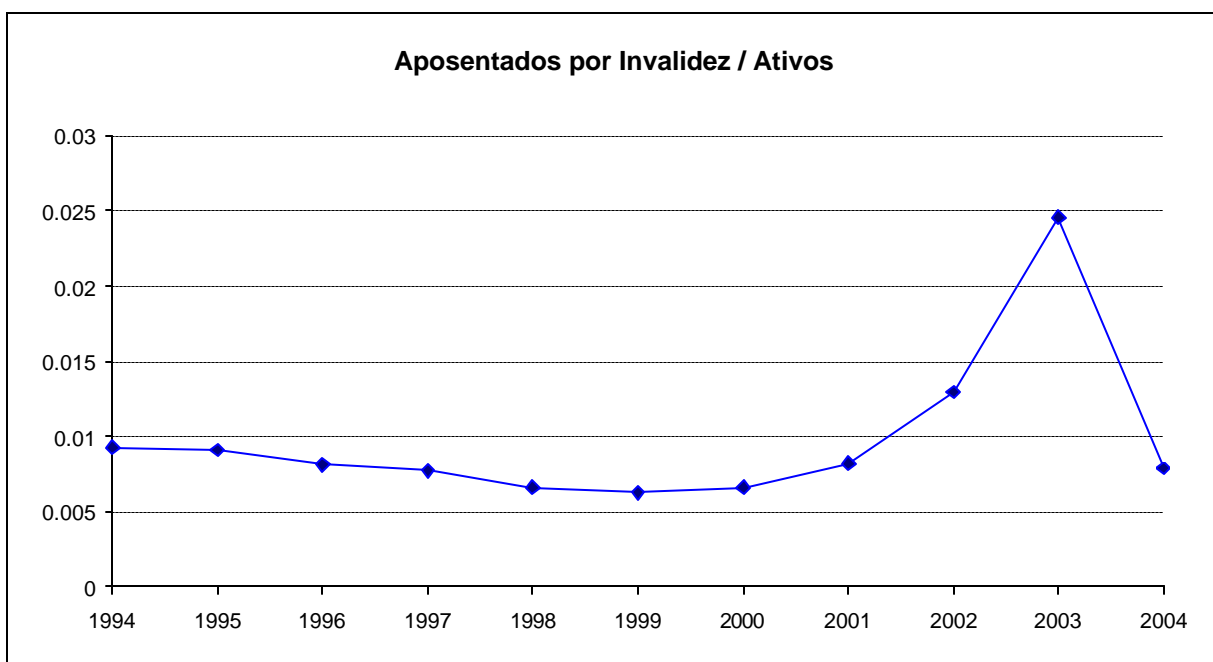


Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A3.

Assim, sabe-se que a quantidade de AI em relação aos outros tipos de aposentadoria elevou-se acentuadamente nos últimos seis anos. Isso ocorreu tanto no setor privado como no público, sendo especialmente alta neste último grupo. Como se observa na figura 3.3, a partir de 2002, a aposentadoria por invalidez tornou-se a principal forma de aposentadoria do serviço público.

Mesmo no caso em que as condições de trabalho e de saúde dos funcionários tenham permanecido inalteradas nestes dez anos, o aumento do número de AI poderia decorrer, simplesmente, da elevação da quantidade de trabalhadores. Se a chance de sofrer um acidente ou de contrair doenças incapacitadoras não mudar, mas o número de funcionários aumentar, haveria um aumento das concessões de aposentadoria por invalidez. Na figura 3.4, entretanto, nota-se um crescimento de 288,9% na proporção de concessões de AI em relação ao número de funcionários públicos ativos entre 1999 e 2003. Assim, mesmo controlando-se para o número de servidores, o fenômeno do aumento de AI mostra-se relevante.

Figura 3.4 (2.4): Proporção de aposentados por invalidez em relação ao número de funcionários ativos.



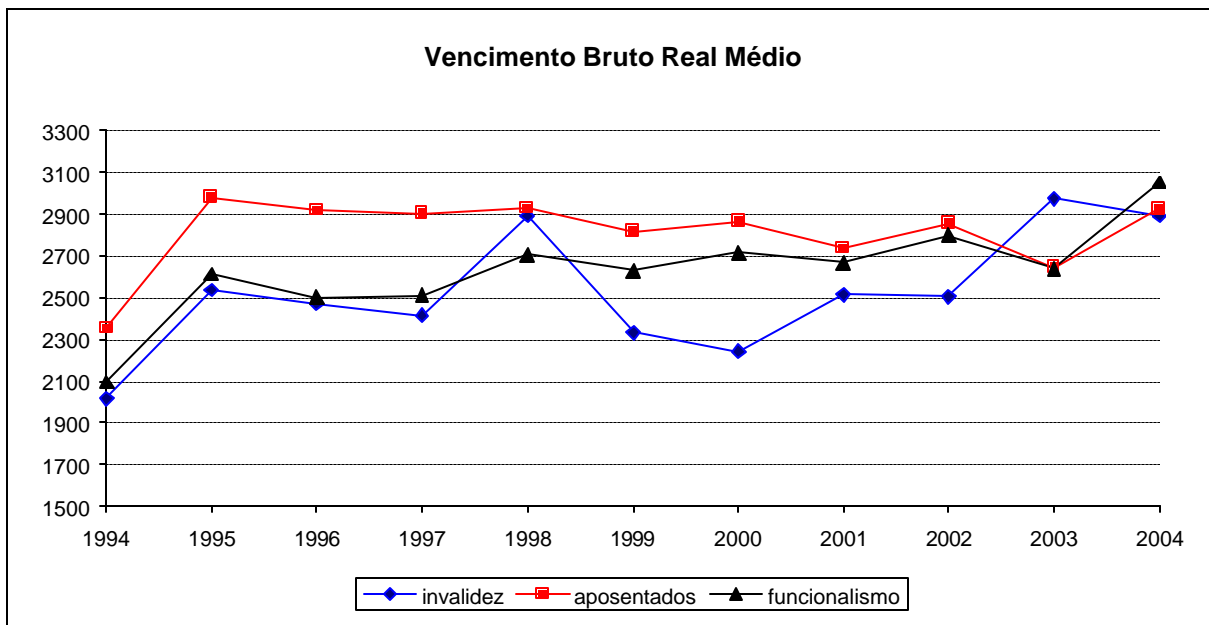
Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A4.

A elevação da idade média dos trabalhadores é outro aspecto a ser considerado. Trabalhadores mais velhos tenderiam a sofrer mais doenças incapacitadoras. Dessa forma, caso a proporção de funcionários mais velhos aumente, espera-se um crescimento conjunto do número de AI. Faz-se necessário, portanto, o controle para a idade do servidor ativo. Esse último aspecto será examinado na seção sobre o perfil etário dos aposentados por invalidez.

2.3.2 Impacto Financeiro:

Entre 1994 e 2004, o vencimento bruto real médio dos aposentados por invalidez apresentou um crescimento maior que o da totalidade dos aposentados: 43,3% contra 24,2%, respectivamente. Na figura 3.5, apresenta-se a evolução do vencimento bruto real médio dos funcionários, dos aposentados e dos aposentados por invalidez.

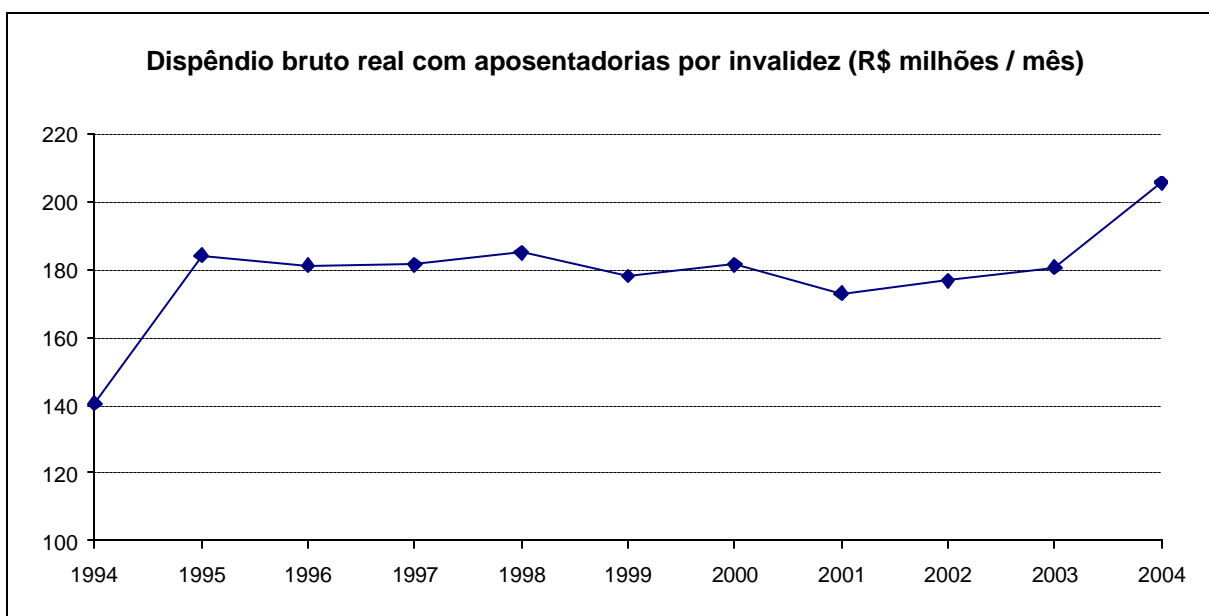
Figura 3.5 (2.5): Evolução do vencimento bruto real médio dos funcionários, dos aposentados, e dos aposentados por invalidez do Poder Executivo Federal entre 1994 e 2004.



Preços de 2004. Deflator: IPCA. Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A5.

Na figura 3.6, entre 2003 e 2004, observa-se um crescimento de 14% em termos reais no dispêndio mensal com aposentados por invalidez. Essa elevação nos gastos ocorre mesmo com a queda no vencimento bruto real médio desses aposentados nesse período. O motivo encontra-se no elevado número de concessões em 2003.

Figura 3.6 (2.6): Evolução do dispêndio bruto real com os aposentados por invalidez do Poder Executivo Federal entre 1994 e 2004.



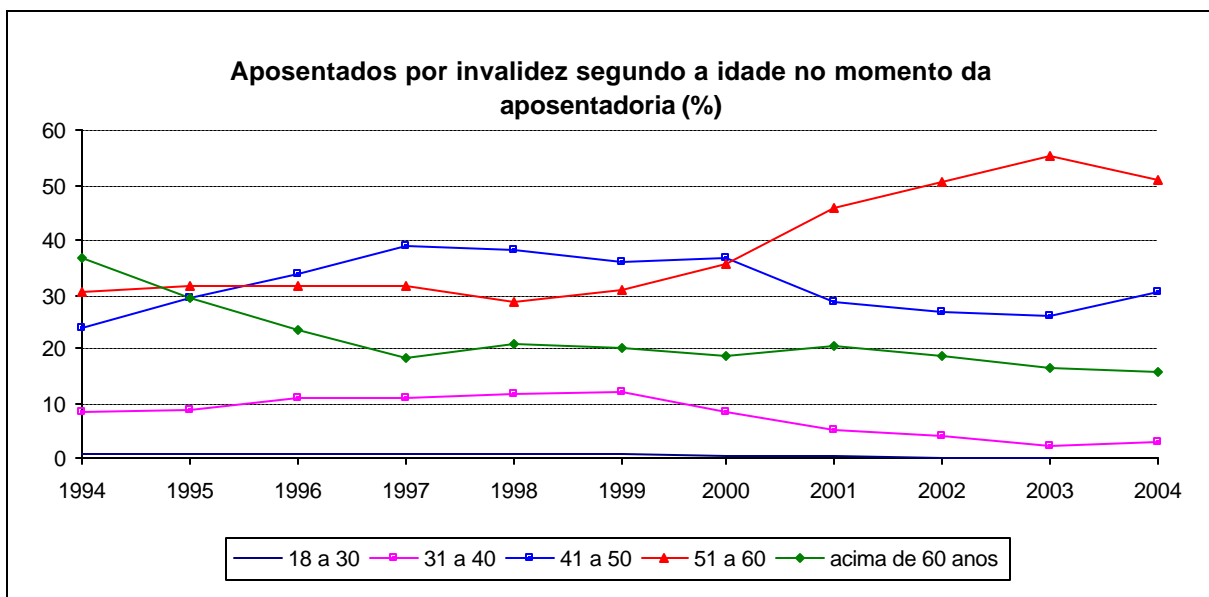
Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A8.

2.3.3 Perfil

2.3.3.1 Idade

O perfil etário dos aposentados por invalidez, como visto na figura 3.7, sofreu variações no período considerado. A partir de 1998, ocorre um incremento – de 29% para 55% - do percentual dos aposentados por invalidez entre 51 e 60 anos de idade. O crescimento desse grupo etário entre os servidores ativos explica parte dessa variação. A diminuição da frequência de concursos públicos durante o período contribuiu para o envelhecimento da força de trabalho. As aposentadorias por invalidez, conseqüentemente, elevaram-se.

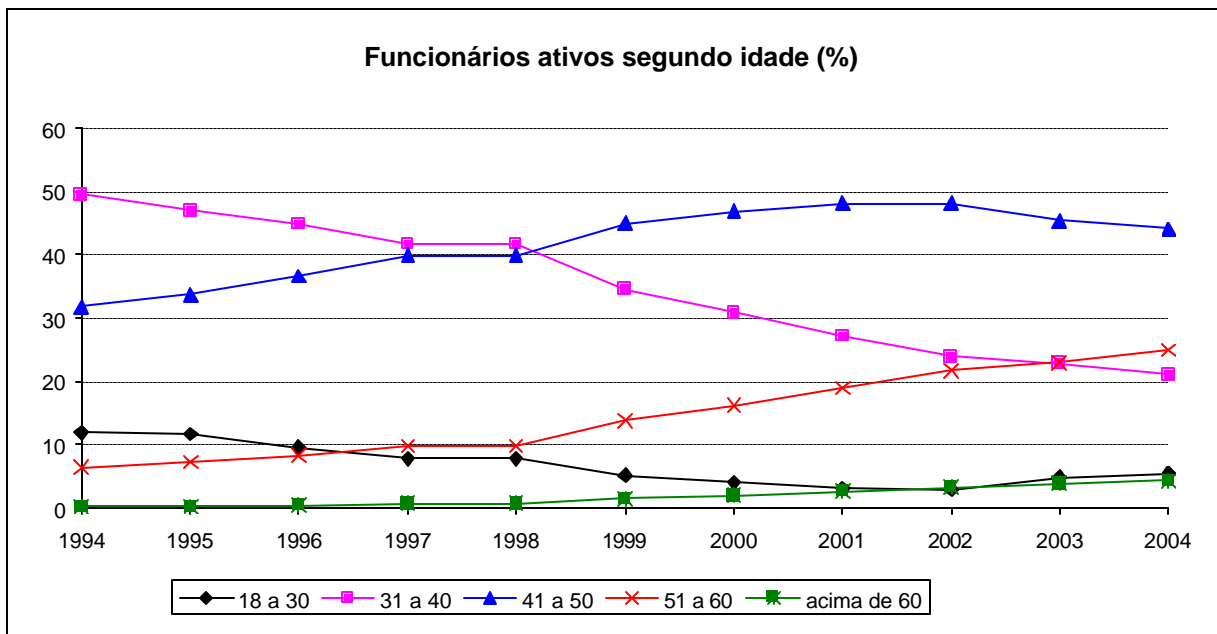
Figura 3.7 (2.7): Evolução das aposentadorias por invalidez por idade entre 1994 e 2004.



Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A10.

Na figura 3.8, observa-se como os grupos etários mais jovens – de 18 a 30 e de 31 a 40 anos – tiveram sua participação entre os servidores ativos reduzida entre 1994 e 2004. Por outro lado, o percentual de funcionários com idade acima de 40 anos aumentou de 38,6% para 73,4%.

Figura 3.8 (2.8): Evolução do percentual de funcionários públicos ativos por idade entre 1994 e 2004.



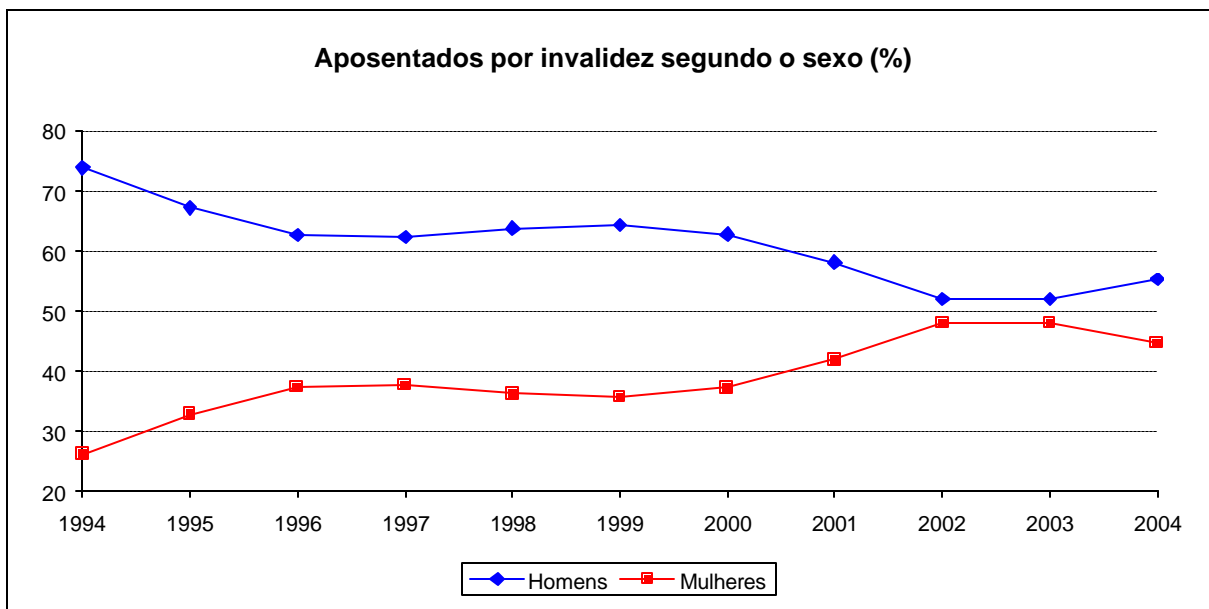
Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A11.

Em parte, portanto, o crescimento do número de concessões de AI foi causado pelo envelhecimento da força de trabalho. Observando apenas as figuras, não fica claro, porém, por que a elevação da proporção de aposentados por invalidez acontece apenas a partir de 1998, enquanto a idade média dos servidores ativos vem aumentando desde o início do período. Essa explicação é possível apenas após o estudo das regras criadas pela reforma previdenciária de 1998.

2.3.3.2 Sexo

Como no caso da idade, o gênero dos aposentados por invalidez variou ao longo do período escolhido. De acordo com a figura 3.9, em 1994, 74% dos aposentados por invalidez eram homens, contra 52% em 2003. O percentual de mulheres aposentando-se por invalidez cresceu 70,8% na década analisada.

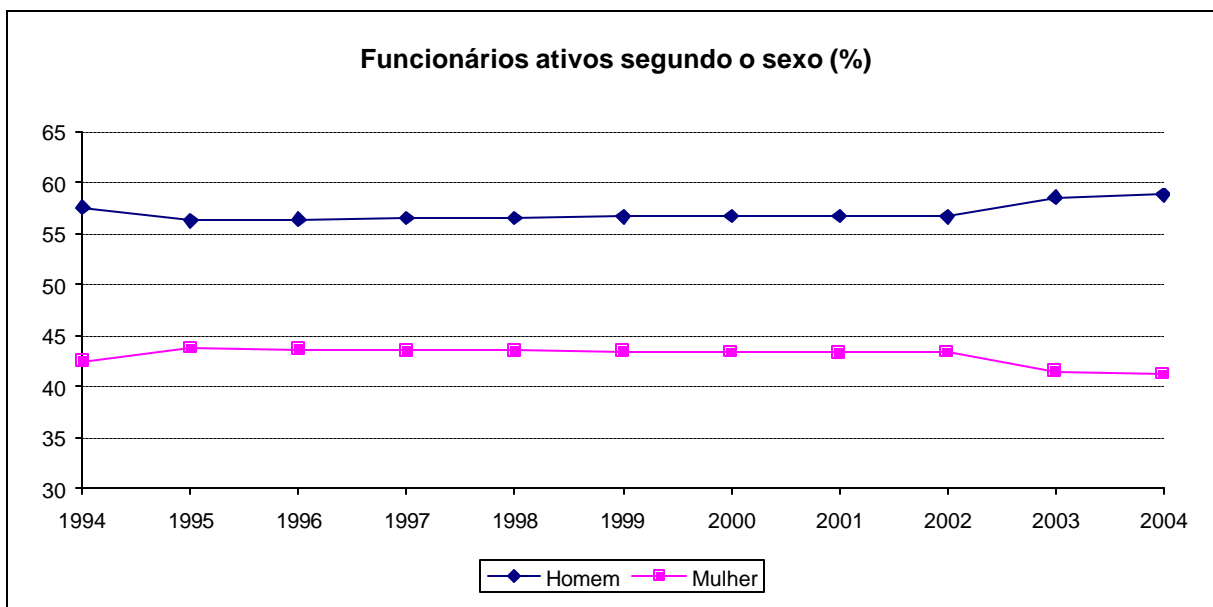
Figura 3.9 (2.9): Evolução das aposentadorias por invalidez por sexo entre 1994 e 2004.



Fonte: *Elaboração própria a partir da tabela A12.*

Uma possível explicação seria o crescimento da proporção de mulheres no grupo de funcionários ativos. Os dados na figura 3.10, entretanto, contrariam essa suposição. Não ocorreu mudança significativa no perfil dos servidores ativos segundo o sexo entre 1994 e 2004. O percentual de mulheres manteve-se entre 40% e 45% ao longo do período.

Figura 3.10 (2.10): Evolução do perfil dos servidores ativos segundo o sexo entre 1994 e 2004.

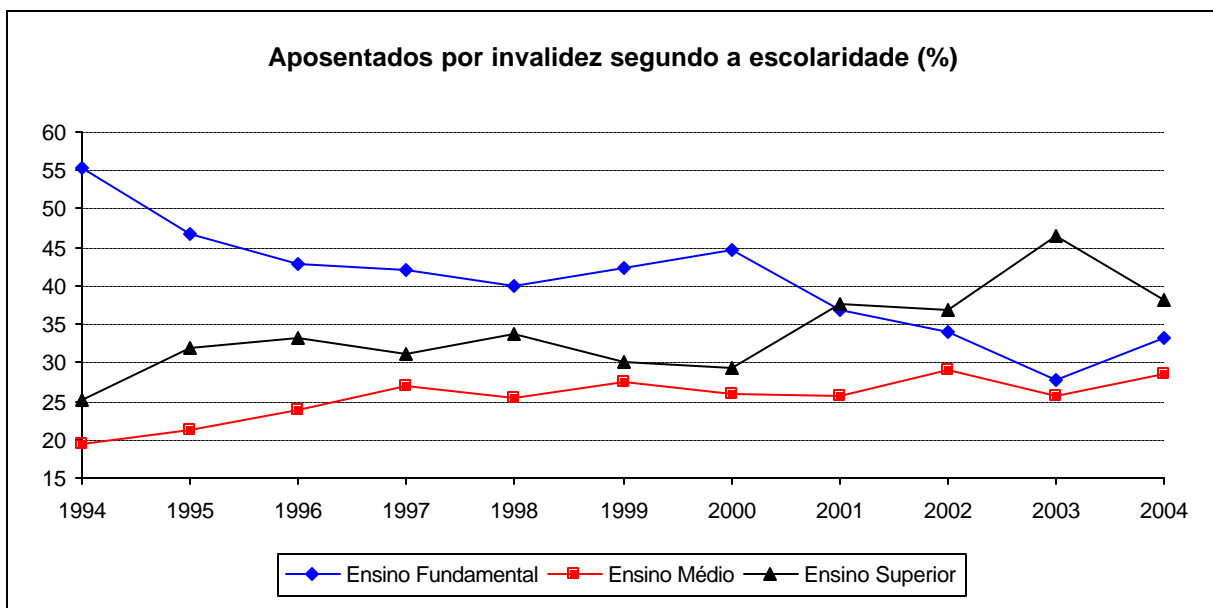


Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A13.

2.3.3.3 Escolaridade:

O nível de escolaridade dos aposentados por invalidez não segue o perfil dos servidores ativos no período estudado. Na figura 3.11, o percentual de aposentados por invalidez de nível fundamental superou os de nível superior e médio entre 1994 e 2000.

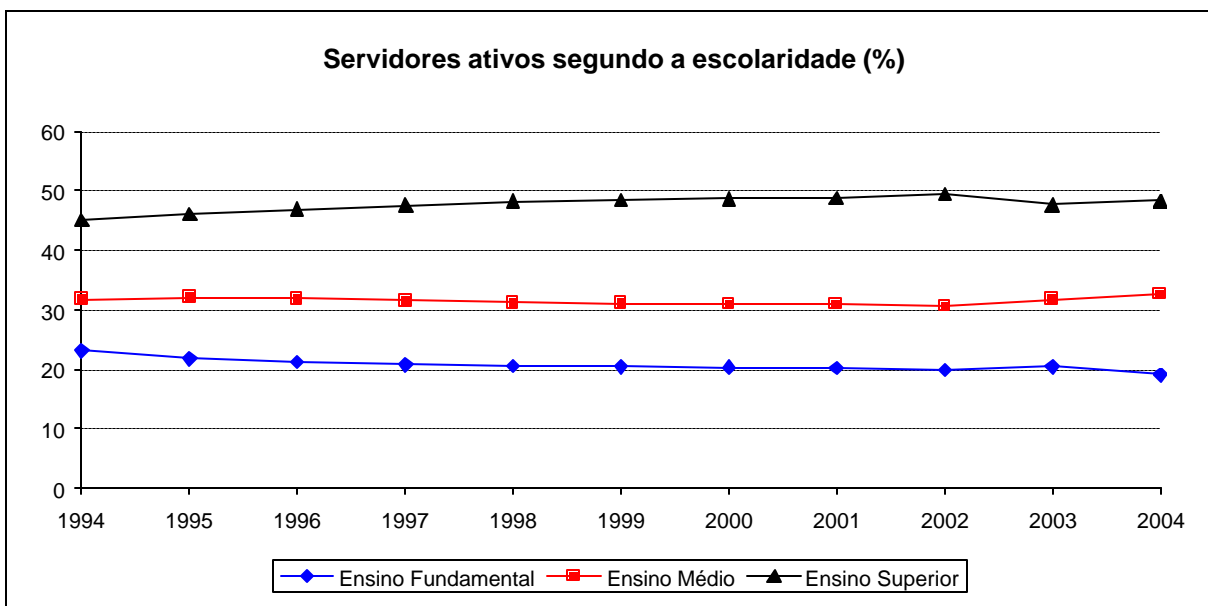
Figura 3.11 (2.11): Evolução do percentual de aposentadorias por invalidez segundo a escolaridade entre 1994 e 2004.



Fonte: *Elaboração própria a partir da tabela A14.*

Entre 1994 e 2003, o percentual de aposentados por invalidez com nível superior subiu 84%, superando o de aposentados de nível fundamental a partir de 2001. Nesses mesmos anos, entretanto, o percentual de servidores ativos com nível superior subiu apenas 9%, indo de 35% para 38%, como pode ser observado na figura 3.12.

Figura 3.12 (2.12): Evolução do percentual de servidores ativos segundo a escolaridade entre 1994 e 2004.



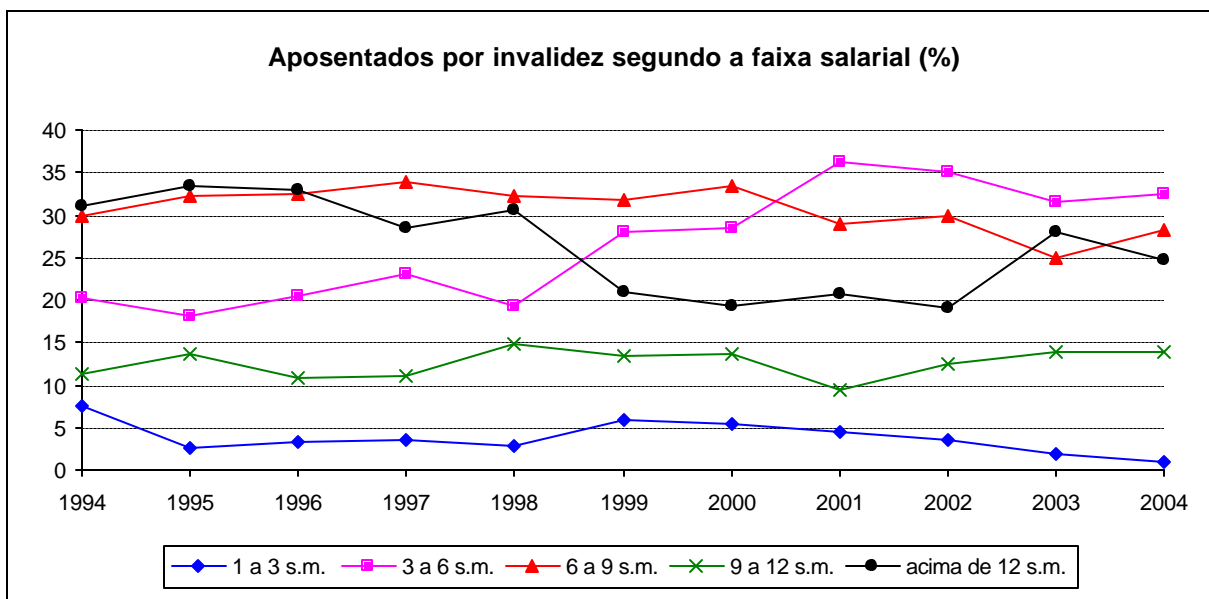
Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A15.

Um nível maior de educação determina o acesso a mais informações sobre prevenção de doenças incapacitantes. Além disso, educação superior implica desempenho de tarefas de baixa probabilidade de lesões físicas. Por esses motivos, não parece razoável a brusca elevação do número de aposentados por invalidez de nível superior registrada a partir do ano 2000.

2.3.3.4 Renda:

De acordo com a figura 3.13, funcionários com vencimentos brutos entre 3 e 6 salários mínimos passaram, a partir de 2000, a responder pela maior parte das aposentadorias por invalidez. Entre 1998 e 2004, o percentual de AI desses servidores cresceu 60,6%, enquanto os das demais faixas salariais permaneceram relativamente estáveis.

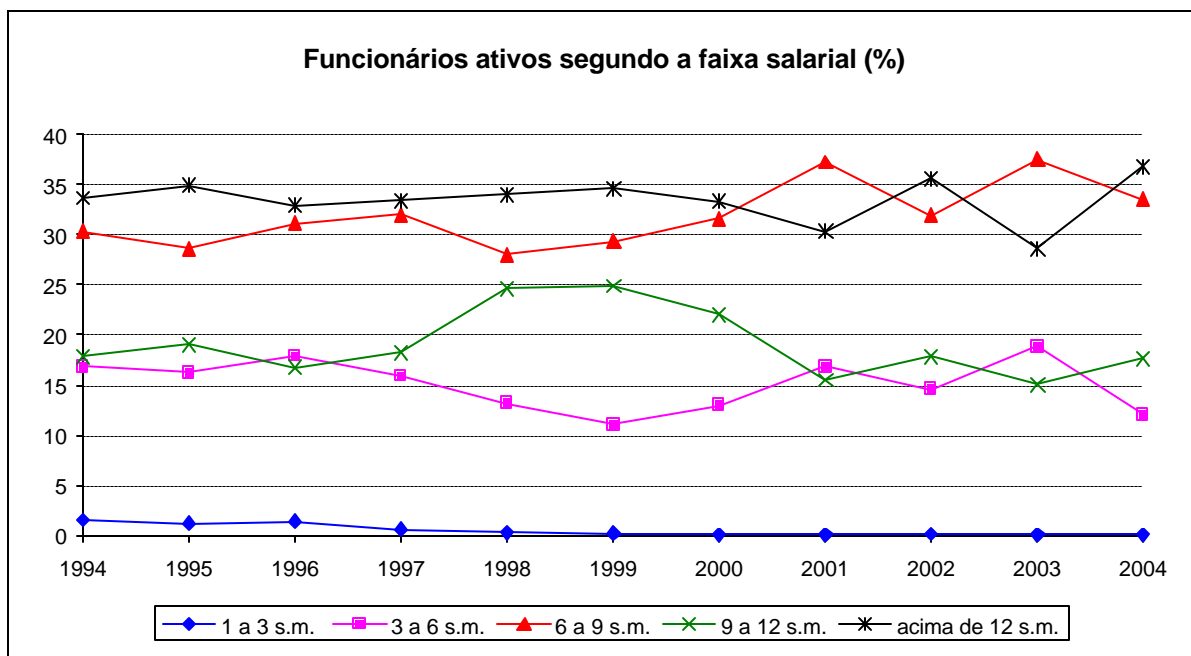
Figura 3.13 (2.13): Evolução do percentual de aposentadorias por invalidez segundo o vencimento bruto do aposentado entre 1994 e 2004.



Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A16.

Na figura 3.14, o número de funcionários ativos ganhando entre 3 e 6 salários mínimos permanece entre 10 e 20% da quantidade total de ativos no período considerado. O percentual de servidores aposentados por invalidez nessa faixa salarial, portanto, deixa de corresponder ao número de ativos com esse vencimento a partir de 1998.

Figura 3.14 (2.14): Evolução do percentual de servidores ativos segundo a renda entre 1994 e 2004.

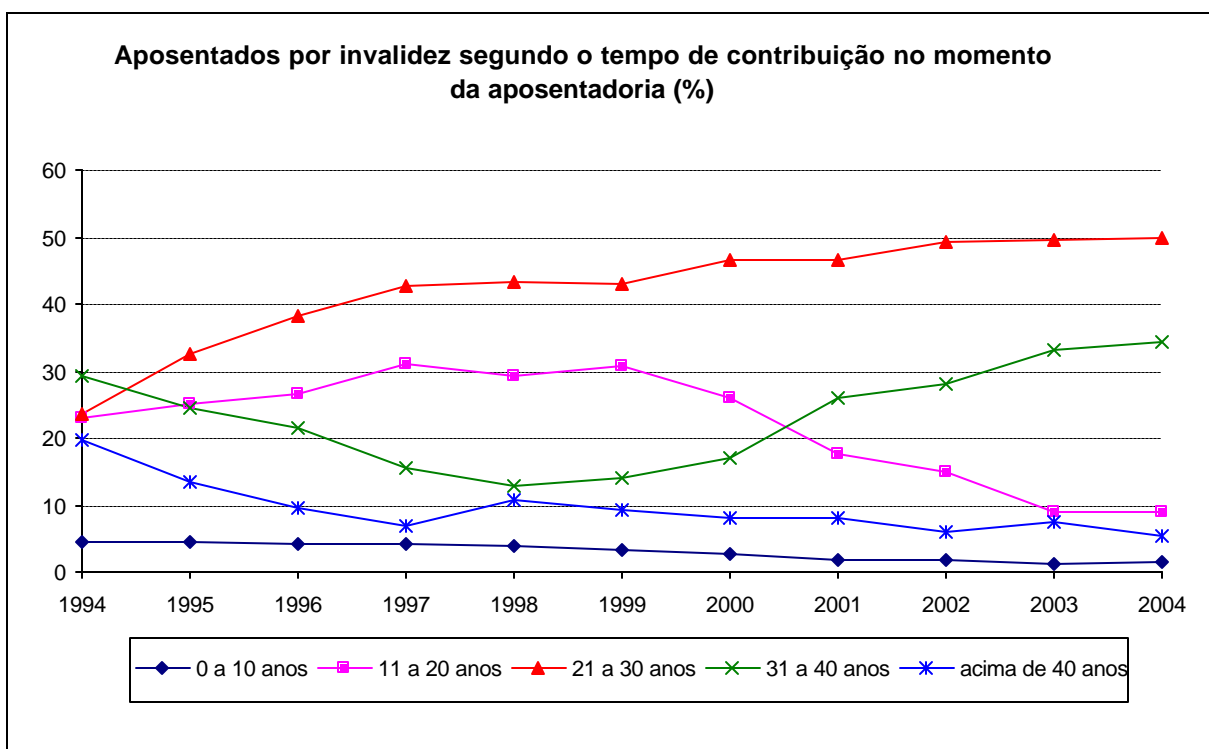


Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A17.

2.3.3.5 Tempo de Contribuição:

Na figura 3.15, percebe-se que, ao longo da década analisada, o percentual de aposentados por invalidez com tempo de contribuição entre 21 e 40 anos cresceu 59,4%, chegando a 84,2% do total de AI.

Figura 3.15 (2.15): Evolução do percentual de aposentados por invalidez segundo o tempo de contribuição no momento da aposentadoria entre 1994 e 2004.

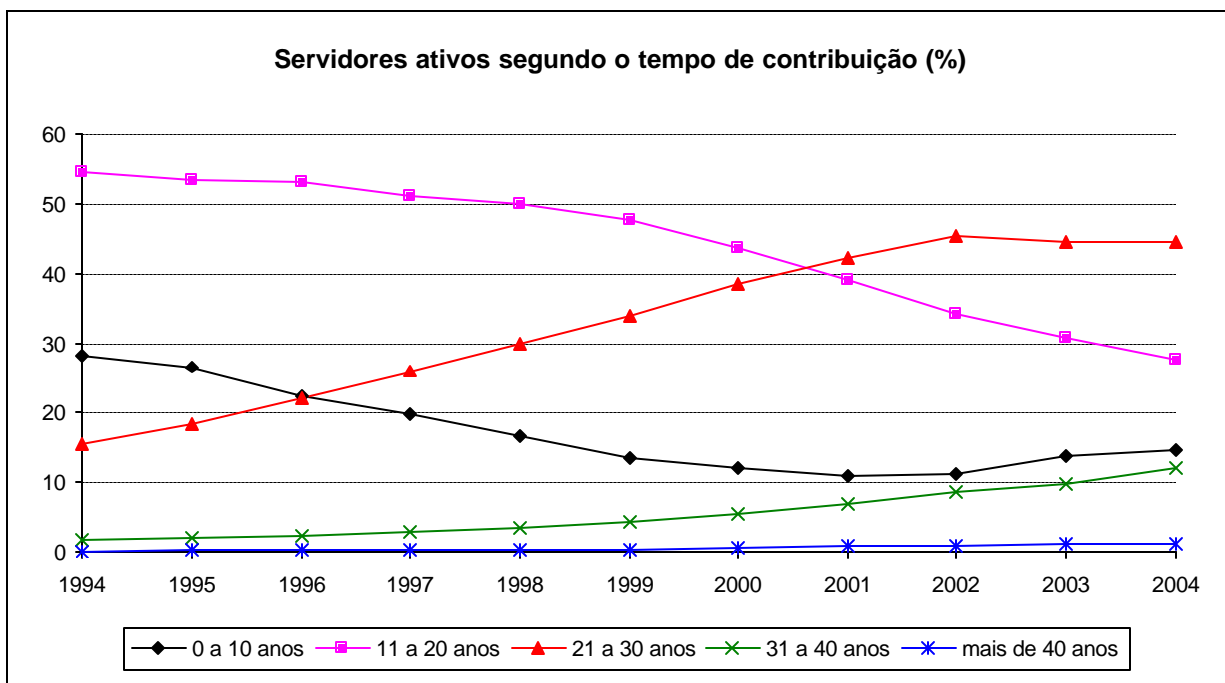


Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A18.

Parte dos aposentados por invalidez recebe o provento integral. Para outra parcela, o benefício é pago de forma proporcional ao tempo de contribuição. Esse aumento do percentual de AI com elevado tempo de contribuição, portanto, ajuda a explicar o crescimento dos gastos com esse tipo de aposentadoria a partir de 1999.

Como se nota na figura 3.16, o percentual de funcionários ativos com tempo de contribuição entre 21 e 40 anos também cresceu entre 1994 e 2004, passando de 16,9% para 56,53%. Esse fato é causado pelo envelhecimento da força de trabalho com a diminuição da frequência de concursos públicos no período.

Figura 3.16 (2.16): Evolução do percentual de ativos segundo o tempo de contribuição entre 1994 e 2004.

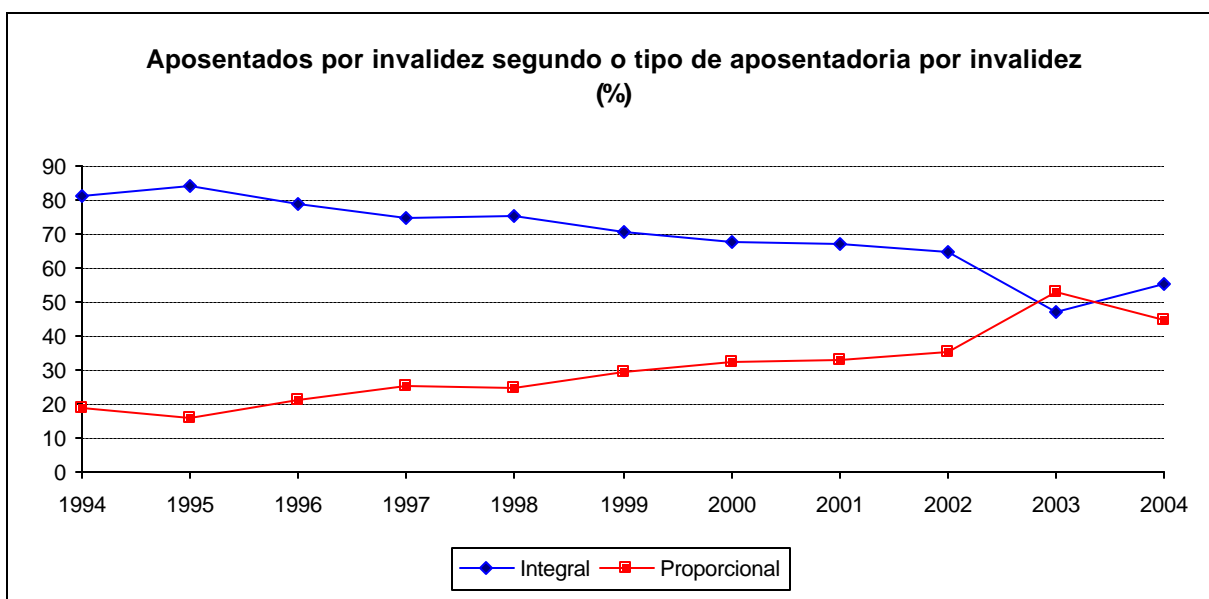


Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A19.

2.3.3.6 Tipo:

Entre 1998 e 2003, o percentual de aposentados por invalidez com direito a proventos proporcionais cresceu 115,15%. Nesse mesmo período, o número de concessões de aposentadorias proporcionais caiu 84,8%, como pode ser observado na figura 3.3. Dadas essa constatação e a análise da base institucional da aposentadoria por invalidez na seção seguinte, formula-se a hipótese de que os servidores passaram a trocar a aposentadoria proporcional pela aposentadoria por invalidez com proventos proporcionais a partir de 1998.

Figura 3.17 (2.17): Evolução do percentual de aposentados por invalidez segundo o tipo de aposentadoria por invalidez entre 1994 e 2004.

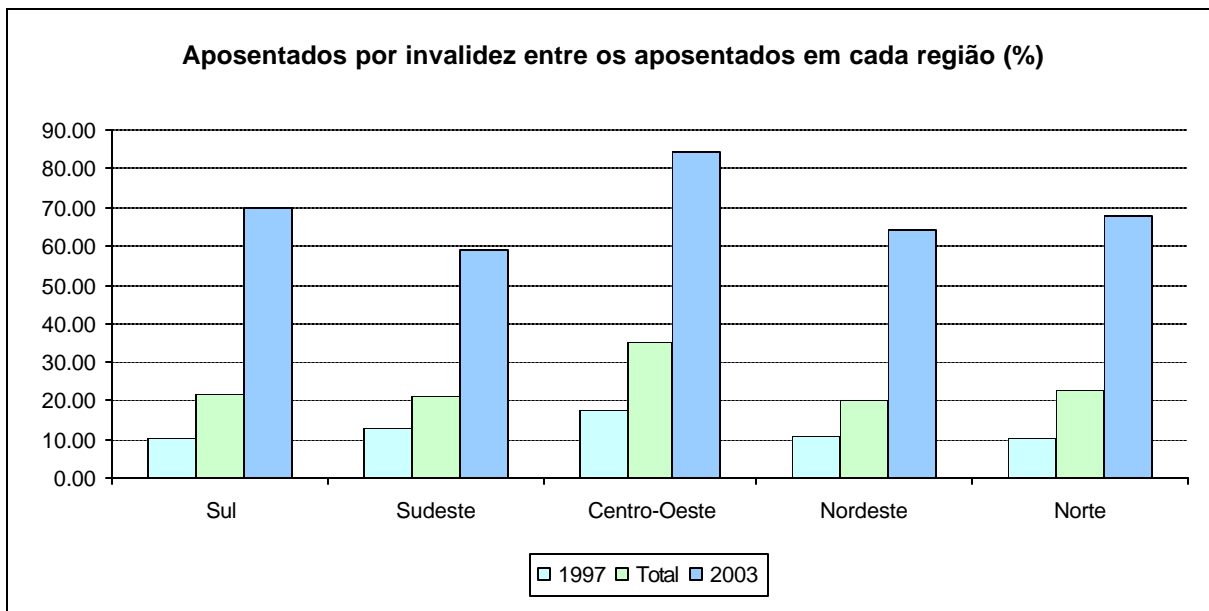


Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A20.

2.3.3.7 Local:

Segundo a figura 3.18, em 2003, 84,5% das aposentadorias na região Centro-Oeste ocorreram por invalidez contra 17,4% em 1997. Nessa região, o Distrito Federal tem o maior percentual de AI entre os aposentados entre 1994 e 2004: 38%. Nas demais regiões do país, o percentual de AI no período variou pouco, ficando entre 22,52% e 19,84%.

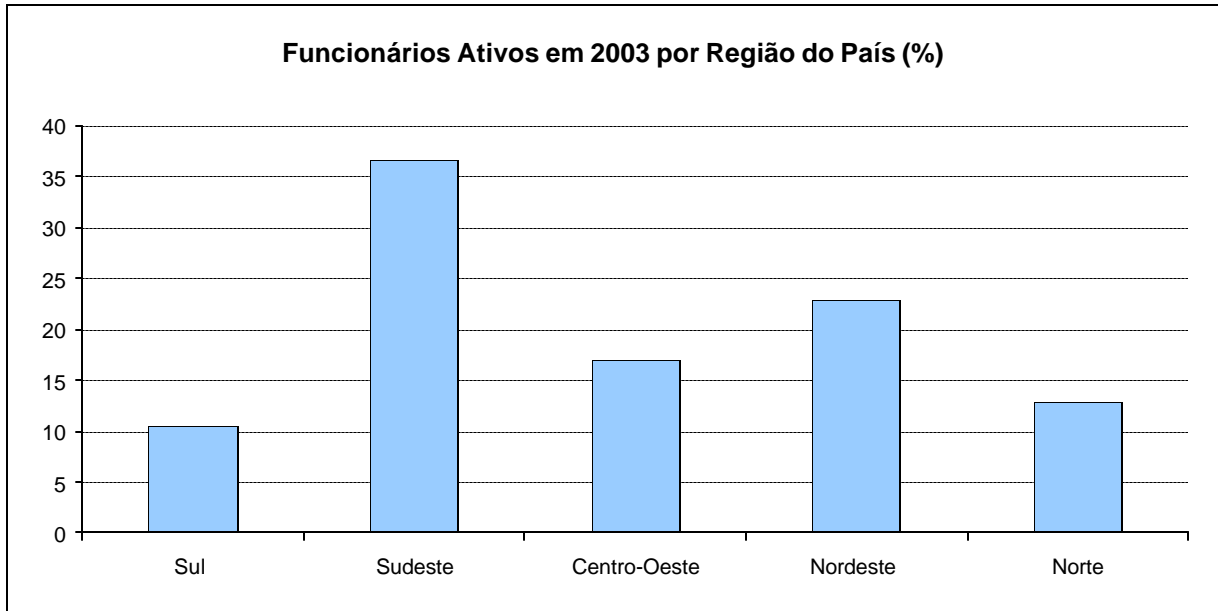
Figura 3.18 (2.18): Percentual de aposentados por invalidez entre os aposentados nas regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Nordeste e Norte em 1997, em 2003 e entre 1994 e 2004.



Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A21.

A elevada proporção de aposentados por invalidez na região Centro-Oeste poderia ser explicada pelo alto número de funcionários ativos residentes no Distrito Federal. No entanto, como se observa na figura 3.19, a região Centro-Oeste tem uma quantidade de funcionários ativos menor que a região Nordeste e a região Sudeste.

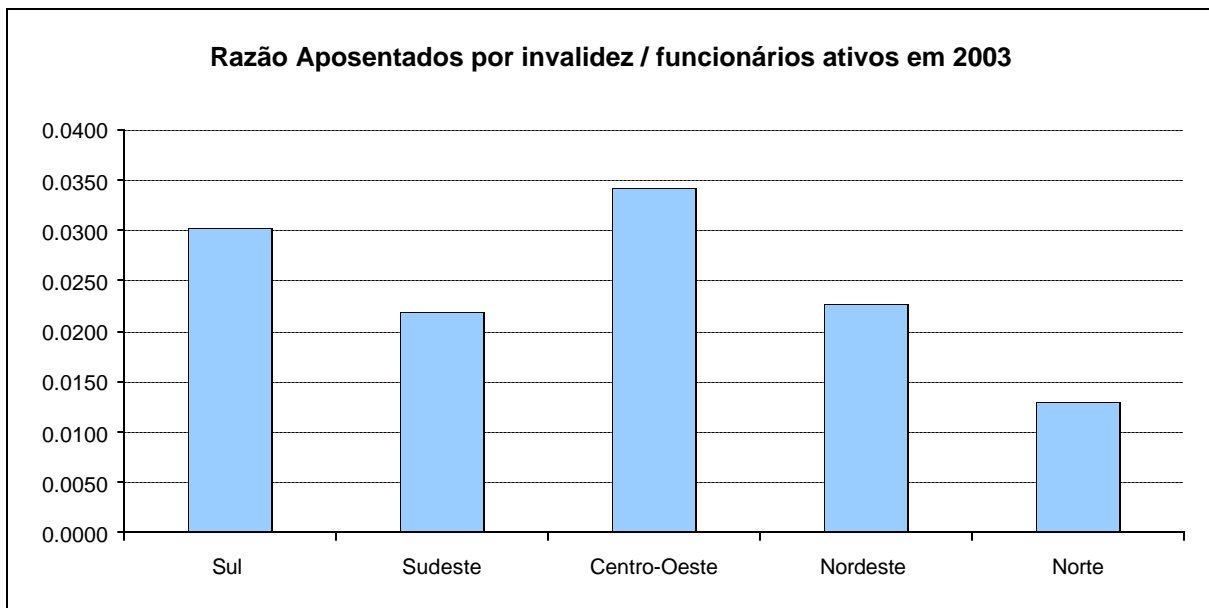
Figura 3.19 (2.19): Percentual de funcionários ativos em 2003 nas regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Nordeste e Norte.



Fonte: *Elaboração própria a partir da tabela A22.*

Na figura 3.20, a razão aposentados por invalidez / funcionários ativos em 2003 na região Centro-Oeste é 40% maior que a média de todas as regiões. Assim, mesmo controlando para o número de funcionários ativos, a quantidade de aposentados por invalidez na região Centro-Oeste mostra-se elevada.

Figura 3.20 (2.20): Razão Aposentados por invalidez / funcionários ativos em 2003 por região do país.



Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A23.

2.4. Base Institucional da Aposentadoria por Invalidez³⁸

A Emenda Constitucional nº 20 de 15 de dezembro de 1998 (EC 20/98) estabeleceu novas regras para a concessão de aposentadorias para os servidores públicos. Entre as alterações, havia a exigência de idade mínima para a aposentadoria voluntária integral e proporcional. Isso significou o fim da aposentadoria proporcional por tempo de serviço.

De acordo com as normas da EC 20/98, o servidor com tempo para aposentadoria proporcional já completado até 16/12/98 (30 anos de serviço para homem e 25 para mulher) tinha assegurado o direito de requerer esse tipo de aposentadoria mesmo após a promulgação da emenda. Caso não preenchesse esses requisitos, mas quisesse a aposentadoria proporcional, poderia optar pela regra geral (art. 40 da CF) ou pela regra transitória (art. 8 da EC 20/98).

³⁸ Para os servidores que ingressaram no serviço público antes de 1998.

Segundo a regra geral, têm-se as seguintes condições para a aposentadoria com proventos proporcionais ao tempo de contribuição: 10 anos de efetivo exercício no serviço público; 5 anos de efetivo exercício no cargo em que se dará a aposentadoria; e 65 (60) anos de idade se homem (mulher). Assim, nesse caso, a aposentadoria proporcional passa a exigir uma idade mínima elevada. Os proventos desse tipo de aposentadoria são calculados como um trinta e cinco avos (trinta avos) da remuneração do servidor na véspera da concessão do benefício por ano de contribuição se homem (mulher).

Pela regra transitória, pode aposentar-se com proventos proporcionais ao tempo de contribuição o servidor com: 5 anos de efetivo exercício no cargo; 53 (48) anos de idade se homem (mulher); tempo de contribuição igual à soma de 30 (25) anos se homem (mulher) e 40% do tempo que faltaria, em 16/12/98 para atingir esses 30 (25) anos. A regra transitória, portanto, além de impor idade mínima, prevê um “pedágio” que eleva o tempo de contribuição necessário para tornar o funcionário elegível. Nesse caso, os proventos serão equivalentes a 70% da remuneração integral acrescidos de 5% por ano de contribuição acima de 30 (25) anos se homem (mulher) e do período adicional de 40%.

Na aposentadoria por invalidez, os proventos são calculados de forma proporcional ao tempo de contribuição até a data da aposentadoria: se homem (mulher), um trinta e cinco (trinta) avos da remuneração do servidor por ano de contribuição. Além disso, esses proventos não poderão ser inferiores a um terço da remuneração ou ao salário mínimo. Se a aposentadoria por invalidez decorrer de acidente em serviço, moléstia profissional ou doença grave, contagiosa ou incurável³⁹, os proventos corresponderão à remuneração integral do servidor.

Através da análise das regras do cálculo dos proventos para a aposentadoria por invalidez e para a aposentadoria proporcional pela regra transitória, obtém-se a diferença percentual entre esses proventos como uma função do tempo de contribuição. Essa diferença pode chegar a 43%. Assim, trata-se de um incentivo para

³⁹ Tuberculose ativa, alienação mental, esclerose múltipla, neoplasia maligna, cegueira posterior ao ingresso no serviço público, hanseníase, cardiopatia grave, doença de Parkinson, paralisia irreversível e incapacitante, espondiloartrose anquilosante, nefropatia grave, estados avançados do mal de Paget (osteíte deformante), Síndrome de Imunodeficiência Adquirida - AIDS, e outras que a lei indicar, com base na medicina especializada.

se optar pelo primeiro tipo de aposentadoria. Na próxima seção, utiliza-se um modelo logit binário para avaliar o efeito dessa diferença sobre a chance de se aposentar por invalidez.

Agora, assumamos que um indivíduo cuja entrada no serviço público ocorreu antes de 1998 deseje aposentar-se segundo as regras de transição para a aposentadoria proporcional. Dessa forma, caso tenha cumprido todas as condições, no momento escolhido para sua aposentadoria, ele observará:

$$d = \frac{p_i}{p_p} - 1, \quad (1)$$

onde p_i é o percentual de sua remuneração a ser recebida como provento caso ele se aposente por invalidez e p_p é esse percentual se ele se aposentar na forma proporcional.

Para o servidor homem⁴⁰, temos:

$$p_i = \begin{cases} 1/3, & t < 11,667 \\ t/35, & 11,667 \leq t < 35, \\ 1 & c.c \end{cases} \quad (2)$$

onde t é o tempo de contribuição no momento da aposentadoria. Agora, seja:

$$a = 0,05[t - (1,4(30 - s) + s)], \quad (3)$$

onde s é o tempo de contribuição em 1998. Então,

$$p_p = \begin{cases} 0,7 + a, & a < 0,3 \\ 1 & c.c \end{cases} \quad (4)$$

Assim, substituindo (2) e (4) em (1), podemos representar a diferença percentual entre os proventos nos dois tipos de aposentadoria, d , como uma função de s e de t .

O servidor homem que pode escolher a regra de transição da aposentadoria proporcional tem $s \in (0, 30)$. Com $s \geq 30$, ele tem direito adquirido à aposentadoria proporcional pelas regras anteriores às da EC 20/98.

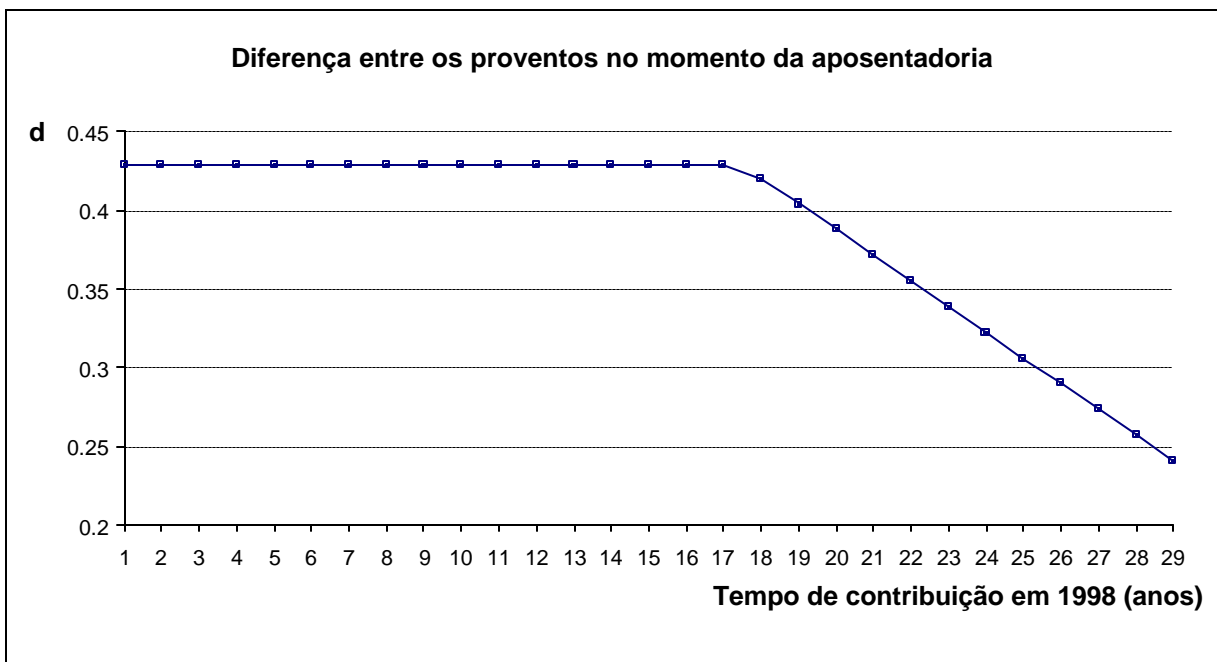
Não há tempo de contribuição mínimo, t , para a aposentadoria por invalidez. No entanto, se quiser aposentar-se pela regra de transição para a proporcional, o servidor deve apresentar:

⁴⁰ O desenvolvimento para servidoras é análogo.

$$\begin{aligned}
 t &\geq 1,4(30 - s) + s, \\
 \Rightarrow t &\geq 42 - 0,4s,
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

Na figura 4.1, temos o gráfico de $d(s,t)$ se o servidor decidir aposentar-se assim que possível pela regra proporcional. Nessa situação, $t = t(s) = 42 - 0,4s$. Assim, podemos fazer $d(s,t) = d(s)$.

Figura 4.1 (2.21): Diferença percentual entre os proventos no momento da aposentadoria como função do tempo de contribuição em 1998.



Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A24.

Na figura 4.1, a diferença máxima entre os proventos é de 42,86%. Isso ocorre sempre que o percentual pago na invalidez for máximo e o pagamento da proporcional for mínimo:

$$d = \frac{1}{0,7} - 1 = 0,4286.$$

No caso da figura 1, a menor diferença, 24,08%, ocorre quando $s = 29$. Pode-se, entretanto, demonstrar a proposição de que o menor valor possível para d é zero. Por (1), (2), (3) e (4), temos:

$$d < 0 \Leftrightarrow p_i < p_p \Leftrightarrow \frac{t}{35} < 0,7 + 0,05[t - (1,4(30 - s) + s)]$$

$$\Leftrightarrow t > -0,9333s + 98. \tag{6}$$

Como, para a regra de transição, o limite superior de s é 30, o menor valor de t que satisfaz a desigualdade (6) é 70. Ora, como o servidor é aposentado compulsoriamente aos 70 anos de idade, temos $d \geq 0$. Dessa forma, o menor valor de d é zero, ocorrendo sempre que:

$$0,05[t - (1,4(30 - s) + s)] = 0,3$$

$$\Rightarrow t = -0,4s + 48. \tag{7}$$

Como s não pode ser superior a 30, para que d seja igual a zero, o tempo total de serviço do funcionário não deve ser inferior a 36. Se valer (7), o funcionário recebe 100% do seu vencimento como provento tanto na aposentadoria por invalidez como na proporcional.

Assim, a modificação das normas para a aposentadoria proporcional por tempo de serviço pela EC 20/98 criou um incentivo à busca pela concessão de aposentadorias por invalidez. No momento da sua aposentadoria, os servidores que poderiam aposentar-se de forma proporcional pela regra de transição notam que receberiam um provento até 43% maior caso se aposentem de forma proporcional pela regra da aposentadoria por invalidez.

2.5. Modelo Empírico

Para analisar o efeito da EC 20/98 sobre a elevação da concessão de AI, estima-se a probabilidade de os servidores se aposentarem por invalidez utilizando um modelo logit binário. Inicialmente, como em Riphahn (1999), supõe-se que, ao decidir aposentar-se, o funcionário i pode escolher entre dois estados: aposentadoria por invalidez ou aposentadoria normal (proporcional ou integral). Como em Halpern e Hausman (1985), esta hipótese implica concessão de aposentadoria por invalidez a indivíduos cuja capacidade de trabalho não se encontra totalmente comprometida: o servidor pode não ter a doença que garante a aposentadoria por invalidez, ou, se tiver a doença, consegue continuar trabalhando apesar da mesma.

O estado é escolhido de forma a maximizar o valor presente descontado da utilidade corrente e futura (VPDU) do servidor. Seja $V_{i,j}$ o valor de VPDU do indivíduo i no estado j , onde $j = z$ caso a aposentadoria seja por invalidez e $j = n$ caso seja uma aposentadoria normal. Então, a probabilidade da aposentadoria por invalidez do indivíduo i , $P_{i,z}$, é dada por:

$$P_{i,z} = P(V_{i,z} - V_{i,n} > 0),$$

com $V_{i,z} - V_{i,n} = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 X_i + \mathbf{b}_2 d_i + e_i$, onde, para o servidor i , X_i é um vetor de controles para características pessoais e para salário; d_i é a diferença percentual entre proventos na aposentadoria por invalidez e proventos na aposentadoria normal; e e_i é o erro da regressão, apresentando distribuição logística.

As características pessoais usadas foram: gênero; escolaridade; estado civil; idade no ano da aposentadoria; e idade ao quadrado. Também foram utilizados controles para a região do país na qual o servidor trabalhava e para seu vencimento bruto. A diferença percentual entre os proventos foi calculada segundo as regras apresentadas na seção 4. Por fim, a variável dependente foi construída de forma a assumir valor 1 se o funcionário se aposentou por invalidez e 0 caso tenha se aposentado de outra forma.

2.6. Resultados

2.6.1 Resultados da Estimação

Na tabela 6.1, são apresentados os coeficientes estimados. O significado de um coeficiente de regressão logística não é tão direto como o de uma regressão linear. Seu exponencial, no entanto, pode ser interpretado mais facilmente: representa a mudança na chance do evento de interesse - a aposentadoria por invalidez - causada pela modificação de uma unidade da variável explicativa.

Tabela 6.1 (2.1): Regressão logit para a probabilidade de aposentadoria por invalidez

	Coefficiente	Desvio-Padrão	P-Valor	Exp(Coefficiente)	Efeito Marginal ^a (%)
Diferença entre proventos ^b (%)	0.0491	0.0006	0.0000	1.0503	1.18
Idade	-0.2771	0.0086	0.0000	0.7579	-0.89
Idade ao quadrado	0.0022	0.0001	0.0000	1.0022	5.86
Homem	0.4677	0.0200	0.0000	1.5963	10.5
Casado	-0.1850	0.0193	0.0000	0.8311	-4.5
Sul	-0.0292	0.0419	0.4854	0.9712	-1.83
Sudeste	0.0478	0.0353	0.1747	1.0490	1.14
Centro-Oeste	0.5975	0.0396	0.0000	1.8176	13.59
Nordeste	-0.0667	0.0373	0.0736	0.9355	-2.71
Analfabeto	0.9078	0.2261	0.0001	2.4790	22.31
Alfabetizado s/ cursos regulares	0.0842	0.0468	0.0717	1.0879	2.03
Fundamental incompleto	0.2738	0.0290	0.0000	1.3150	6.7
Ensino fundamental	0.2749	0.0280	0.0000	1.3164	6.73
Ensino médio	0.1178	0.0233	0.0000	1.1251	2.85
Vencimento bruto (R\$ mil)	-0.0648	0.0044	0.0000	0.9373	-1.54
Estado de saúde	0.2292	0.0198	0.0000	1.2576	5.59
Constante	6.5832	0.2482	6.5832	0.2482	24.45
Observações	86495				
Log Verossimilhança	-41108.78				
Pseudo-R ²	0.17				
Previsões corretas fora da amostra ^c (%)	79.3				

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE

a. O efeito marginal foi calculado para o servidor representativo: homem; escolaridade superior; casado; 54 anos de idade no momento da aposentadoria; residentes na região sudeste; boa saúde; vencimento bruto de R\$ 4.000 reais em 2003; e diferença entre proventos igual a 30%.

b. Diferença percentual entre proventos na aposentadoria por invalidez e proventos na aposentadoria proporcional.

c. Probabilidade de corte igual a 50%.

Assim, como o exponencial do coeficiente da diferença entre proventos é igual a 1,05, um servidor com 1% a mais de diferença entre proventos tem uma chance 5% maior de se aposentar por invalidez. O significado dessa mudança em termos de probabilidade, entretanto, depende da probabilidade original do servidor. Dessa forma, temos:

$$Chance(AI) = \frac{\Pr(AI)}{\Pr(\text{n\~{a}o } AI)} = \frac{\Pr(AI)}{1 - \Pr(AI)}. \quad (8)$$

De acordo com a equação (8), para um servidor com 50% de probabilidade de aposentar-se por invalidez, a chance de se aposentar por invalidez é igual a 1. Com 1% a mais de diferença, essa chance vai a 1,05. Assim, a probabilidade de esse servidor se aposentar por invalidez aumenta para:

$$\Pr(AI) = \frac{Chance(AI)}{1 + Chance(AI)} = \frac{1,05}{1 + 1,05} = 51,22\%.$$

Na última coluna da tabela, temos os efeitos marginais para um servidor representativo, i.e., dotado de características médias: homem; diferença entre proventos igual a 30%; escolaridade superior; vencimento bruto de R\$ 4.000,00; boa saúde; casado; morador da região sudeste; e 54 anos de idade no momento da aposentadoria.

Na tabela 6.1, para cada 1% de aumento na diferença entre os proventos, a probabilidade de se aposentar por invalidez aumenta 1,2%. Como a diferença entre benefícios chega a 43%, essa variável pode exercer forte influência sobre a decisão do servidor de se aposentar por invalidez.

Esse resultado é consistente com a tabulação cruzada apresentada na tabela 6.2. Dos servidores com diferença entre proventos positiva, 52,1% aposentaram-se por invalidez contra 15,7% daqueles com diferença nula no momento da aposentadoria.

Tabela 6.2 (2.2): Tabulação cruzada entre tipo de aposentadoria e diferença entre os proventos.

Tipo de Aposentadoria	Diferença entre os proventos	
	Nula	Positiva
Invalidez	15.74%	52.07%
	22084 ^a	17471
Normal	84.26%	47.83%
	118216	16080

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.

^a Número de observações.

Além disso, o resultado na tabela 6.1 para a diferença entre proventos mostrou-se robusto a especificações alternativas do modelo. Os coeficientes da diferença foram significativos e sempre próximos de 0,05 para os diversos conjuntos de controles utilizados⁴¹.

Para a validação do modelo final, criou-se uma variável de seleção gerada por um processo de Bernoulli com parâmetro de probabilidade igual 0,5. Dessa forma, 86.495 observações foram utilizadas para estimar o modelo. O modelo classificou corretamente 79,3% dos 87.198 dados não utilizados em sua estimação.

As estatísticas de pseudo-R² são baseadas na comparação da verossimilhança do modelo corrente com a do modelo sem qualquer variável explicativa. Como medida do pseudo-R², apresenta-se a estatística de Nagelkerke, uma correção da estatística de Cox-Snell. De acordo com o resultado na tabela 6.1, o modelo explica 17% da variação da probabilidade de AI.

Na tabela 6.1, para cada ano a mais de idade no momento da aposentadoria, a probabilidade de se aposentar por invalidez diminui 0,9 ponto percentual. Esse resultado contrasta com o aumento da incidência de doenças debilitantes com o envelhecimento. Servidores de idade elevada, porém, têm mais chance de cumprir os requisitos para a aposentadoria integral. Isso eliminaria o efeito da diferença entre os proventos sobre a demanda por AI. O sinal positivo para a idade ao quadrado, entretanto, indica que, quando o servidor é suficientemente idoso, um ano a mais de idade aumenta a probabilidade de aposentadoria por invalidez.

Ser homem aumenta em 10 pontos percentuais a probabilidade de AI, contudo, se esse servidor for casado, sua probabilidade de aposentar-se por invalidez diminui 4,5 pontos percentuais. Os maiores efeitos marginais, entretanto, estão relacionados ao local de trabalho e à escolaridade.

Controla-se para a região por que o percentual de aposentados por invalidez varia muito de acordo com o local de trabalho do servidor. No Distrito Federal, 38,5% dos aposentados entre 1994 e 2004 se aposentaram por invalidez contra 16% no Maranhão. Em determinados lugares, os servidores elegíveis para a aposentadoria obtêm mais facilmente informações sobre possíveis diferenças entre os proventos;

⁴¹ Tabela A27.

sobre como se aposentar por invalidez; e/ou dispõem de maior acesso à burocracia concessora desse tipo de aposentadoria. Assim, um servidor representativo que se mude do Rio para Brasília, aumenta em 13,6 pontos percentuais sua probabilidade de se aposentar por invalidez.

A escolaridade foi escolhida como controle por determinar, em parte, o tipo de trabalho desempenhado pelo servidor e a forma como este cuida da própria saúde. Funcionários em atividades que não exigem alta escolaridade, em geral, têm maior probabilidade de acidentarem-se ou de sofrer lesões. Dos aposentados analfabetos, 43% aposentaram-se por invalidez contra 20% dos aposentados com curso superior. Um servidor analfabeto tem sua probabilidade aumentada em 22,3 pontos percentuais.

Uma política de controle de incidência de aposentadoria por invalidez, portanto, seria mais eficiente caso atentasse para os trabalhadores homens de baixa escolaridade da região centro-oeste.

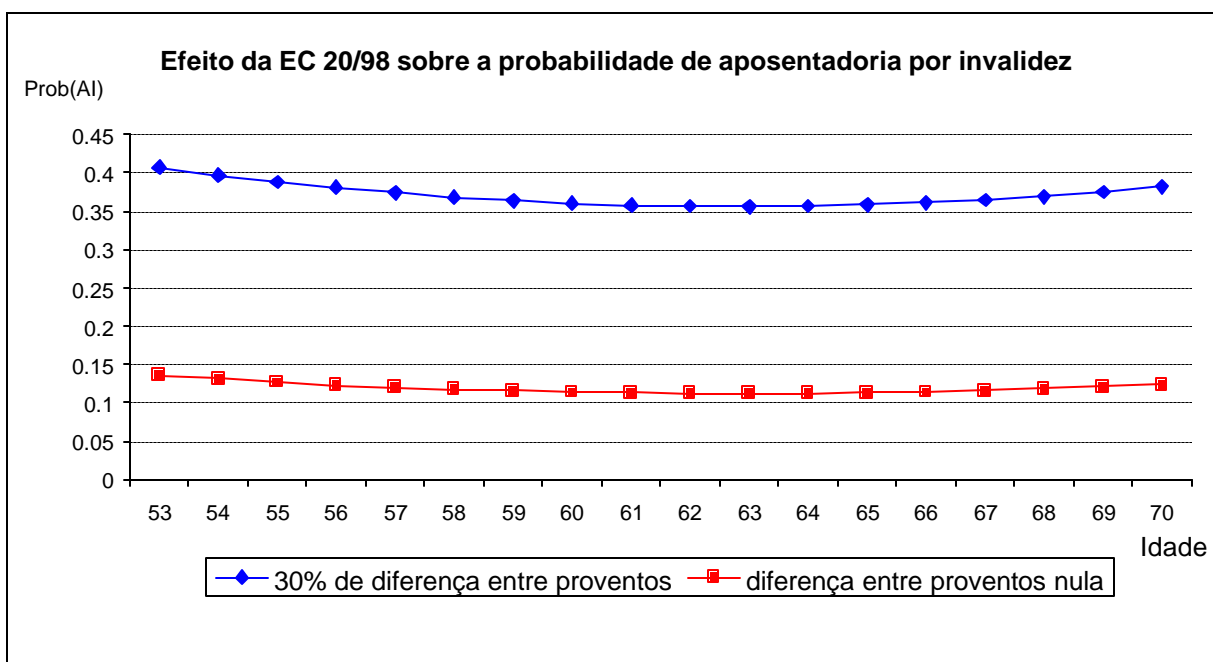
No SIAPE, não há dados relativos à saúde dos servidores, mas existem informações a respeito do ano do óbito. Sabe-se que uma parte da concessão de aposentadorias por invalidez está relacionada a doenças graves, de poucos anos de sobrevivência para os pacientes. Assim, usou-se uma indicadora de falecimento num intervalo de até 9 anos após a aposentadoria como *proxy* para o estado de saúde do servidor. Observou-se que 30% dos aposentados por invalidez morreram nesse intervalo de tempo, contra 26% dos aposentados normalmente. O falecimento pode ter sido provocado por motivos não relacionados ao que causou a invalidez, no entanto, esse foi o melhor controle para estado de saúde disponível na base de dados utilizada.

O salário do servidor indica a qualidade dos seus tratamentos de saúde e da sua alimentação; o tipo de cargo exercido; o nível e a quantidade de informações sobre saúde a que tem acesso, dentre outros fatores que afetam o surgimento e a cura de doenças. Na tabela 6.1, se o servidor representativo tiver um aumento salarial de mil reais, sua probabilidade de se aposentar por invalidez cai 1,54 pontos percentuais.

2.6.2 Implicações para políticas públicas

Na figura 6.2.1, encontra-se uma avaliação da sensibilidade da probabilidade de aposentadoria por invalidez a uma legislação que levasse a zero a diferença entre os proventos. Verifica-se uma queda de até 27 pontos percentuais na probabilidade de aposentadoria por invalidez de um servidor representativo com idade entre 53 e 70 anos.

Figura 6.2.1 (2.22): Probabilidade de um servidor representativo aposentar-se por invalidez como função da idade.



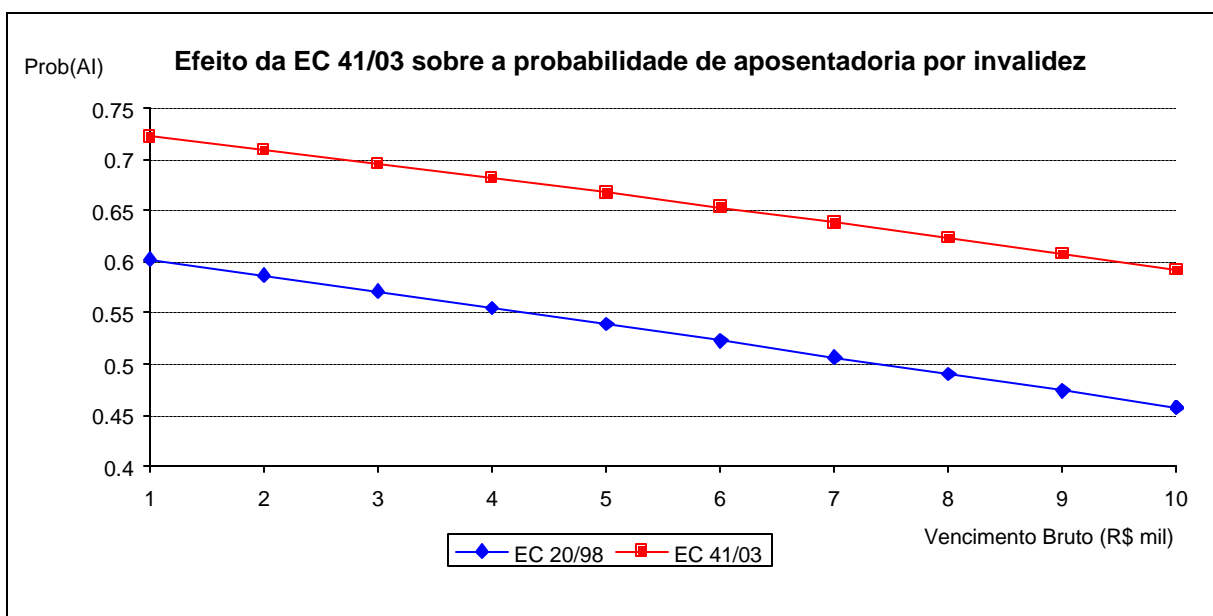
Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A25.

Na figura 6.2.1, há evidências de que uma mudança no cálculo dos proventos capaz de zerar a diferença poderia causar uma diminuição no número de concessões de aposentadorias por invalidez. Uma solução trivial seria igualar a fórmula de desconto para o caso da aposentadoria proporcional ao cálculo da aposentadoria por invalidez. O valor da aposentadoria por invalidez, dessa forma, dependeria não apenas do tempo de serviço, como da idade do servidor.

A emenda constitucional nº 41 de dezembro de 2003, EC 41/03, contudo, ampliou a diferença entre os proventos. Suponha que um servidor tenha cumprido todos os requisitos para a aposentadoria por tempo de contribuição e idade antecipada⁴² segundo essa emenda. Dado o redutor de 5% por ano anterior aos 60 anos, quem completar as exigências aos 53 anos receberá 65% do seu vencimento bruto como provento da aposentadoria. Nesse caso, a diferença entre esse provento e o que ele receberia aposentando-se por invalidez é igual a 53,85%.

Na figura 6.2.2, encontra-se o efeito da EC 41/03 sobre a probabilidade de um servidor representativo aposentar-se por invalidez. Os valores foram calculados para um funcionário com diferença máxima entre proventos nos dois casos: 42,86% para a EC 20/98; e 53,85% para a EC 41/03. A última reforma previdenciária causa uma elevação de até 13,36 pontos percentuais na probabilidade de aposentadoria por invalidez desse servidor. Dessa forma, a EC 41/03 contribui para a perpetuação do problema.

Figura 6.2.2 (2.23): Probabilidade de um servidor representativo se aposentar por invalidez sob as regras da EC 20/98 e da EC 41/03.



Fonte: Elaboração própria a partir da tabela A26.

⁴² Para homem (mulher): 53 (48) anos de idade; 5 anos de exercício no cargo; 35 (30) anos de contribuição; “pedágio” de 20% do tempo que faltava para atingir 35 (30) anos de contribuição em dez/98.

2.7. Conclusão

A análise dos dados relativos à frequência de aposentadorias por invalidez entre os servidores públicos civis do poder executivo federal brasileiro entre 1994 e 2004 revela um cenário de alto crescimento do número de concessões. Mesmo controlando para o aumento do número de funcionários ativos e para o envelhecimento da força de trabalho no período, os valores são elevados. Entre 1999 e 2003, há um crescimento de 288,9% na razão de concessões de AI em relação ao número de servidores ativos. Em virtude desse elevado número de concessões, o gasto com aposentadoria por invalidez no ano de 2004 é 20% maior em termos reais que o dispêndio em 1999, chegando a 205,54 milhões de reais por mês.

A partir da análise dos dados referentes ao perfil do aposentado por invalidez, conclui-se pela focalização das políticas inibidoras desse tipo de aposentadoria nos grupos de servidores com as seguintes características: homem; 51 a 60 anos de idade; nível de escolaridade superior; vencimento bruto entre 3 e 6 salários mínimos; 21 a 30 anos de tempo de contribuição; e moradores da região Centro-Oeste. Funcionários com esses atributos apresentaram uma frequência crescente entre os aposentados por invalidez entre 1994 e 2004.

A estimação de um modelo logit binário para a probabilidade de aposentadoria por invalidez revelou o efeito da EC 20/98 sobre a elevação do número de concessões. Após a reforma previdenciária de 1998, os servidores que se aposentariam de forma proporcional pela regra transitória ganhariam um benefício até 42,86% maior caso se aposentassem por invalidez. Para um funcionário representativo, a cada 1% de diferença entre os proventos nos dois tipos de aposentadoria, sua probabilidade de se aposentar por invalidez eleva-se 1,2 ponto percentual. Esse resultado mostrou-se robusto à inclusão de diversos conjuntos de controles no modelo.

Caso uma nova reforma elimine a diferença entre os proventos, a probabilidade de aposentadoria por invalidez cairia 27 pontos percentuais para um servidor representativo. A reforma previdenciária de 2003, entretanto, elevou a diferença máxima para 53,85%, causando um aumento de 13,36 pontos percentuais na

probabilidade de aposentadoria de um servidor representativo com a diferença máxima de proventos dada pela EC 20/98.

Conclui-se que, para diminuir o número de concessões de aposentadoria por invalidez, os incentivos financeiros a esse tipo de aposentadoria criados pelas reformas previdenciárias de 1998 e de 2003 devem ser considerados.

2.8. Referências

BOUND, J. The Health and Earnings of Rejected Disability Insurance Applicants. *American Economic Review*, v. 79, n. 3, p. 482-503, 1989.

_____. Self Reported versus Objective Measures of Health in Retirement Models. *Journal of Human Resources*, v. 26, n. 1, p. 106-38, 1991a.

_____. The Health and Earnings of Rejected Disability Insurance Applicants: Reply. *American Economic Review*, v. 81, n. 5, p. 1427-34, 1991b.

CECHIN, J. Impactos fiscais e atuariais da reforma da previdência, São Paulo, 28/08/2003, mimeo.

GIAMBIAGI, F. et alli. Diagnóstico da previdência social no Brasil: o que foi feito e o que falta reformar? *Ipea: Texto para Discussão*, n. 1050, 2004.

HALPERN, J. e HAUSMAN, J. Choice under uncertainty: a model of applications for the social security disability insurance program. *Journal of Public Economics*, v. 31, n. 2, p. 131-61, 1986.

HAVEMAN, R. et al. Labor Market Behavior of Older Men: Estimates from a Trichotomous Choice Model. *Journal of Public Economics*, v. 36, n. 2, p. 153-75, 1988.

- HAVEMAN, R. et al. Disability Transfers and the Work Decision of Older Men. *Quarterly Journal of Economics*. v. 106, n. 3, p. 939-50, 1991.
- HOLMES, P. et al. An Econometric Analysis of the Growth in the Numbers Claiming Invalidity Benefits: Na Overview. *Journal of Social Policy*, v. 20, n. 1, p. 97-195, 1991.
- LEONARD, J. The Social Security Disability Program and Labor Force Participation. *NBER Working Paper*, n. 392, Cambridge, Mass., 1979.
- LINO, L., CÂMARA, M. Reforma da previdência social: uma análise comparativa das propostas. *Ipea: Texto para Discussão*, n. 330, 1994.
- OLIVEIRA, F., BELTRÃO, K., PASINATO, M. Reforma estrutural da previdência: uma proposta para assegurar proteção social e equidade. *Ipea: Texto para Discussão*, n. 690, 1999.
- PARSON, D. O. The Decline in Male Labor Force Participation. *Journal of Political Economy*, v. 88, n. 1, p. 117-34, 1980.
- _____. The Male Labor Force Participation Decision: Health, Reported Health and Economic Incentives. *Economica*, v. 49, n. 193, p. 81-91, 1982.
- _____. The Health and Earnings of Rejected Disability Insurance Applicants: Comment. *American Economic Review*, v. 81, n. 5, p. 1419-26, 1991.
- RIPHAHN, R. T. Disability Retirement Among German Men in the 1980s. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 52, n. 42, p. 628-647, 1999.
- VARSAÑO, R. Financiamento do regime geral de previdência social no contexto do processo de reforma tributária em curso. *Ipea: Texto para Discussão*, n. 959, 2003.

2.9 Anexo

Tabela A1 (2.3): Quantidade e Percentual de Aposentados por Tipo de Aposentadoria e Regime Previdenciário entre 1994 e 2004.

	RJU			RGPS		
	Outros Motivos	Invalidez	Total	Outros Motivos	Invalidez	Total
1994	23149	3485	26634	777976	121348	899324
	86.92	13.08	100	86.51	13.49	100
1995	38691	3785	42476	566683	117233	683916
	91.09	8.91	100	82.86	17.14	100
1996	29868	3397	33265	551127	105378	656505
	89.79	10.21	100	83.95	16.05	100
1997	22263	3210	25473	716362	137305	853667
	87.40	12.60	100	83.92	16.08	100
1998	22114	2766	24880	689493	151514	841007
	88.88	11.12	100	81.98	18.02	100
1999	8582	2628	11210	543473	190047	733520
	76.56	23.44	100	74.09	25.91	100
2000	6876	2725	9601	522634	157215	679849
	71.62	28.38	100	76.88	23.12	100
2001	6255	3374	9629	435196	132193	567389
	64.96	35.04	100	76.70	23.30	100
2002	5013	5412	10425	588857	184241	773098
	48.09	51.91	100	76.17	23.83	100
2003	9160	11155	20315	582700	183191	765891
	45.09	54.91	100	76.08	23.92	100
2004	3890	3401	7291	634907	223599	858506
	53.35	46.65	100	73.95	26.05	100
Total do Período	175861	45338	221199	6609408	1703264	8312672
	79.50	20.50	100	79.51	20.49	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE-MPOG e do AEPS-MPS.

Tabela A2 (2.4): Quantidade e percentual de concessões de aposentadorias no RGPS por tipo de aposentadoria entre 1994 e 2004.

	Invalidez	Tempo de Contribuição	Idade	Total
1994	121348	222369	555607	899324
	13.49 ^a	24.73	61.78	100
1995	117233	316383	250300	683916
	17.14	46.26	36.60	100
1996	105378	320242	230885	656505
	16.05	48.78	35.17	100
1997	137305	417414	298948	853667
	16.08	48.90	35.02	100
1998	151514	297857	391636	841007
	18.02	35.42	46.57	100
1999	190047	144149	399324	733520
	25.91	19.65	54.44	100
2000	157215	114686	407948	679849
	23.12	16.87	60.01	100
2001	132193	110886	324310	567389
	23.30	19.54	57.16	100
2002	184241	159961	428896	773098
	23.83	20.69	55.48	100
2003	183191	138967	443733	765891
	23.92	18.14	57.94	100
2004	223599	148296	486611	858506
	26.05	17.27	56.68	100
Total do Período	1703264	2391210	4218198	8312672
	20.49	28.77	50.74	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do AEPS-MPS

^a Percentual.

Tabela A3 (2.5): Quantidade e percentual de concessões de aposentadorias no RJU por tipo de aposentadoria entre 1994 e 2004.

	Invalidez	Compulsória e integral	Proporcional	Outras ^a	Total
1994	3485	6451	6410	10288	26634
	13.08	24.22	24.07	38.63	100
1995	3785	7849	16266	14576	42476
	8.91	18.48	38.29	34.32	100
1996	3397	5361	14392	10115	33265
	10.21	16.12	43.26	30.41	100
1997	3210	5952	13168	3143	25473
	12.60	23.37	51.69	12.34	100
1998	2766	8987	11677	1450	24880
	11.12	36.12	46.93	5.83	100
1999	2628	3074	4889	619	11210
	23.44	27.42	43.61	5.52	100
2000	2725	2873	3047	956	9601
	28.38	29.92	31.74	9.96	100
2001	3374	3418	1561	1276	9629
	35.04	35.50	16.21	13.25	100
2002	5412	4088	703	222	10425
	51.91	39.21	6.74	2.13	100
2003	11155	7110	1779	271	20315
	54.91	35.00	8.76	1.33	100
2004	3401	2038	474	1378	7291
	46.65	27.95	6.50	18.90	100.00
Total do	45338	57201	74366	44294	221199
Período	20.50	25.86	33.62	20.02	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE-MPOG

^a: ex-combatente; com vantagem; decisão judicial.

Tabela A4 (2.6): Razão: Aposentados por Invalidez / Servidores ativos

	Servidores Ativos	Aposentados por Invalidez	Razão
1994	375555	3485	0.0093
1995	416130	3785	0.0091
1996	418367	3397	0.0081
1997	415169	3210	0.0077
1998	418038	2766	0.0066
1999	418051	2628	0.0063
2000	411856	2725	0.0066
2001	410818	3374	0.0082
2002	417534	5412	0.0130
2003	454340	11155	0.0245
2004	471270	3717	0.0079

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.

Tabela A5 (2.7): Vencimento bruto dos aposentados por invalidez.

	Casos	Média	Média Real ^a	Mediana	Desvio-Padrão	Gasto Mensal Total	Gasto Mensal Total Real
1994	2901	829.70	2016.22	550.51	866.67	2406954.90	5849059.38
1995	3231	1295.51	2534.61	874.28	1260.67	4185787.75	8189322.45
1996	3092	1415.45	2472.06	926.74	1497.34	4376570.82	7643604.43
1997	2814	1457.89	2415.16	924.90	1570.54	4102492.18	6796257.77
1998	2397	1779.69	2889.00	1078.50	1867.97	4265911.81	6924927.95
1999	2243	1543.10	2330.26	1002.80	1602.93	3461175.25	5226778.89
2000	2342	1583.69	2242.43	1029.50	1673.14	3709007.90	5251763.63
2001	3072	1901.24	2511.43	1181.15	2060.00	5840597.26	7715118.57
2002	4957	2056.38	2504.84	1349.00	2178.64	10193493.36	12416470.31
2003	11016	2782.17	2973.14	1810.25	3657.56	30648376.91	32752156.35
2004	3395	2888.82	2888.82	1959.20	2993.40	9807533.22	9807533.22

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE-MPOG

a. Valores de 2004. Deflator: IPCA

Tabela A6 (2.8): Vencimento bruto dos aposentados.

	Casos	Média	Média Real ^a	Mediana	Desvio-Padrão	Gasto Mensal	Gasto Mensal
						Total	Total Real
1994	399784	968.96	2354.65	674.24	960.27	387376634.73	941350806.80
1995	408350	1522.25	2978.23	1061.90	1481.47	621612434.20	1216159291.43
1996	407474	1672.08	2920.26	1101.20	1685.34	681329662.48	1189930344.48
1997	407983	1751.35	2901.31	1166.20	1799.37	714520755.77	1183687140.51
1998	402669	1803.96	2928.39	1247.20	1761.14	726396793.23	1179172396.70
1999	400194	1865.53	2817.17	1248.50	1855.65	746574515.47	1127414717.28
2000	398328	2023.59	2865.29	1257.10	2222.82	806051137.32	1141326780.62
2001	395951	2070.72	2735.31	1265.80	2250.42	819902523.92	1083047658.55
2002	390843	2342.63	2853.51	1389.20	2517.53	915601098.26	1115273581.82
2003	389239	2475.58	2645.51	1488.30	2593.07	963592945.93	1029736319.05
2004	389366	2925.02	2925.02	1770.40	3101.06	1138905176.46	1138905176.46

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE-MPOG

a. Deflator: IPCA

Tabela A7 (2.9): Vencimento bruto dos funcionários^b.

	Casos	Média	Média Real ^a	Mediana	Desvio-Padrão	Gasto Mensal	Gasto Mensal
						Total	Total Real
1994	1022183	862.35	2095.57	601.40	857.09	881482418.73	2142060495.29
1995	1095031	1334.77	2611.43	925.98	1310.18	1461618028.46	2859595863.97
1996	1112796	1431.39	2499.90	990.76	1431.20	1592846582.06	2781878709.34
1997	1130787	1515.64	2510.83	1046.30	1519.41	1713865191.34	2839217994.97
1998	1145692	1665.65	2703.87	1194.60	1555.09	1908316791.08	3097803439.09
1999	1143681	1741.61	2630.03	1219.40	1659.01	1991843060.92	3007915666.63
2000	1138522	1917.52	2715.10	1247.70	2048.93	2183133208.62	3091203871.94
2001	1130745	2018.61	2666.48	1274.30	2129.63	2282538313.35	3015111801.35
2002	1133810	2295.91	2796.60	1446.60	2299.33	2603126356.20	3170811023.19
2003	1179888	2468.98	2638.45	1585.50	2367.58	2913116008.35	3113079405.66
2004	1223020	3051.57	3051.57	1932.00	3085.10	3732125314.59	3732125314.59

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE-MPOG

a. Deflator: IPCA. Preços de 2004.

b. Todo o pagamento feito pelo SIAPE.

Tabela A8 (2.10): Dispendio bruto real^a com funcionários (em R\$ milhões/mês)

	Aposentados por Invalidez	Aposentados	Total de funcionários
1994	140.54	941.35	2142.06
1995	184.07	1216.16	2859.60
1996	181.14	1189.93	2781.88
1997	181.47	1183.69	2839.22
1998	185.02	1179.17	3097.80
1999	178.11	1127.41	3007.92
2000	181.33	1141.33	3091.20
2001	173.00	1083.05	3015.11
2002	176.60	1115.27	3170.81
2003	180.55	1029.74	3113.08
2004	205.54	1138.91	3732.13

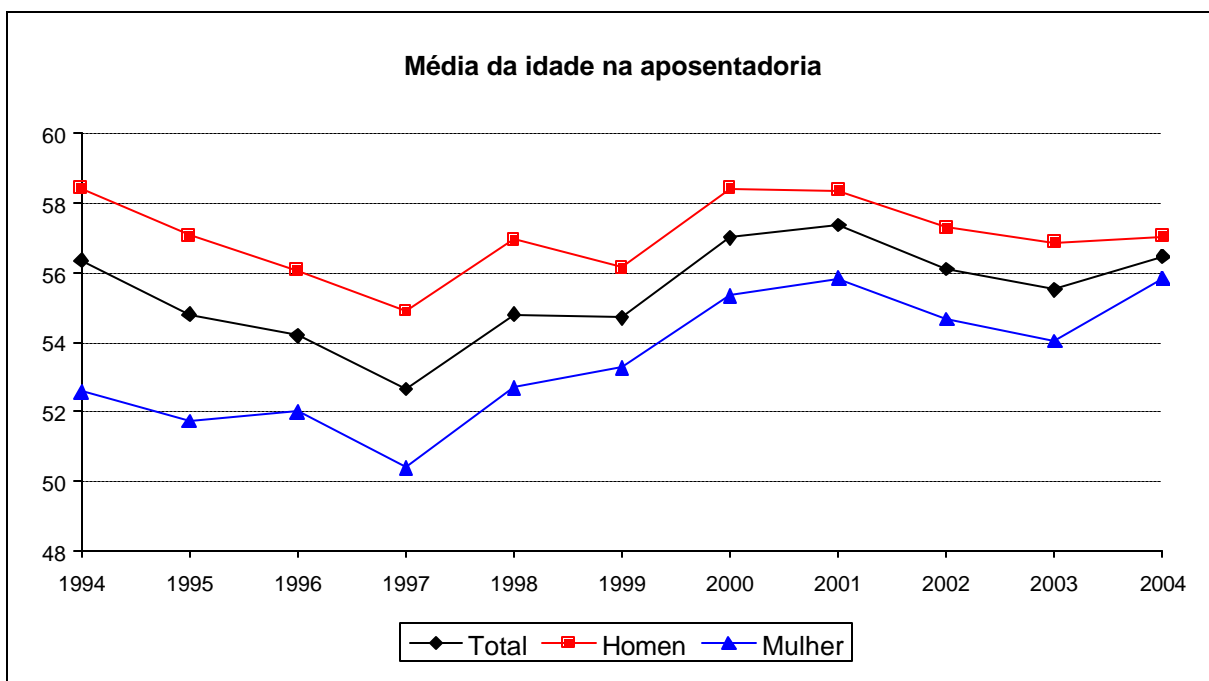
a. Deflator: IPCA. Preços de 2004.

Tabela A9 (2.11): Média da idade na aposentadoria.

	Total	Homem	Mulher
1994	56.37	58.44	52.59
1995	54.80	57.07	51.74
1996	54.18	56.08	52.01
1997	52.66	54.90	50.39
1998	54.81	56.95	52.70
1999	54.71	56.15	53.28
2000	57.02	58.43	55.33
2001	57.37	58.36	55.84
2002	56.11	57.31	54.67
2003	55.52	56.88	54.04
2004	56.47	57.05	55.83

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.

Figura A1 (2.24): Idade média na aposentadoria entre 1994 e 2004.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Tabela A9.

Tabela A10 (2.12): Quantidade e percentual de aposentados por invalidez por idade na aposentadoria

Idade na aposentadoria	Ano										
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
18 a 30	29 ^d	22	22	20	18	22	16	10	14	9	6
	0.83 ^b	0.58	0.65	0.62	0.65	0.84	0.59	0.30	0.26	0.08	0.18
31 a 40	292	332	368	353	317	318	230	169	212	263	93
	8.38	8.77	10.83	11.00	11.46	12.10	8.44	5.01	3.92	2.36	2.73
41 a 50	818	1117	1145	1245	1058	945	997	965	1452	2911	1037
	23.47	29.51	33.71	38.79	38.25	35.96	36.59	28.60	26.83	26.10	30.49
51 a 60	1067	1202	1076	1011	795	814	975	1549	2740	6153	1731
	30.62	31.76	31.68	31.50	28.74	30.97	35.78	45.91	50.63	55.16	50.90
Acima de 60	1279	1112	786	581	578	529	507	681	994	1819	534
	36.70	29.38	23.14	18.10	20.90	20.13	18.61	20.18	18.37	16.31	15.70
Total	3485	3785	3397	3210	2766	2628	2725	3374	5412	11155	3401
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE-MPOG

a. Quantidade de aposentados.

b. Percentual de aposentados.

Tabela A11 (2.13): Quantidade e percentual de funcionários ativos por idade na aposentadoria

Idade	Ano										
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
18 a 30	44754 ^d	48755	40102	32700	32700	21830	16726	12729	12240	22051	26065
	11.92 ^b	11.72	9.59	7.88	7.88	5.22	4.06	3.10	2.93	4.85	5.53
31 a 40	185912	195631	187681	173079	173079	144222	127038	111549	99861	104037	99501
	49.50	47.01	44.86	41.69	41.69	34.50	30.85	27.15	23.92	22.90	21.11
41 a 50	119317	140224	153409	165657	165657	188028	193006	197598	200948	206318	207863
	31.77	33.70	36.67	39.90	39.90	44.98	46.86	48.10	48.13	45.41	44.11
51 a 60	24367	30302	35144	40651	40651	57733	66740	77941	90595	104324	117472
	6.49	7.28	8.40	9.79	9.79	13.81	16.20	18.97	21.70	22.96	24.93
Acima de 60	1204	1217	2030	3081	3081	6238	8346	11001	13890	17610	20369
	0.32	0.29	0.49	0.74	0.74	1.49	2.03	2.68	3.33	3.88	4.32
Total	375554	416129	418366	415168	415168	418051	411856	410818	417534	454340	471270
	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE-MPOG

a. Quantidade de aposentados.

b. Percentual de aposentados.

Tabela A12 (2.14): Quantidade e percentual de aposentados por invalidez por sexo na aposentadoria

Sexo	Ano										
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Masculino	2573 ^d	2543	2128	2001	1765	1689	1710	1961	2814	5804	1881
	73.83 ^b	67.19	62.64	62.34	63.81	64.27	62.75	58.12	52.00	52.03	55.31
Feminino	912	1242	1269	1209	1001	939	1015	1413	2598	5351	1520
	26.17	32.81	37.36	37.66	36.19	35.73	37.25	41.88	48.00	47.97	44.69
Total	3485	3785	3397	3210	2766	2628	2725	3374	5412	11155	3401
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE-MPOG

a. Quantidade de aposentados.

b. Percentual de aposentados.

Tabela A13 (2.15): Quantidade e percentual de funcionários ativos por sexo

sexo	Ano										
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
masculino	216115	234037	235937	234499	236323	236649	233385	232976	236540	266023	277135
	57.55	56.24	56.39	56.48	56.53	56.61	56.67	56.71	56.65	58.55	58.81
feminino	159440	182093	182430	180670	181715	181402	178471	177842	180994	188317	194135
	42.45	43.76	43.61	43.52	43.47	43.39	43.33	43.29	43.35	41.45	41.19
Total	375555	416130	418367	415169	418038	418051	411856	410818	417534	454340	471270
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE-MPOG

a. Quantidade de funcionários.

b. Percentual de funcionários.

Tabela A14 (2.16): Quantidade e percentual de aposentados por invalidez por escolaridade

Escolaridade	Ano										
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Fundamental	1925 ^a	1770	1458	1347	1109	1115	1215	1242	1842	3097	1129
	55.30 ^b	46.84	42.93	41.96	40.09	42.43	44.59	36.81	34.04	27.77	33.20
Médio	680	807	810	865	722	721	708	864	1573	2862	974
	19.53	21.35	23.85	26.95	26.10	27.43	25.98	25.61	29.06	25.66	28.64
Superior	876	1202	1128	998	935	792	802	1268	1997	5195	1298
	25.16	31.81	33.22	31.09	33.80	30.14	29.43	37.58	36.90	46.57	38.16
Total	3481	3779	3396	3210	2766	2628	2725	3374	5412	11154	3401
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE-MPOG

a. Quantidade de aposentados.

b. Percentual de aposentados.

Tabela A15 (2.17): Quantidade e percentual de funcionários ativos por escolaridade

Escolaridade	Ano										
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Fundamental	86832 ^a	90803	89021	86457	85998	85528	83632	83214	83007	93228	89695
	23.12 ^b	21.82	21.28	20.82	20.57	20.46	20.31	20.26	19.88	20.52	19.03
Médio	119358	133526	133318	130903	130160	130065	127751	127170	128149	144384	153933
	31.78	32.09	31.87	31.53	31.14	31.11	31.02	30.96	30.69	31.78	32.66
Superior	169363	191800	196027	197808	201879	202457	200472	200433	206377	216727	227642
	45.10	46.09	46.86	47.65	48.29	48.43	48.68	48.79	49.43	47.70	48.30
Total	375553	416129	418366	415168	418037	418050	411855	410817	417533	454339	471270
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE-MPOG

a. Quantidade de funcionários.

b. Percentual de funcionários.

Tabela A16 (2.18): Quantidade e percentual de aposentados por invalidez por faixa salarial na aposentadoria

Vencimento na aposentadoria	Ano										
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
1 a 3 s.m. ^c .	209 ^a	85	101	99	70	164	125	140	169	198	29
	7.491 ^b	2.633	3.274	3.523	2.922	5.836	5.363	4.577	3.414	1.798	0.858
3 a 6 s.m.	564	586	635	645	464	785	661	1106	1734	3461	1098
	20.215	18.154	20.583	22.954	19.366	27.936	28.357	36.156	35.030	31.429	32.476
6 a 9 s.m.	835	1040	1003	951	775	890	778	888	1485	2744	951
	29.928	32.218	32.512	33.843	32.346	31.673	33.376	29.029	30.000	24.918	28.128
9 a 12 s.m.	315	440	332	314	356	380	318	291	620	1537	468
	11.290	13.631	10.762	11.174	14.858	13.523	13.642	9.513	12.525	13.958	13.842
Acima de 12 s.m.	867	1077	1014	801	731	591	449	634	942	3072	835
	31.075	33.364	32.869	28.505	30.509	21.032	19.262	20.726	19.030	27.897	24.697
Total	2790	3228	3085	2810	2396	2810	2331	3059	4950	11012	3381
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE-MPOG

a. Quantidade de aposentados.

b. Percentual de aposentados.

c. Salário Mínimo.

Tabela A17 (2.19): Quantidade e percentual de funcionários ativos por faixa de salário

Vencimento	Ano										
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
1 a 3 s.m.	5394 ^a	5105	5725	2350	1099	828	411	403	529	369	244
	1.53 ^b	1.23	1.37	0.57	0.26	0.20	0.10	0.10	0.13	0.08	0.05
3 a 6 s.m.	59383	67414	74579	65650	54682	45632	52971	68719	60606	85414	55489
	16.81	16.23	17.90	15.89	13.14	11.07	12.96	16.83	14.54	18.82	12.04
6 a 9 s.m.	106918	118763	129615	132189	116661	120686	129173	152016	132989	169946	154395
	30.27	28.58	31.10	31.99	28.03	29.29	31.60	37.23	31.91	37.45	33.50
9 a 12 s.m.	62826	79046	69828	75259	102411	102408	90060	63262	74240	68222	81273
	17.78	19.02	16.76	18.21	24.61	24.85	22.03	15.50	17.81	15.03	17.63
Acima de 12 s.m.	118745	145157	136993	137819	141343	142476	136127	123865	148414	129816	169474
	33.61	34.94	32.87	33.35	33.96	34.58	33.30	30.34	35.61	28.61	36.77
Total	353266	415485	416740	413267	416196	412030	408742	408265	416778	453767	460875
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE-MPOG

a. Quantidade de aposentados.

b. Percentual de aposentados.

Tabela A18 (2.20): Quantidade e percentual de aposentados por invalidez por tempo de contribuição

Tempo de contribuição	Ano										
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
0 a 10 anos	130 ^a	142	121	114	97	79	68	56	91	141	50
	4.42 ^b	4.43	4.17	4.05	3.85	3.25	2.64	1.73	1.73	1.28	1.37
11 a 20 anos	676	801	774	877	736	745	666	568	779	984	309
	22.96	24.99	26.69	31.14	29.22	30.65	25.88	17.60	14.85	8.94	8.47
21 a 30 anos	698	1044	1107	1200	1089	1044	1195	1506	2587	5438	1939
	23.71	32.57	38.17	42.61	43.23	42.95	46.44	46.65	49.32	49.43	53.14
31 a 40 anos	857	786	619	435	327	338	434	837	1474	3631	1158
	29.11	24.52	21.34	15.45	12.98	13.90	16.87	25.93	28.10	33.01	31.73
Acima de 40 anos	583	432	279	190	270	225	210	261	314	807	193
	19.80	13.48	9.62	6.75	10.72	9.26	8.16	8.09	5.99	7.34	5.29
Total	2944	3205	2900	2816	2519	2431	2573	3228	5245	11001	3649
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE-MPOG

a. Quantidade de aposentados.

b. Percentual de aposentados.

Tabela A19 (2.21): Quantidade e percentual de ativos por tempo de contribuição.

Tempo de contribuição	Ano										
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
0 a 10 anos	97903	104065	89793	79861	67489	55184	48858	44050	45514	61292	68275
	28.29	26.53	22.34	19.76	16.51	13.47	12.03	10.85	11.02	13.62	14.59
11 a 20 anos	189280	209136	213924	207127	203877	195875	177338	158934	141611	139340	129286
	54.69	53.31	53.22	51.26	49.89	47.82	43.65	39.14	34.29	30.97	27.63
21 a 30 anos	52972	71191	88510	105083	122404	139378	156308	172283	187243	200142	207986
	15.31	18.15	22.02	26.01	29.95	34.03	38.47	42.42	45.33	44.49	44.45
31 a 40 anos	5537	7324	8973	10996	13605	17421	21621	27924	34947	44228	56532
	1.60	1.87	2.23	2.72	3.33	4.25	5.32	6.88	8.46	9.83	12.08
Acima de 40 anos	392	576	761	990	1304	1747	2176	2913	3715	4877	5834
	0.11	0.15	0.19	0.25	0.32	0.43	0.54	0.72	0.90	1.08	1.25
Total	346084	392292	401961	404057	408679	409605	406301	406104	413030	449879	467913
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE-MPOG

a. Quantidade de aposentados.

b. Percentual de aposentados.

Tabela A20 (2.22): Quantidade e percentual de aposentados por invalidez por tipo de invalidez na aposentadoria

Tipo de invalidez	Ano										
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Integral	2828 ^a	3188	2681	2398	2085	1858	1845	2256	3497	5246	1871
	81,15 ^b	84,23	78,92	74,70	75,38	70,70	67,71	66,86	64,62	47,03	55,01
Proporcional	657	597	716	812	681	770	880	1118	1915	5909	1530
	18,85	15,77	21,08	25,30	24,62	29,30	32,29	33,14	35,38	52,97	44,99
Total	3485	3785	3397	3210	2766	2628	2725	3374	5412	11155	3401
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE-MPOG

a. Quantidade de aposentados.

b. Percentual de aposentados.

Tabela A21 (2.23): Quantidade e percentual de aposentados por invalidez entre os aposentados por região do país.

	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Total
1997	262 ^a	1155	489	558	144	2608
	10.12 ^b	12.98	17.43	10.80	10.25	77.27
1994 - 2004	4364	16062	7500	8682	2836	39444
	21.74	21.22	34.97	19.84	22.52	22.73
2003	1445	3642	2649	2371	756	10863
	69.74	59.36	84.55	64.05	67.92	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.

a. Quantidade.

b. Percentual.

Tabela A22 (2.24): Quantidade e percentual de funcionários ativos em 2003 por região do país.

Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Total
47803 ^a	166477	77385	104081	58233	453979
10.53 ^b	36.67	17.05	22.93	12.83	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.

^a Quantidade.

^b Percentual.

Tabela A23 (2.25): Razão Aposentados por invalidez / funcionários ativos em 2003 por região do país.

	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste	Norte
Funcionários Ativos	47803	166477	77385	104081	58233
Aposentados por Invalidez	1445	3642	2649	2371	756
Razão	0.0302	0.0219	0.0342	0.0228	0.0130

Fonte: *Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.*

Tabela A24 (2.26): Diferença entre proventos na aposentadoria por invalidez e na aposentadoria proporcional como função do tempo de serviço.

Tempo de Serviço em 1998	Diferença entre proventos	Tempo de Serviço em 1998	Diferença entre proventos	Tempo de Serviço em 1998	Diferença entre proventos
1	0.4286	11	0.4286	21	0.3714
2	0.4286	12	0.4286	22	0.3551
3	0.4286	13	0.4286	23	0.3388
4	0.4286	14	0.4286	24	0.3224
5	0.4286	15	0.4286	25	0.3061
6	0.4286	16	0.4286	26	0.2898
7	0.4286	17	0.4286	27	0.2735
8	0.4286	18	0.4204	28	0.2571
9	0.4286	19	0.4041	29	0.2408
10	0.4286	20	0.3878		

Fonte: *Elaboração própria a partir das regras da EC 20/98.*

Tabela A25 (2.27): Probabilidade de aposentadoria por invalidez de acordo com a idade e a diferença entre proventos para um servidor representativo.

Idade	Prob(AI) com d = 30%	Prob(AI) com d = 0%	Diferença
53	0.4072	0.1361	0.2711
54	0.3972	0.1313	0.2659
55	0.3883	0.1271	0.2612
56	0.3806	0.1235	0.2571
57	0.3740	0.1205	0.2535
58	0.3684	0.1180	0.2504
59	0.3639	0.1160	0.2479
60	0.3604	0.1145	0.2459
61	0.3579	0.1134	0.2445
62	0.3565	0.1127	0.2438
63	0.3561	0.1126	0.2435
64	0.3566	0.1128	0.2438
65	0.3582	0.1135	0.2447
66	0.3609	0.1147	0.2462
67	0.3645	0.1163	0.2482
68	0.3692	0.1184	0.2508
69	0.3749	0.1209	0.2540
70	0.3817	0.1241	0.2576

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.

Tabela A26 (2.28): Probabilidade de aposentadoria por invalidez de acordo com o vencimento bruto e a diferença entre proventos para um servidor representativo.

Vencimento Bruto (R\$ mil)	Prob(AI) com d = 43%	Prob(AI) com d = 54%	Diferença
1	0.6023	0.7221	0.1198
2	0.5867	0.7089	0.1222
3	0.5709	0.6954	0.1245
4	0.555	0.6815	0.1265
5	0.5389	0.6673	0.1284
6	0.5228	0.6527	0.1299
7	0.5066	0.6379	0.1313
8	0.4904	0.6228	0.1324
9	0.4743	0.6075	0.1332
10	0.4581	0.5919	0.1338

Fonte: *Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.*

Tabela A27 (2.29): Resultado da adição de um número crescente de controles ao modelo

Variáveis adicionadas ao modelo	Coefficiente de D	Desvio- Padrão de D	P-Valor	Pseudo-R ²	Previsões corretas fora da amostra ^a (%)
Constante e D ^b	0.0475	0.0006	0.0000	0.1230	78.4317
Região	0.0469	0.0006	0.0000	0.1348	78.6270
Escolaridade	0.0473	0.0006	0.0000	0.1408	78.6155
Idade	0.0470	0.0006	0.0000	0.1472	78.6752
Idade ao quadrado	0.0486	0.0006	0.0000	0.1601	78.8659
Sexo	0.0486	0.0006	0.0000	0.1659	79.1382
Vencimento bruto	0.0491	0.0006	0.0000	0.1697	79.2083
Estado de saúde	0.0491	0.0006	0.0000	0.1718	79.2760
Estado Civil ^c	0.0491	0.0006	0.0000	0.1732	79.3025

Fonte: *Elaboração própria com base em dados do SIAPE.*

a. Probabilidade de corte igual a 50%.

b. D = diferença percentual entre proventos na aposentadoria por invalidez e proventos na aposentadoria proporcional.

c. Modelo final apresentado na tabela 6.1

Capítulo 3

A Escolha da Idade da Aposentadoria pelos Servidores Públicos Civis do Poder Executivo Federal Brasileiro entre 1994 e 2004

Marcelo Pessoa^{*}

Resumo: Em 1998, ano da promulgação da emenda constitucional nº 20, conhecida como reforma previdenciária, os funcionários públicos civis do poder executivo federal brasileiro aposentavam-se, em média, aos 54,8 anos de idade. Em 2001, essa idade aumentou para 57,4 anos. Seis anos após a reforma, o percentual de aposentadorias antecipadas (aposentadorias com proventos proporcionais) diminuiu 35%. Neste artigo, argumenta-se que a modificação do cálculo dos proventos pelas reformas teve papel significativo na decisão pela postergação da aposentadoria. Segundo regras de transição da reforma previdenciária de 1998, servidores receberiam um acréscimo no provento igual a 6,13%, em média, caso postergassem sua aposentadoria por um ano. Os resultados, usando dados do SIAPE, mostram que o aumento desse incentivo gerou uma queda de até 20 pontos percentuais na probabilidade de antecipação da aposentadoria por um servidor representativo.

Palavras-chave: Reforma previdenciária; seguridade social; idade na aposentadoria.

^{*} IPEA/MPOG; EPGE/FGV-RJ.

3.1. Introdução

A reforma previdenciária de 1998 teve como um dos objetivos elevar a idade com a qual servidores públicos estavam aposentando-se. Procurava-se aumentar o tempo de contribuição e diminuir o tempo de recebimento de benefícios. Com isso, tentava-se diminuir o déficit previdenciário, que chegou a 3,7% do PIB naquele ano⁴³.

As principais alterações foram: a exigência de idade mínima para a aposentadoria integral por tempo de contribuição; a cobrança de tempo mínimo de exercício no serviço público e no cargo efetivo; a criação de novas formas de cálculo da aposentadoria proporcional; e a extinção da aposentadoria proporcional por tempo de serviço. Essas medidas provocaram uma elevação na idade média dos servidores públicos no momento da aposentadoria de 54,8 anos em 1998 para 57,4 anos em 2001⁴⁴. Seis anos após a reforma, o percentual de aposentadorias antecipadas - aposentadorias com proventos proporcionais - diminuiu 35%.

Neste artigo, argumenta-se que a modificação do cálculo dos proventos teve papel significativo na postergação da aposentadoria. Segundo as regras de transição da reforma previdenciária de 1998, servidores que ingressaram antes da reforma receberiam um acréscimo no provento igual a 6,13%, em média, caso postergassem sua aposentadoria por um ano.

Usou-se esse acréscimo no benefício, definido pelas regras das reformas previdenciárias de 1998 e de 2003, como variável explicativa num modelo logit de probabilidade de aposentadoria antecipada. Como resultado, o aumento desse incentivo pela primeira reforma gerou uma queda de 20 pontos percentuais na probabilidade de antecipação da aposentadoria.

Nesse estudo, foram usados dados do Sistema Integrado de Administração de Recursos Humanos, SIAPE, do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. Com esses dados, pôde-se controlar para gênero; escolaridade; estado civil; idade no ano da aposentadoria; e idade ao quadrado. Controlou-se também para a região do país onde o servidor trabalhava; para o cargo ocupado no momento da aposentadoria; para seu

⁴³ Tabela A1.

⁴⁴ Tabela A2.

vencimento bruto; e para o número de anos disponíveis para optar pela aposentadoria proporcional.

Nos EUA, há vasta literatura sobre a escolha da idade da aposentadoria. Sua motivação decorre da queda acentuada na idade média na aposentadoria desde 1960⁴⁵. Essa tendência do mercado de trabalho americano foi classificada como a mudança mais dramática na força de trabalho na era pós-II guerra.

Dividiu-se o artigo em sete seções contando esta introdução. Na segunda seção, há uma revisão bibliográfica de parte da literatura sobre a escolha da idade da aposentadoria. A terceira seção traz uma descrição do modelo empírico a ser utilizado. Na quarta seção, traça-se a base institucional para a aposentadoria antecipada. A apresentação e a análise da base de dados são feitas na quinta seção. A sexta seção apresenta os resultados da estimação e suas implicações para políticas públicas. Concluí-se levantando caminhos para pesquisas futuras na sexta seção.

3.2. Revisão Bibliográfica

Existe vasta literatura a respeito da escolha da idade ótima para a aposentadoria. Crawford e Lilien (1981) dividem esses artigos de acordo com o caráter empírico ou teórico da explicação dos fatos estilizados. Mitchell e Fields (1981) separam os modelos segundo as diferentes definições de: aposentadoria; função objetivo; restrição orçamentária; e regra decisória. Diamond e Gruber (1997) agrupam a bibliografia em dois ramos: o primeiro usa informações agregadas sobre o comportamento laboral dos trabalhadores para inferir o papel da Seguridade Social na decisão pela aposentadoria; o segundo modela a participação dos benefícios previdenciários na escolha da idade ótima.

⁴⁵ A taxa de participação na força de trabalho de homens entre 60 e 65 anos caiu de 83% em 1955 para 63% em 1978, de acordo com Bazzoli (1985); de homens entre 65-69 caiu de 60% em 1950 para 26% em 1990, segundo Diamond e Gruber (1997). Para Samwick (1998), entre 1950 e 1989, a participação de homens acima de 65 caiu de 46% para 17%. Gruber e Wise (1998) apontam uma queda ainda mais acentuada em países como Bélgica, Itália, França e Holanda: a participação de homens entre 60-64 anos passou de 70% nos anos 60, para menos de 20% na década de 90. Crawford e Lilien (1981) documentam, entre 1947 e 1980, um declínio de 48% para 20% na participação de homens com mais de 65 anos.

Nesta seção, apresentam-se dois grupos de artigos, selecionados de acordo com as variáveis explicativas usadas pelos autores. Em geral, nos trabalhos sobre a antecipação da aposentadoria, enfatizam-se os papéis de variáveis ligadas à renda e às características pessoais, sobretudo, à saúde. Há, ainda, variáveis que influenciam a decisão individual, mas não pertencem a esses dois conjuntos, tais como: características da firma, estudadas por Filer e Petri (1988); ou mesmo mudanças tecnológicas, analisadas por Bartel e Sicherman (1993).

Dentre os primeiros a analisar o efeito de variáveis relacionadas à renda, Sheshinski (1978) investiga os resultados de variações na taxa de contribuição previdenciária e no valor dos benefícios sobre a escolha da idade da aposentadoria. Robb (1980) estende esse modelo para planos não atuarialmente justos. Crawford e Lilien (1981) modelam os efeitos dos benefícios previdenciários e dos planos de pensão relaxando três hipóteses de trabalhos anteriores: mercados perfeitos, justiça atuarial e ausência de incerteza. Esses três artigos abordam teoricamente o problema usando estática comparativa.

Fields e Mitchell (1984), entretanto, analisando uma base de dados com cerca de 8.700 trabalhadores sob 10 diferentes fundos de pensão, encontram, como resultado, evidências de que diferentes oportunidades de renda em idades avançadas influenciam significativamente o padrão da aposentadoria. Nesse modelo, foram usadas, como variáveis explicativas, o valor presente da renda disponível quando elegível para a aposentadoria; o ganho no valor presente da renda em caso de postergação da idade da aposentadoria; e *dummies* para o fundo de pensão escolhido.

Gustman (1984), por sua vez, critica os modelos anteriores por não incluírem o fenômeno da aposentadoria parcial: aposentar-se para continuar trabalhando. Usando a base de dados do *Retirement History Survey*, conclui que a ausência de controle para a aposentadoria parcial pode causar problemas de especificação nos modelos. Nesse artigo, as variáveis que significativamente afetaram a probabilidade de aposentadoria foram *dummies* para: cobertura por plano de pensão e por seguridade social; provisão de aposentadoria compulsória no plano; categorias salariais de emprego integral e parcial; idade; estado civil; e estado da saúde.

Burtless (1986) estuda a decisão da aposentadoria na presença de mudanças não antecipadas nos benefícios previdenciários, como a súbita elevação dos benefícios reais no início da década de 70. Sua regressão tem, por variável dependente, a idade na aposentadoria, e, por variáveis explicativas, a curvatura e o intercepto da restrição orçamentária dos trabalhadores. Os resultados indicam que variações na curvatura e no intercepto causadas por mudanças na seguridade social têm um efeito significativo, porém pequeno, sobre a idade planejada para se aposentar.

Stock e Wise (1990) desenvolveram um modelo capaz de prever os efeitos de mudanças potenciais nas provisões dos planos de aposentadoria sobre a idade escolhida para se aposentar. Nesse estudo, sugerem, como variável explicativa, o valor da opção de postergar a aposentadoria. A decisão por se aposentar dependeria da comparação da melhor possibilidade futura com o valor de se aposentar no presente.

Diamond e Gruber (1997), como Burtless (1986) e Stock e Wise (1990), investigam como a estrutura do programa de seguridade social afeta a decisão pela aposentadoria. Para isso, simulam o valor de variáveis relacionadas aos benefícios previdenciários de um trabalhador típico caso se aposentasse em diferentes idades entre 54 e 69 anos. As variáveis escolhidas foram: taxa de reposição (percentual de reposição salarial pela seguridade social); riqueza previdenciária (valor presente dos benefícios previdenciários); taxa acumulada (mudança percentual da riqueza previdenciária caso se postergue a aposentadoria); e razão imposto/subsídio (mudança absoluta na riqueza previdenciária sobre os ganhos potenciais de se trabalhar no próximo ano).

Samwick (1998), estimando o efeito combinado da seguridade social e dos planos de aposentadoria, compara a “taxa acumulada” sugerida por Diamond e Gruber com a “opção pela aposentadoria” do artigo de Stock e Wise. De acordo com o estudo, tanto a primeira como a segunda variável são estatisticamente significantes, reduzindo a probabilidade da aposentadoria. Assim, a mudança na riqueza previdenciária, não o seu nível, afeta a decisão por se aposentar.

Quanto aos estudos com variáveis associadas a características pessoais, Wolfe (1983) testa a hipótese de a escolha da idade da aposentadoria estar ligada à percepção do indivíduo acerca da própria longevidade: trabalhadores com expectativa

de vida mais curta maximizariam o valor do seu benefício previdenciário aposentando-se mais cedo. Por outro lado, quanto mais o agente espera uma vida longa, mais atrativa fica a idade normal da aposentadoria em relação à idade antecipada⁴⁶.

A característica pessoal mais pesquisada, no entanto, é a saúde do trabalhador. Se esse for o fator mais relevante na escolha da idade da aposentadoria, reformas na estrutura da renda previdenciária terão dificuldades em evitar aposentadorias antecipadas.

Bazzoli (1985) examina o efeito de diversas variáveis relacionadas à saúde na decisão pela aposentadoria. Essas foram desenvolvidas com base na auto-avaliação feita pelos trabalhadores antes e depois de se aposentarem. Procurou-se, com isso, evitar possíveis racionalizações ex-post. Como resultado, apesar de afetarem significativamente a decisão dos agentes, as explicativas relacionadas à saúde teriam papel menos importante que as relacionadas à renda.

Gustman e Steinmeier (1994), corroborando Bazzoli (1985), encontram efeitos pequenos dos planos de saúde providos pelo empregador sobre a idade de aposentadoria. Esse tipo de variável explicaria apenas uma redução de menos de dois meses na idade escolhida. A omissão de variáveis relacionadas aos benefícios de planos de saúde para aposentados, portanto, não criaria maiores problemas.

3.3. Modelo Empírico

Dada a legislação, o funcionário se depara com o seguinte problema: antecipar a aposentadoria, recebendo provento parcial; ou aposentar-se no intervalo de idade normal, definido como aquele no qual se obtém provento integral. Adotando a metodologia de Bazzoli (1985), consegue-se uma aproximação para os cálculos que governam o comportamento individual quanto à escolha da idade da aposentadoria.

Suponha que o servidor, inicialmente, compare todas as possíveis idades de aposentadoria antecipada, escolhendo a de maior utilidade. Depois, analogamente, escolhe a idade de aposentadoria normal. Assumindo independência de alternativas

⁴⁶ Nos EUA, aposenta-se normalmente aos 65 anos de idade. A aposentadoria, porém, pode ser antecipada a partir dos 62 anos, sendo os descontos nos benefícios calculados de forma atuarialmente justa.

irrelevantes, as possibilidades de escolha do agente são reduzidas para a melhor data antecipada e a melhor data normal. Caso a utilidade da primeira seja maior, o servidor se aposentará mais cedo.

Agora, seja a utilidade máxima de se aposentar com a idade r :

$$U_r = U(Z; r(Z, P))$$

onde Z é um vetor de variáveis relacionadas à renda e P é um vetor de variáveis relacionadas às características pessoais do servidor, formado por componentes observáveis e não observáveis distribuídos aleatoriamente.

Sejam $a = a(Z_a, P)$ e $n = n(Z_n, P)$ idades ótimas nos conjuntos de possibilidade de idades de aposentadoria antecipada e normal respectivamente, com Z_i vetor de variáveis relacionadas à renda na idade i . Nesse caso, podemos escrever:

$$U_n - U_a = u(Z_n, P) - u(Z_a, P), \quad (1)$$

e, sem perda de generalidade:

$$U_{n,i} - U_{a,i} = (\bar{u}(Z_{n,i}, D_i) + e_{n,i}) - (\bar{u}(Z_{a,i}, D_i) + e_{a,i}), \quad (2)$$

onde $\bar{u}(Z_{k,i}, D_i)$ representa o valor médio de $u(\cdot)$ para o indivíduo i que se aposenta na idade k ; D_i é o componente observável de P_i e $e_{k,i}$ é estocástico com média independente da variável observável.

Seja $Y_i = 1$ se o servidor i antecipou sua aposentadoria; $Y_i = 0$ se o servidor se aposentou no intervalo de idade normal. Então, temos:

$$P(Y_i = 0) = P(U_{n,i} - U_{a,i} > 0). \quad (3)$$

Substituindo (2) em (3), conseguimos:

$$\begin{aligned} P(Y_i = 0) &= P((\bar{u}(Z_{n,i}, D_i) + e_{n,i}) - (\bar{u}(Z_{a,i}, D_i) + e_{a,i}) > 0) \\ &= P(\bar{u}(Z_{n,i}, D_i) - \bar{u}(Z_{a,i}, D_i) > e_{a,i} - e_{n,i}). \end{aligned} \quad (4)$$

Agora, assumindo $\bar{u}(\cdot)$ linear:

$$\begin{aligned} \bar{u}(Z_{n,i}, D_i) - \bar{u}(Z_{a,i}, D_i) &= \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 Z_i + \mathbf{b}_2 D_i \\ &= \mathbf{b}' X, \end{aligned} \quad (5)$$

onde $Z_i = (Z_{n,i}, Z_{a,i})$, $\mathbf{b} = (\mathbf{b}_0, \mathbf{b}_1, \mathbf{b}_2)$, $X = (1, Z_i, D_i)$; e uma distribuição logística conjunta para os $e_{k,i}$, temos o seguinte modelo logit:

$$P(Y_i = 0) = \Phi(\mathbf{b}' X), \quad (6)$$

onde $\Phi(\cdot)$ é a função distribuição cumulativa logística.

Para o vetor de características pessoais, usou-se: gênero; escolaridade; estado civil; idade no ano da aposentadoria; e idade ao quadrado. Controlou-se também para a região do país onde o servidor trabalhava; para o cargo ocupado no momento da aposentadoria; para seu vencimento bruto; e para o número de anos disponíveis para a aposentadoria proporcional.

A variável dependente foi definida segundo o tipo de aposentadoria. O servidor antecipou sua aposentadoria, $Y_i = 1$, caso esta seja proporcional. Se sua aposentadoria for integral, ele aposentou-se na idade normal, $Y_i = 0$. Dessa forma, a definição da variável dependente não varia com as mudanças de regras pelas emendas constitucionais, nem com o gênero ou cargo do servidor.

O acréscimo percentual no provento do servidor caso ele passe mais um ano sem se aposentar será a variável explicativa. O valor dessa variável foi calculado com base nas regras das reformas previdenciárias do período analisadas na próxima seção.

Não havia variáveis explicativas relacionadas ao nível de saúde do servidor na base de dados do SIAPE como as auto-avaliações do estado de saúde utilizadas por Gustman e Steinmeier (1994) e por Bazzoli (1985). Assim, inicialmente, investigaram-se dados sobre pedidos de afastamento para tratamento médico. Pretendia-se usar, como *proxy* para estado de saúde, o número de ausências por motivo de doença. Exceto por um caso, não houve notificação dessas ausências no SIAPE para os funcionários aposentados entre 1994 e 2004. Sendo assim, não foi possível relacionar a aposentadoria antecipada à saúde do trabalhador neste estudo.

3.4. Base Institucional da Aposentadoria Antecipada

As emendas constitucionais nº 20, de dezembro de 1998, e nº 41, de dezembro de 2003, modificaram as regras de concessão de aposentadorias e de pensões e

alteraram o cálculo dos proventos dos servidores públicos⁴⁷. Nesta seção, mostra-se como essas reformas afetaram o conjunto de possibilidade de aposentadoria antecipada e o incremento no provento do servidor que posterga a aposentadoria por um ano. Este estudo está limitado às regras observadas pelos servidores aposentados entre 1994 e 2004.

Antes da EC 20/98, os servidores homens (mulheres) podiam aposentar-se após 30 (25) anos de contribuição com proventos proporcionais a esse tempo de serviço, de acordo com a proporção: $t/35$ ($t/30$), onde t é o tempo de contribuição. Caso fossem professores (as), os proventos seriam integrais.

Assim, os servidores não-professores tinham cinco anos para optar pela antecipação da aposentadoria: dos 30 (25) aos 34 (29) anos de contribuição. Como se pode observar na tabela 4.1, durante esses cinco anos, o acréscimo percentual no benefício do servidor homem (mulher) caso se aposente no ano seguinte, em média, é de 3,13% (3,71%).

Tabela 4.1 (3.1): Acréscimo percentual no provento por ano de aposentadoria postergado segundo regras anteriores à EC 20/98.

Tempo de Contribuição	Acréscimo no Provento (%)									
	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34
Homem	-	-	-	-	-	3.33	3.23	3.13	3.03	2.94
Mulher	4.00	3.85	3.70	3.57	3.45	-	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria a partir da Constituição Federal.

Esses direitos foram garantidos aos servidores com tempo para a aposentadoria integral ou proporcional completado até a publicação da emenda. Os demais servidores que assumiram antes de 1998 puderam optar por regras de transição.

De acordo com as regras de transição da EC 20/98, para aposentar-se com proventos proporcionais ao tempo de contribuição, o servidor homem (mulher) precisa satisfazer os seguintes requisitos: 53 (48) anos de idade; 5 anos de exercício no cargo em que se dará a aposentadoria; e tempo de contribuição igual, no mínimo, à soma de 30 (25) anos e um período adicional de contribuição equivalente a 40% do tempo que,

⁴⁷ Sobre as reformas, ver artigos: Oliveira (1999); Varsano (2003); Cechin (2003); Giambiagi et alli (2004); Lino (1994).

em dezembro de 1998, faltaria para atingir esses 30 (25) anos. Para conseguir a aposentadoria integral, esse servidor (a) precisaria de 35 (30) anos de contribuição e um período adicional de 20% do tempo que, em dezembro de 1998, precisaria para atingir esses 35 (30) anos.

Com essas regras, o conjunto de possibilidade de antecipação da aposentadoria é dado por:

$$\begin{cases} [35 + 0,2 \times (35 - s)] - [30 + 0,4 \times (30 - s)], & \text{se homem} \\ [30 + 0,2 \times (30 - s)] - [25 + 0,4 \times (25 - s)], & \text{se mulher} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} 0,2 \times s, & \text{se homem} \\ 0,2 \times s + 1, & \text{se mulher} \end{cases}$$

onde s é o tempo de contribuição em 1998. Como o s máximo para a regra de transição é de 29 (24) anos para homem (mulher), o maior conjunto de possibilidade de antecipação da aposentadoria é de 5,8 anos.

Na regra de transição, os proventos da aposentadoria proporcional serão equivalentes a 70% da remuneração integral do servidor acrescido de 5% desse valor por ano que supere a soma do tempo de contribuição de 30 (25) anos, se homem (mulher), e do período adicional de contribuição de 40%. Assim, após a reforma, o acréscimo por ano a mais no cargo, vai a 6,13% em média, tanto para homens como para mulheres. Na tabela 4.2, encontra-se o valor do acréscimo para um servidor homem (mulher) que satisfaz as regras para a aposentadoria integral aos 36 (26) anos de contribuição.

Tabela 4.2 (3.2): Acréscimo percentual no provento por ano de aposentadoria postergado segundo regras da EC 20/98.

Tempo de Contribuição	Acréscimo no Provento (%)										
	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35
Homem	-	-	-	-	-	7.14	6.67	6.25	5.88	5.56	5.26
Mulher	7.14	6.67	6.25	5.88	5.56	5.26	-	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria a partir da EC 20/98.

Para os servidores que entraram antes da EC 41/03, as regras de transição dessa reforma permitem a aposentadoria com idade mínima de 60 (55) anos para

homens (mulheres), com a possibilidade de antecipação a partir de 53 (48) anos. O conjunto de possibilidade de antecipação, portanto, aumenta para 7 anos.

Para o cálculo dos proventos, aplica-se um redutor de 3,5% por ano antecipado. Além disso, o benefício será calculado a partir da média dos salários de contribuição, entendidos como o valor constituído por subsídios, vencimentos, adicionais, gratificações e todas as vantagens de caráter permanente. Há, ainda, uma contribuição de 11% sobre a parcela do provento acima do limite máximo para o benefício do RGPS. A tabela 4.3 traz o acréscimo para o servidor aposentado até 2004 dadas essas regras. Para um servidor com remuneração de contribuição média igual a R\$ 2,5 mil, esse acréscimo é de 4,1% em média.

Tabela 4.3 (3.3): Acréscimo percentual no provento por ano de aposentadoria postergado segundo regras da EC 41/03.

Homem					Mulher				
Idade	Remuneração de Contribuição				Idade	Remuneração de Contribuição			
	Média (R\$ mil)					Média (R\$ mil)			
	500	2.5	3	6		500	2.5	3	6
53	4.64	4.64	4.64	4.35	48	4.64	4.64	4.64	4.35
54	4.43	4.43	4.08	4.17	49	4.43	4.43	4.08	4.17
55	4.24	4.24	3.79	4.00	50	4.24	4.24	3.79	4.00
56	4.07	4.07	3.65	3.85	51	4.07	4.07	3.65	3.85
57	3.91	3.91	3.52	3.71	52	3.91	3.91	3.52	3.71
58	3.76	3.76	3.40	3.57	53	3.76	3.76	3.40	3.57
59	3.63	3.63	3.29	3.45	54	3.63	3.63	3.29	3.45

Fonte: *Elaboração própria a partir da EC 41/03.*

3.5. Dados

Escolheu-se a base de dados do Sistema Integrado de Administração de Recursos Humanos, SIAPE, do MPOG⁴⁸, criado em 1989 para ser a principal ferramenta de gestão do pessoal civil do Governo Federal. O SIAPE realiza o controle dos dados cadastrais de servidores ativos e aposentados e dos beneficiários de

⁴⁸ Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

pensão, além de processar a folha de pagamento de 214 órgãos da Administração Pública Federal.

O sistema contém dados pessoais, funcionais e financeiros dos servidores do poder executivo federal. Dentre os dados pessoais, temos: idade, número de dependentes, escolaridade, estado civil, e gênero. Dos dados funcionais, constam: titulação, cargo, data do primeiro emprego, data da aposentadoria, do ingresso no serviço público, no órgão, na função, e no cargo. Quanto aos dados financeiros, é possível obter o valor de todas as rubricas contidas no contracheque do servidor, tais como: vencimento básico, bruto e líquido, auxílio alimentação, ressarcimento de assistência à saúde, contribuição ao plano de seguridade social, e proventos da aposentadoria. A periodicidade desses dados é mensal, indo de jan/1991 até o presente.

Os dados utilizados são os que constam no SIAPE de outubro de 2004. A amostra total possui 1.877.139 observações referentes a todos os funcionários que recebem pagamentos pelo sistema ou geram benefícios para outrem. Desses funcionários, selecionaram-se os aposentados entre 1994 e 2004 (221.199). Este período foi escolhido, pois, nele, foram elaboradas e aprovadas as emendas constitucionais: EC nº 20, de dezembro de 1998; e EC nº 41, de dezembro de 2003, conhecidas como reformas previdenciárias.

Em seguida, escolheram-se os aposentados com dados disponíveis sobre o vencimento bruto (200.360). Desses, retiraram-se todos os que se aposentaram por invalidez com proventos integrais (173.048). Esse tipo de aposentadoria é usado por servidores que sofreram acidente em serviço, moléstia profissional ou doença grave, contagiosa ou incurável⁴⁹. Nesses casos, os funcionários não teriam controle sobre o momento da aposentadoria. Ficaram de fora, ainda, os que não tinham dados sobre tempo de contribuição, restando, ao final 157.611 observações.

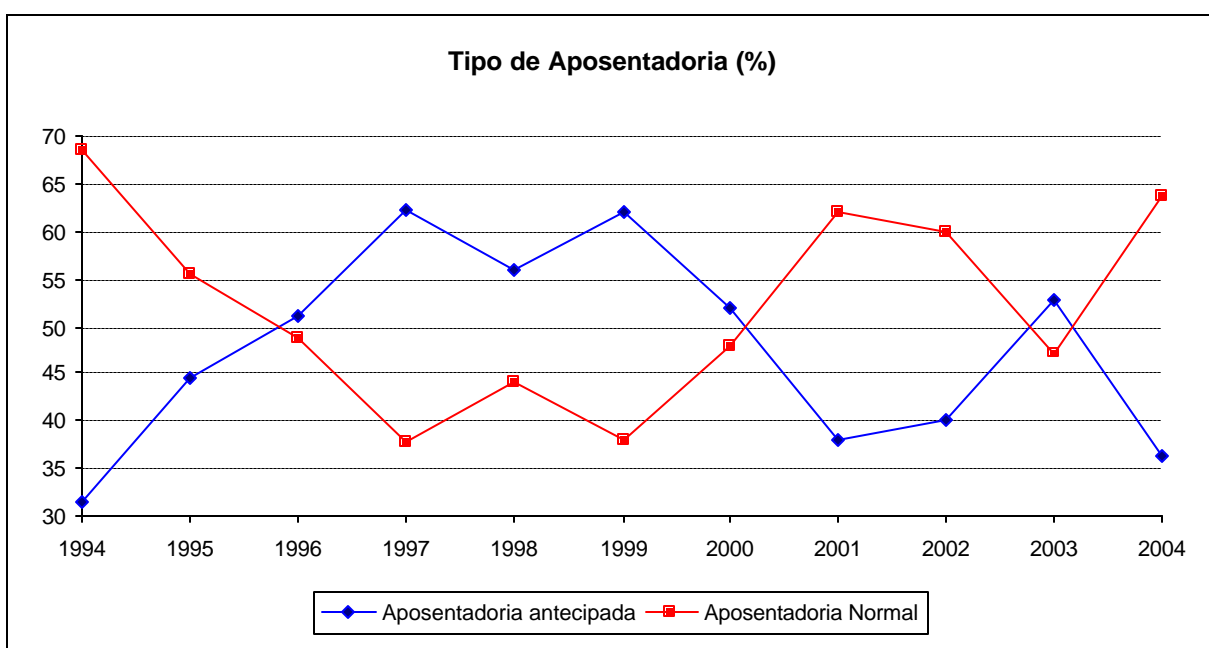
⁴⁹ Tuberculose ativa, alienação mental, esclerose múltipla, neoplasia maligna, cegueira posterior ao ingresso no serviço público, hanseníase, cardiopatia grave, doença de Parkinson, paralisia irreversível e incapacitante, espondiloartrose anquilosante, nefropatia grave, estados avançados do mal de Paget (osteíte deformante), Síndrome de Imunodeficiência Adquirida - AIDS, e outras que a lei indicar, com base na medicina especializada.

3.5.1. Análise Descritiva:

3.5.1.1 Freqüência:

Em geral, trabalhos sobre o impacto fiscal de reformas previdenciárias partem de hipóteses acerca do momento escolhido para a aposentadoria. No Brasil, Souza et al (2004) assume que o trabalhador aposenta-se assim que elegível. Para Mascarenhas et al (2004)⁵⁰, essa proporção seria igual a 50%. Como pode ser observado na figura 5.1.1, no entanto, a antecipação da aposentadoria variou bastante entre 1994 e 2004. Em 1994, apenas 31% dos aposentados anteciparam sua aposentadoria, contra 62% em 1999.

Figura 5.1.1 (3.1): Percentuais de aposentadorias antecipadas e normais entre 1994 e 2004.



Fonte: elaboração própria a partir de dados da tabela A3.

A EC 20/98 provocou uma queda no percentual de aposentadorias antecipadas a partir de 1999. Após essa emenda, além da exigência de 5 anos no cargo, o servidor

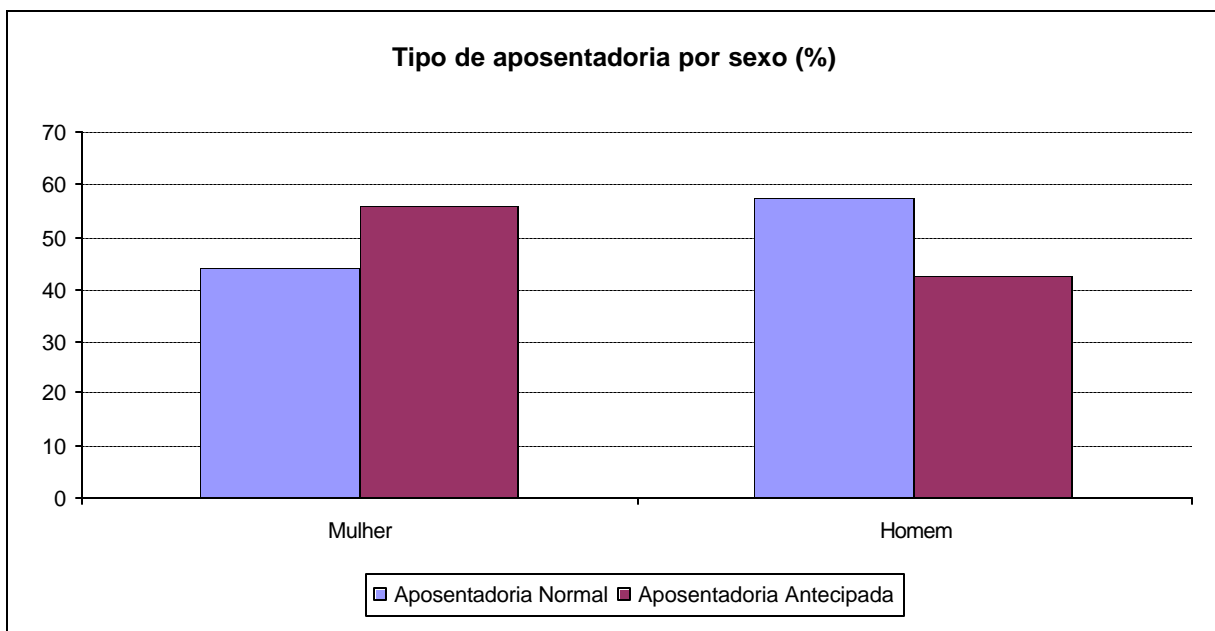
⁵⁰ P. 14-15 e p. 16, respectivamente.

observa um aumento médio de 6,13% em seu benefício caso retarde sua aposentadoria por um ano. Em 2003, ocorre um novo aumento na antecipação da aposentadoria, em parte, causado pela expectativa de mudanças de regras pela EC 41/03. No ano seguinte, devido às exigências abordadas na seção anterior, o percentual de aposentadorias antecipadas volta a cair.

3.5.1.2.Sexo:

A proporção de mulheres se aposentando antecipadamente revela-se maior que a de homens. No Brasil, apesar das reformas previdenciárias, preservaram-se regras distintas para servidores homens e mulheres. As mulheres podem aposentar-se cinco anos mais cedo, o que facilita o retorno ao mercado de trabalho. O conjunto de possibilidade de antecipação da aposentadoria entre 1998 e 2003 é um ano maior para as mulheres. Um servidor homem com salário de contribuição médio em torno de R\$ 3.000,00, aposentando-se aos 54 anos, receberia 79% desse valor como provento. Se fosse mulher, ganharia 94,7%: uma diferença de 20% no valor do benefício. Essa desigualdade entre os gêneros ajuda a explicar a diferença notada no padrão da aposentadoria na figura 5.1.2.

Figura 5.1.2 (3.2): Percentuais de aposentadorias antecipadas e normais por sexo entre 1994 e 2004.

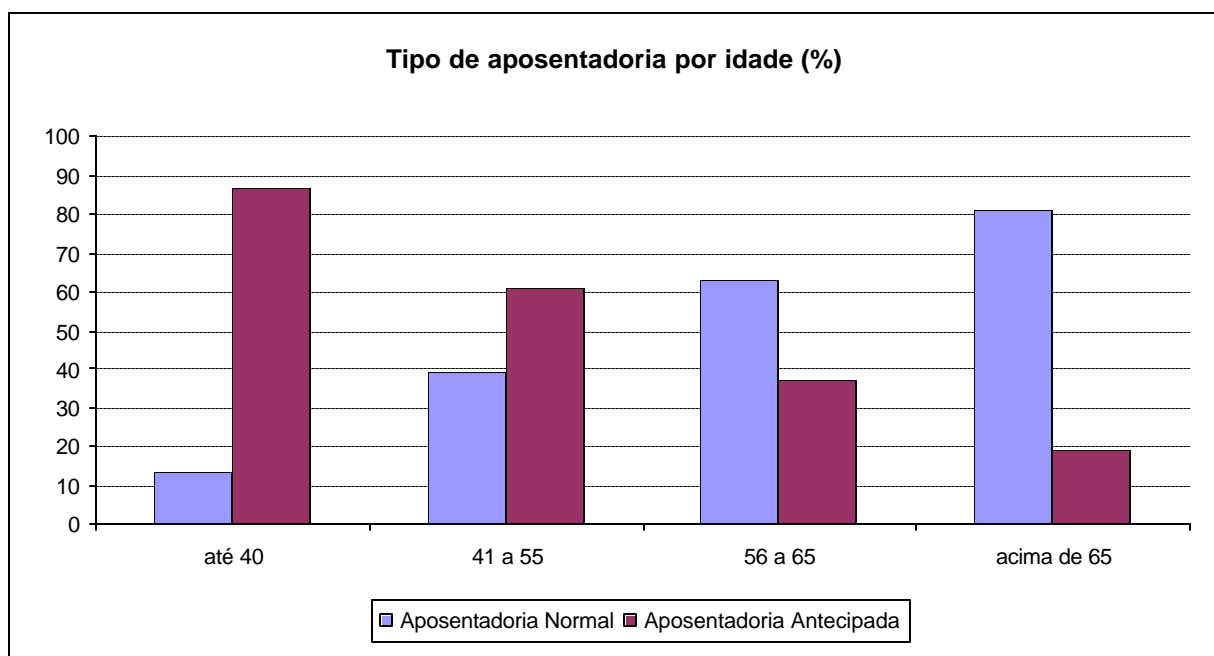


Fonte: elaboração própria a partir de dados da tabela A4.

3.5.1.3 Idade:

De acordo com a figura 5.1.3, há uma correlação positiva entre aposentar-se antecipadamente e aposentar-se mais jovem, apesar de a definição da aposentadoria antecipada estar ligada ao tipo de provento recebido (proporcional). Devido a essa definição, mesmo um servidor que se aposente aos 65 anos de idade pode estar antecipando sua aposentadoria. Esse funcionário optou por não esperar tempo o suficiente para receber seu provento integral.

Figura 5.1.3 (3.3): Percentuais de aposentadorias antecipadas e normais por idade entre 1994 e 2004.

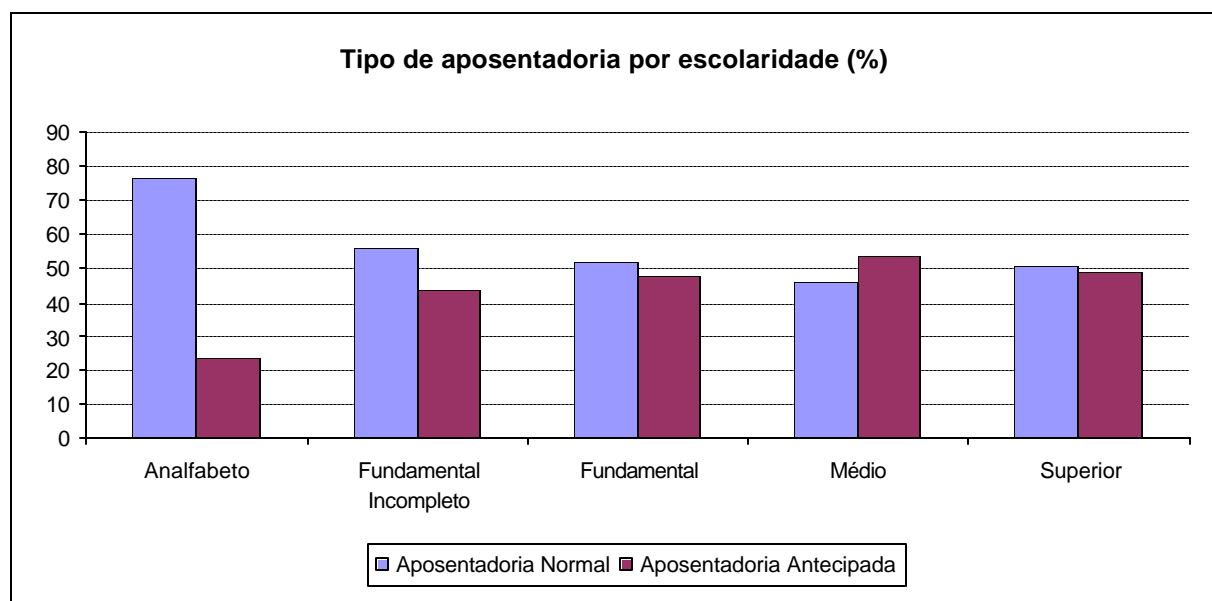


Fonte: elaboração própria a partir de dados da tabela A5.

3.5.1.4 Escolaridade:

Na figura 5.1.4, quanto maior o nível de instrução, maior a proporção de servidores se aposentando antecipadamente. De acordo com Beltrão et al (2005), os funcionários de nível escolar baixo entram mais cedo no serviço público, apresentando tempo de serviço maior que os de nível superior. Assim, a percentagem de servidores de baixa escolaridade que conseguem cumprir os requisitos de tempo de serviço para se tornarem elegíveis para a aposentadoria normal é maior que a dos servidores de alta escolaridade.

Figura 5.1.4 (3.4): Percentuais de aposentadorias antecipadas e normais por escolaridade entre 1994 e 2004.



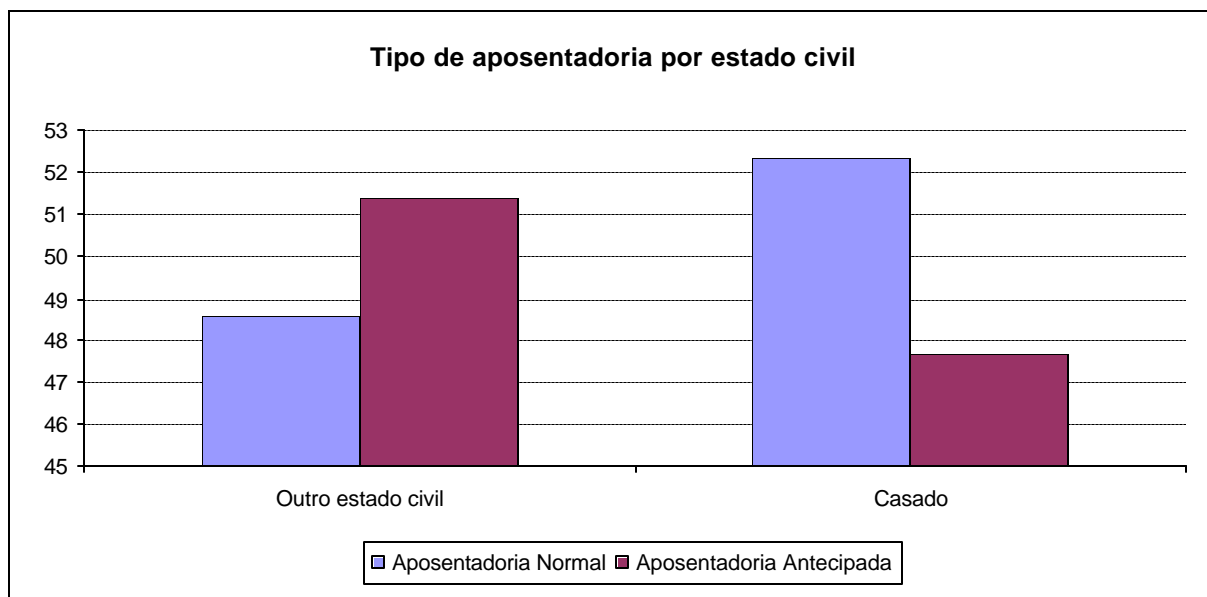
Fonte: elaboração própria a partir de dados da tabela A6.

3.5.1.5. Estado Civil:

Como pode ser observado na figura 5.1.5, o estado civil tem importância menor na decisão sobre o momento da aposentadoria: entre os casados, 48,7% anteciparam sua aposentadoria contra 51,3% dos aposentados com outro estado civil. O código civil brasileiro⁵¹, ao flexibilizar a definição de união estável, garantindo regras de comunhão parcial de bens próprias do casamento, pode ter contribuído para diminuir a relevância explicativa dessa variável.

⁵¹DL 4.737/42; L. 883/49; L. 6.515/77; L. 6.015/73; D. 2.681/12; Art. 22; DL 7.036/44; D. 79.037/76; D. 89.312/84; L. 8.971/94; L. 9.278/96; e, por fim, o Art. 1.723/04.

Figura 5.1.5 (3.5): Percentuais de aposentadorias antecipadas e normais por estado civil entre 1994 e 2004.



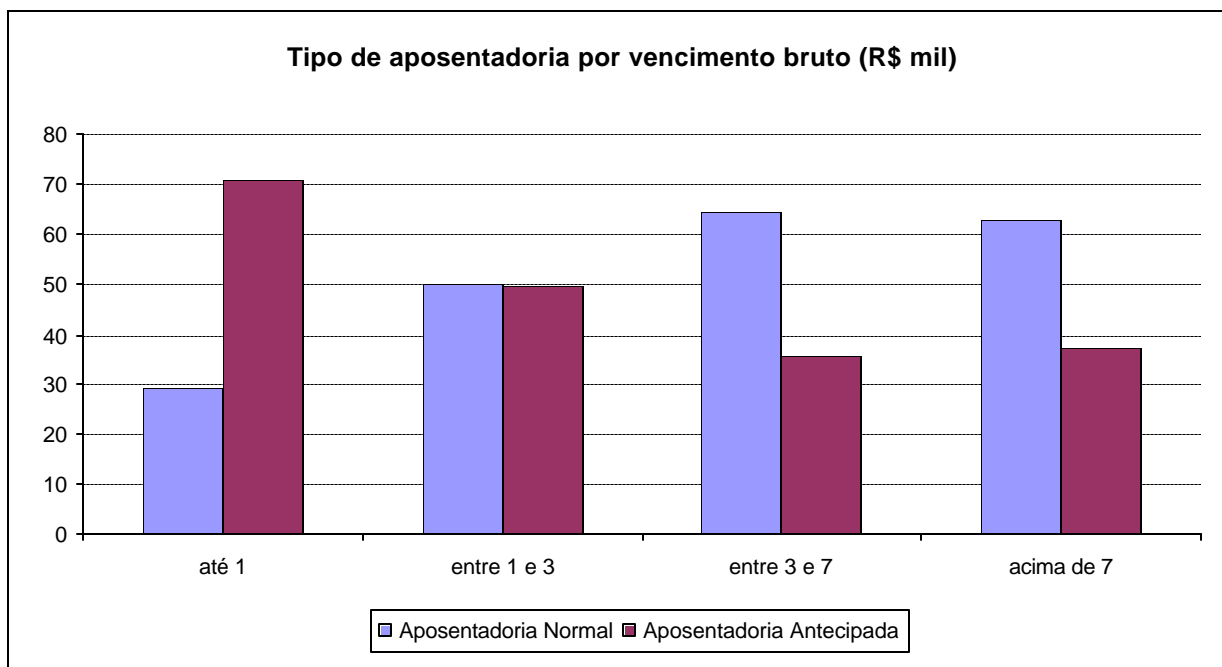
Fonte: elaboração própria a partir de dados da tabela A7.

3.5.1.6. Salário:

Na figura 5.1.6, o percentual de aposentadorias antecipadas diminui com o vencimento bruto: de 71% para quem ganha até R\$ 1 mil para 36% para quem ganha entre R\$ 3 e 7 mil. Kingston (2000), usando um modelo teórico de ciclo de vida com agentes racionais com informação completa, apresenta resultado semelhante.

Observando o tempo livre da aposentadoria como um bem normal, temos um efeito substituição dominante sobre o efeito renda. Isso pode ser explicado pelo aumento do custo de oportunidade causado pelos fatores previdenciários implícitos nas reformas.

Figura 5.1.6 (3.6): Percentuais de aposentadorias antecipadas e normais por vencimento bruto entre 1994 e 2004.



Fonte: elaboração própria a partir de dados da tabela A8.

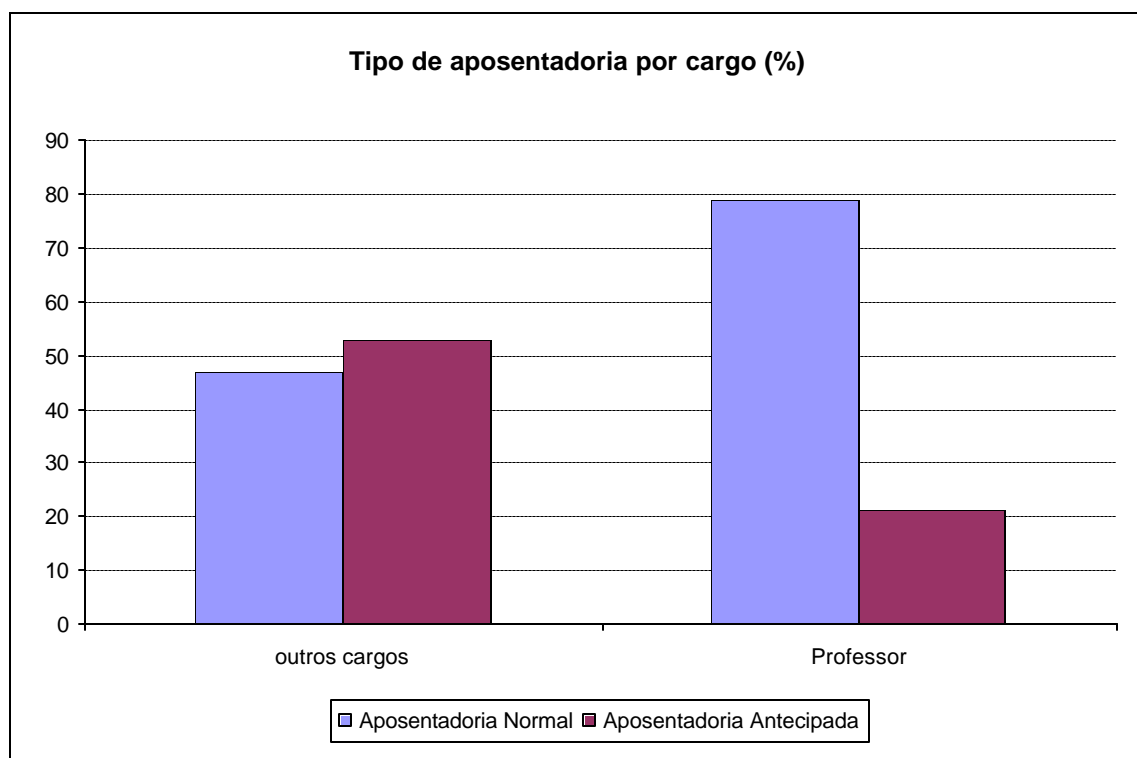
3.5.1.7 Cargo:

Professores estão sujeitos a regras previdenciárias distintas das dos demais servidores. Antes da EC 20/98, professores aposentavam-se com benefícios integrais mesmo tendo contribuído por período idêntico ao de servidores que se aposentavam com proventos proporcionais.

Após essa emenda, os demais servidores eram penalizados com um “pedágio” de 40% do tempo que, em 1998 faltava para completar o tempo mínimo para a aposentadoria proporcional. Os professores, no entanto, ganhavam um acréscimo de 17% se homem, e de 20%, se mulher, ao tempo de serviço que, em 1998, faltava para completar a aposentadoria integral.

Como resultado, segundo a figura 5.1.7, apenas 21% dos professores aposentam-se antecipadamente contra 53% dos servidores em outros cargos.

Figura 5.1.7 (3.7): Percentuais de aposentadorias antecipadas e normais por cargo entre 1994 e 2004.

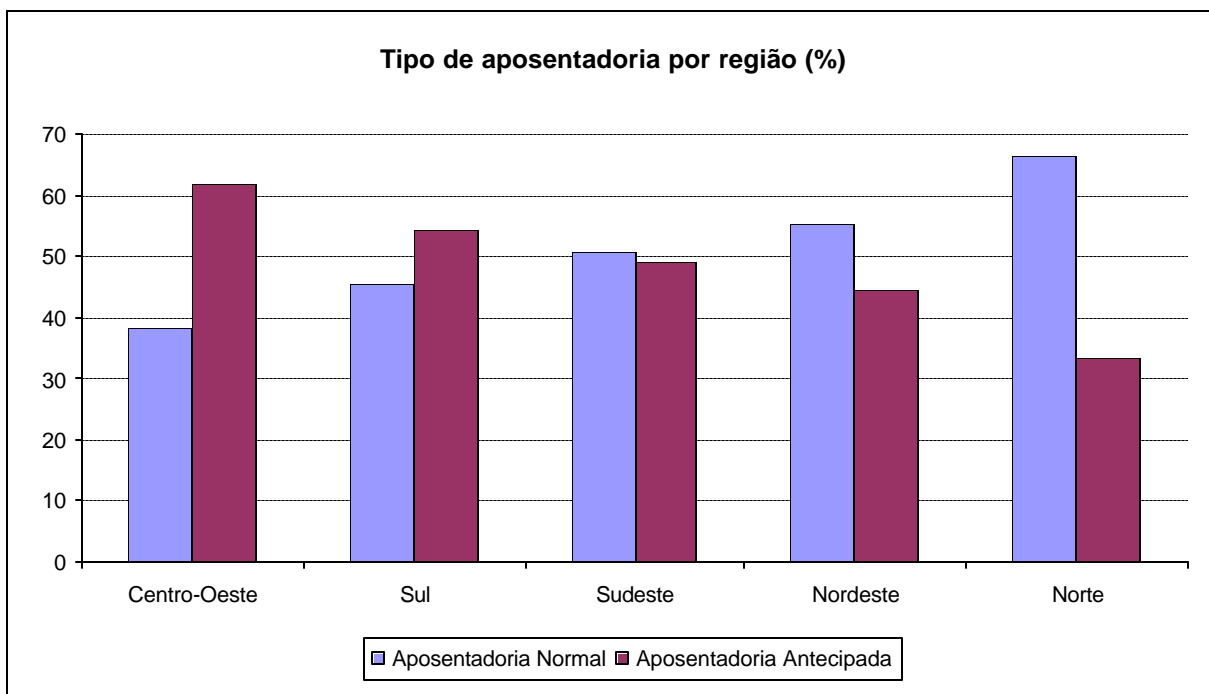


Fonte: elaboração própria a partir de dados da tabela A9.

3.5.1.8. Local:

De acordo com a figura 5.1.8, servidores de diferentes regiões do país escolhem o momento da aposentadoria de forma distinta. No Centro-Oeste, 62% dos servidores aposentam-se antecipadamente contra 33,6% na região Norte. Essa distinção pode decorrer de diferenças entre o mercado de trabalho e entre a burocracia concessora de benefícios em cada região.

Figura 5.1.8 (3.8): Percentuais de aposentadorias antecipadas e normais por sexo entre 1994 e 2004.



Fonte: elaboração própria a partir de dados da tabela A10.

3.6. Resultados

3.6.1 Resultado da Regressão

O resultado da estimação do modelo logit proposto na seção 3 encontra-se na tabela 6.1. Como esse modelo é binário, os coeficientes não podem ser interpretados como o efeito marginal sobre a variável dependente. De imediato, há apenas a direção do efeito, dada pelo sinal do coeficiente.

Para calcular o efeito marginal do coeficiente x_j sobre a probabilidade condicional, usa-se a seguinte equação:

$$\frac{\partial E(y_i | x_i, \mathbf{b})}{\partial x_j} = f(\mathbf{b}' X) \mathbf{b}_j, \quad (7)$$

onde $E(y_i|x_i, \mathbf{b}) = P(y_i = 1)$; e $f(x) = dF(x)/dx$ é a função densidade correspondente à função distribuição logística $F(\cdot)$. Dessa forma, pondera-se o coeficiente por um fator, $f(\cdot)$, que depende dos valores de todos os regressores.

Na última coluna da tabela, encontram-se os efeitos marginais de cada coeficiente para a probabilidade de antecipação da aposentadoria de um servidor representativo, i.e., um funcionário com características médias: homem; casado; escolaridade superior; 55 anos de idade no momento da aposentadoria; residente na região sudeste; vencimento bruto de R\$ 2.618,00 reais em 2003; não-professor; acréscimo ao provento por postergar a aposentadoria por um ano igual a 3,8%; e conjunto de possibilidade de antecipação da aposentadoria (denominado “tempo”) igual a 4,3 anos.

Tabela 6.1 (3.4): Resultados da regressão logit para a probabilidade de antecipação da aposentadoria.

	Coefficiente	Desvio-Padrão	P-Valor	Exp(Coefficiente)	Efeito Marginal ^a (%)
Acréscimo ^b (%)	-0.2691	0.0133	0.0000	0.7641	-6.7090
Tempo ^c	0.1295	0.0089	0.0000	1.1383	3.1796
Idade	-0.3030	0.0122	0.0000	0.7386	-2.8200
Idade ao quadrado	0.0017	0.0001	0.0000	1.0017	0.4214
Homem	-0.0947	0.0204	0.0000	0.9096	-2.3312
Casado	-0.0281	0.0184	0.1279	0.9723	-0.6931
Centro-Oeste	0.9773	0.0394	0.0000	2.6572	13.1636
Sul	0.5521	0.0392	0.0000	1.7368	3.3330
Sudeste	0.4162	0.0331	0.0000	1.5162	10.3683
Nordeste	0.3312	0.0346	0.0000	1.3926	-2.1125
Analfabeto	-0.7419	0.2953	0.0120	0.4762	-18.2130
Fundamental incompleto	-0.5867	0.0263	0.0000	0.5562	-14.5347
Ensino fundamental	-0.6720	0.0273	0.0000	0.5107	-16.5724
Ensino médio	-0.6150	0.0231	0.0000	0.5407	-15.2141
Vencimento bruto (R\$ mil)	-0.2273	0.0043	0.0000	0.7967	-5.6641
Professor	-1.2375	0.0434	0.0000	0.2901	-28.8391
Constante	12.5010	0.3564	0.0000	268617.30	21.8439
Observações	78678				
Log Verossimilhança	-44062.71				
Pseudo-R ²	0.31				
Previsões corretas fora da amostra ^c (%)	71.10				

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE

a. O efeito marginal foi calculado para o servidor representativo, i.e, dotado de características médias: homem; escolaridade superior; casado; 55 anos de idade no momento da aposentadoria; residente na região sudeste; vencimento bruto de R\$ 2.618,00 reais em 2003; não-professor; acréscimo de 3,8%; e tempo igual a 4,3 anos.

b. Incremento salarial por ano a mais no emprego.

c. Número de anos entre o momento em que pode aposentar-se de forma proporcional e o momento em que pode aposentar-se com proventos integrais.

d. Probabilidade de corte igual a 50%.

De acordo com a tabela 6.1, as duas variáveis modificadas pelas reformas têm efeitos opostos sobre a decisão do servidor em relação ao momento da aposentadoria. Um aumento de 1% no provento por ano de aposentadoria postergado (variável “acréscimo”) provoca uma queda de 6,7 pontos percentuais na probabilidade de

antecipação da aposentadoria. Um ano a mais no conjunto de possibilidade de aposentadoria antecipada (variável “tempo”) eleva essa probabilidade em 3,18 pontos percentuais.

Esses resultados podem ser observados também por meio da análise do exponencial do coeficiente presente na penúltima coluna. Este representa a mudança na chance de aposentadoria antecipada causada pela mudança de uma unidade da variável explicativa. Temos:

$$Chance(Antecipar) = \frac{\Pr(Antecipar)}{\Pr(n\tilde{a}o Antecipar)} = \frac{\Pr(Antecipar)}{1 - \Pr(Antecipar)} \quad (8)$$

Segundo a equação (8), para um servidor com 50% de probabilidade de antecipar sua aposentadoria, a chance de antecipação é igual a 1. Com 1% a mais de acréscimo no provento por ano postergado, essa chance vai a 0,7641. Assim, a probabilidade de esse servidor aposentar-se antecipadamente diminui para:

$$\Pr(Antecipar) = \frac{Chance(Antecipar)}{1 + Chance(Antecipar)} = \frac{0,7641}{1 + 0,7641} = 43,31\%.$$

Analogamente, um ano a mais no conjunto de possibilidade de aposentadoria antecipada aumenta a probabilidade de antecipação desse servidor para:

$$\Pr(Antecipar) = \frac{Chance(Antecipar)}{1 + Chance(Antecipar)} = \frac{1,1383}{1 + 1,1383} = 53,23\%.$$

Para a validação desses resultados, dividiu-se a amostra por meio de uma variável de seleção gerada por um processo de Bernoulli com parâmetro de probabilidade igual a 0,5. Assim, 78.678 observações foram utilizadas para estimar o modelo. A capacidade de previsão foi, então, testada na parcela restante da amostra: 78.933 observações. De acordo com os resultados na tabela 6.2, o modelo previu corretamente 71,05% dos casos não selecionados.

Tabela 6.2 (3.5): Capacidade de previsão do modelo.

	Casos Selecionados			Casos Não Selecionados		
	Normal	Antecipada	Percentual Correto	Normal	Antecipada	Percentual Correto
Normal	28772	11417	71.59	28708	11351	71.66
Antecipada	11284	27205	70.68	11428	27205	70.42
Total			71.15			71.05

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.

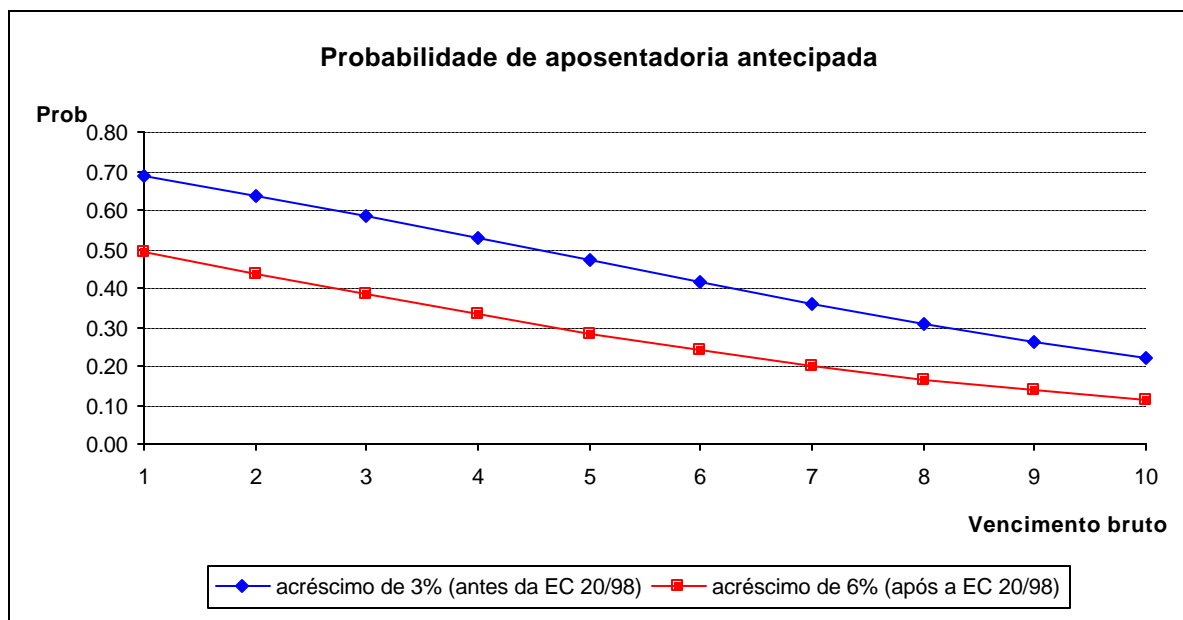
Como medida de pseudo-R², apresenta-se a estatística de Nagelkerke, uma correção da estatística de Cox-Snell. A estatística de pseudo-R² foi baseada na comparação da verossimilhança do modelo corrente com a do modelo sem qualquer variável explicativa. De acordo com esse cálculo, o modelo explica 31% da variação da probabilidade de aposentadoria antecipada.

Exceto pela variável estado civil, os coeficientes dos controles foram significativos a um nível de 1%. Ser homem reduz a probabilidade de antecipação em 2,3 pontos percentuais. Um ano a mais de idade na aposentadoria diminui essa mesma probabilidade em 2,8 pontos. Para R\$ 1 mil a mais no vencimento bruto a queda é de 5,6 pontos. A maior diminuição ocorre, entretanto, para os professores, cuja probabilidade de antecipação é reduzida em 28,83 pontos percentuais. Dentre os controles para região, o Centro-Oeste gera o maior aumento na probabilidade de antecipação: 13,16 pontos percentuais. Segundo os resultados para os controles de escolaridade, os analfabetos têm sua probabilidade de antecipar a aposentadoria reduzida em 18,21 pontos.

3.6.2. Implicações para políticas públicas:

Nesta seção, avalia-se o impacto das reformas previdenciárias na probabilidade de aposentadoria antecipada. Como visto na seção 4, as emendas constitucionais alteraram o cálculo dos proventos. Antes da EC 20/98, o acréscimo ao provento por ano de aposentadoria postergado era de 3,13% para homens e de 3,71% para mulheres em média. Depois dessa emenda, o acréscimo médio passou a 6,13% para ambos os sexos, para os servidores que optarem pela regra de transição. Na figura 6.1.1, observa-se como essas modificações provocaram uma queda na probabilidade de antecipação da aposentadoria em até 20 pontos percentuais.

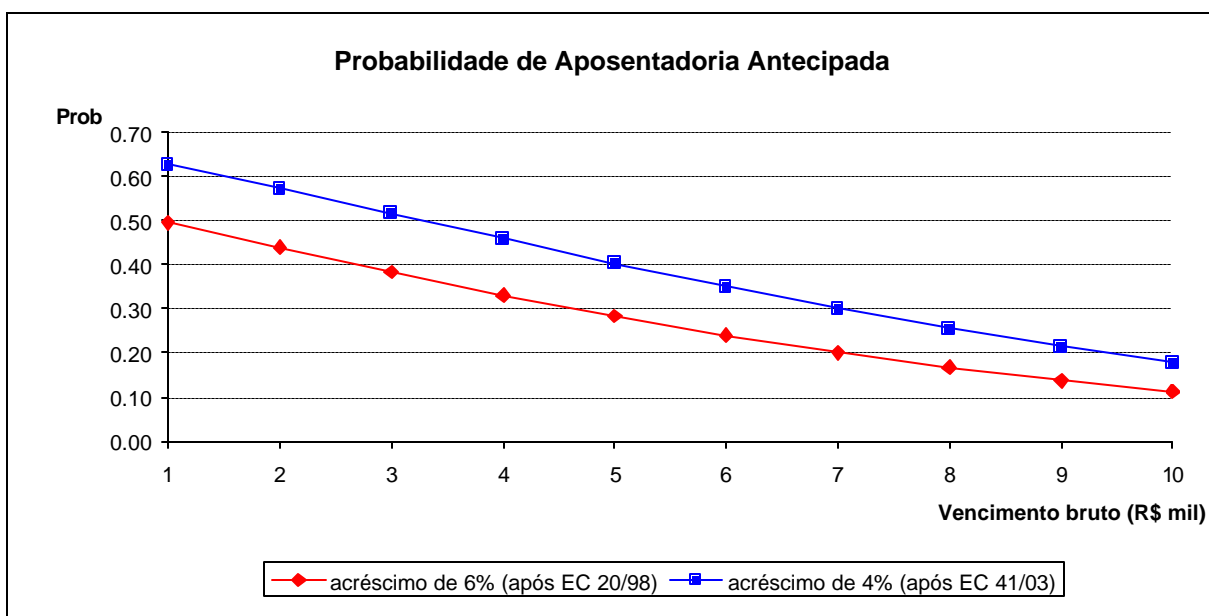
Figura 6.1.1 (3.9): Probabilidade de aposentadoria antecipada antes e depois da EC 20/98 para um servidor representativo com vencimento bruto entre R\$ 1 mil e R\$ 10 mil:



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da tabela A11.

A EC 41/03, entretanto, em suas regras de transição, reduziu esse incentivo para 4,1% em média. Como resultado, segundo a figura 6.1.2, a probabilidade de aposentadoria antecipada aumenta em até 13,4 pontos percentuais em relação aos valores sob a EC 20/03.

Figura 6.1.2 (3.10): Probabilidade de aposentadoria antecipada antes e depois da EC 41/03 para um servidor representativo com vencimento bruto entre R\$ 1 mil e R\$ 10 mil:



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da tabela A12.

A análise aqui desenvolvida sugere que a modificação no cálculo do provento, aumentando o acréscimo no benefício por ano de aposentadoria postergado, diminui significativamente a probabilidade de antecipação da aposentadoria pelos servidores públicos. Essa medida, por encontrar menos oposição que o aumento da idade mínima para a aposentadoria, deve ser avaliada em futuras reformas previdenciárias, como forma de elevar o tempo de permanência dos funcionários ativos.

3.7. Conclusão

Nos seis anos que se seguiram à reforma previdenciária de 1998, houve uma diminuição de 35% no percentual de aposentadorias antecipadas entre os aposentados do serviço público civil do poder executivo federal brasileiro. Os resultados deste artigo permitem concluir que modificações na regra de cálculo dos proventos presentes nessa reforma contribuíram para essa queda.

Segundo as regras de transição da EC 20/98, os trabalhadores que ingressaram no serviço público antes de 1998 recebem um acréscimo de 6,13%, em média, caso

posterguem sua aposentadoria por um ano. Esse acréscimo é 95,8% maior que aquele existente antes da reforma. A elevação desse incentivo gerou uma queda de 20 pontos percentuais na probabilidade de antecipação da aposentadoria.

O acréscimo no provento tem impacto significativo sobre a decisão acerca do momento da aposentadoria. Modificações nessa variável podem ser efetuadas em futuras reformas em caso de dificuldade de elevação compulsória da idade mínima para a aposentadoria.

A análise do fenômeno da aposentadoria parcial pode ser objeto de pesquisas futuras sobre a idade escolhida para a aposentadoria. A base de dados do SIAPE mostrou-se insuficiente para essa investigação. Precisar-se-ia da incorporação do Cadastro Nacional de Informações Sociais (CNIS) para acompanhar a vida laboral do funcionário após sua saída do serviço público.

3.8 Referências Bibliográficas

BARTEL, Ann P.; SICHERMAN, Nachum. Technological change and retirement decisions of older workers. *Journal of Labor Economics*, v.11, n. 1, p. 162-183, 1993.

BAZZOLI, Gloria J. The early retirement decision: new empirical evidence on the influence of health. *The Journal of Human Resources*. v. 20, n. 2, p. 214-234, 1985.

BELTRÃO, Kaizô I. et al. Mobilidade dos Funcionários Públicos Federais: Diferenças Entre os Poderes. *Texto para Discussão*, IPEA, n. 1088, 2005.

BURBIDGE, John B.; ROBB, A. Leslie. Pensions and retirement behavior. *The Canadian Journal of Economics*, v. 13, n. 3, p. 421-437, 1980.

BURTLESS, Gary. Social security, unanticipated benefit increases, and the timing of retirement. *The Review of Economic Studies*, v. 53, n. 5, p. 781-805, 1986.

- CECHIN, J. Impactos fiscais e atuariais da reforma da previdência, São Paulo, 28/08/2003, mimeo.
- CRAWFORD, Vincent P.; LILIEN, David M. Social security and the retirement decision. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 96, n. 3, p. 505-529, 1981.
- DIAMOND, Peter; GRUBER, Jonathan. Social security and retirement in the U.S. *National Bureau of Economic Research, Working Paper* n. 6097, 1997.
- FIELDS, Gary S.; MITCHELL, Olivia S. Economic determinants of the optimal retirement age: an Empirical investigation. *The Journal of Human Resources*, v. 19, n. 2, p. 245-262, 1984.
- _____. The effects of pensions and earnings on retirement: a review essay. In: Ehrenberg, R. *Research in Labor Economics*, Greenwich, JAL Press, v. 5, p. 115-156, 1982.
- FILER, Randall K.; PETRI, Peter A. A job-characteristics theory of retirement. *The Review of Economics and Statistics*, v. 70, n. 1, p. 123-128, 1988.
- FERNANDES, Reynaldo; GREMAUD, Amaury P. Regime de Previdência dos Servidores Públicos: Equilíbrio Financeiro e Justiça Atuarial. *Texto para Discussão*, ESAF, Ministério da Fazenda, n. 1, 2003.
- GIAMBIAGI, Fabio et al. Diagnostico da previdência social no Brasil: o que foi feito e o que falta reformar. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 34, n. 3, 2004.
- GRUBER, Jonathan; WISE, David. Social security and retirement: an international comparison. *The American Economic Review*, v. 88, n. 2, p. 158-163, 1998.

- GUSTMAN, Alan L. STEINMEIER, Thomas L. Partial retirement and the analysis of retirement behavior. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 37, n. 3, p. 403-451, 1984.
- _____. Employer-provided health insurance and retirement behavior. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 48, n. 1, p. 124-140, 1994.
- _____. The social security early entitlement age in a structural model of retirement and wealth. *Journal of Public Economics*, 2004.
- KINGSTON, Geoffrey H. Efficient timing of retirement. *Review of Economic Dynamics*, v. 3, p. 831-840, 2000.
- LINO, L., CÂMARA, M. Reforma da previdência social: uma análise comparativa das propostas. *Ipea: Texto para Discussão*, n. 330, 1994.
- MASCARENHAS, Roberta de A. C.; OLIVEIRA, Antônio M. R.; CAETANO, Marcelo A. Análise atuarial da reforma da previdência do funcionalismo público da União. *Coleção Previdência Social*, v. 21, 2004.
- OLIVEIRA, F., BELTRÃO, K., PASINATO, M. Reforma estrutural da previdência: uma proposta para assegurar proteção social e equidade. *Ipea: Texto para Discussão*, n. 690, 1999.
- SAMWICK, Andrew A. New evidence on pensions, social security, and the timing of retirement. *Journal of Public Economics*, n. 70, p. 207-236, 1998.
- SHESHINSKI, E. A model of social security and retirement decisions. *Journal of Public Economics*, v. 10, p. 337-360, 1978.
- SOUZA, André P. et al. Fiscal impacts of social security reform in Brazil. In: XXXII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2004, João Pessoa. Anais... João Pessoa: ANPEC, 2004.
- STOCK, James H.; WISE, David A. Pensions, the option value of work, and retirement. *Econometrica*, v. 58, n. 5, p. 1151-80, 1990.

VARSANO, R. Financiamento do regime geral de previdência social no contexto do processo de reforma tributária em curso. *Ipea: Texto para Discussão*, n. 959, 2003.

WOLFE, John R. A model of declining health and retirement. *The Journal of Political Economy*, v. 93, n. 6, p. 1258-1267, 1985.

3.9 Anexo

Tabela A1 (3.6): Déficit Previdenciário entre 1995 e 2004.

	Déficit Previdenciário (% do PIB)									
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
INSS	0,0	0,1	0,3	0,7	1,0	0,9	1,1	1,2	1,8	1,7
Serviço Público	2,8	3,7	3,4	3,7	3,7	3,9	4,2	4,0	3,8	3,6

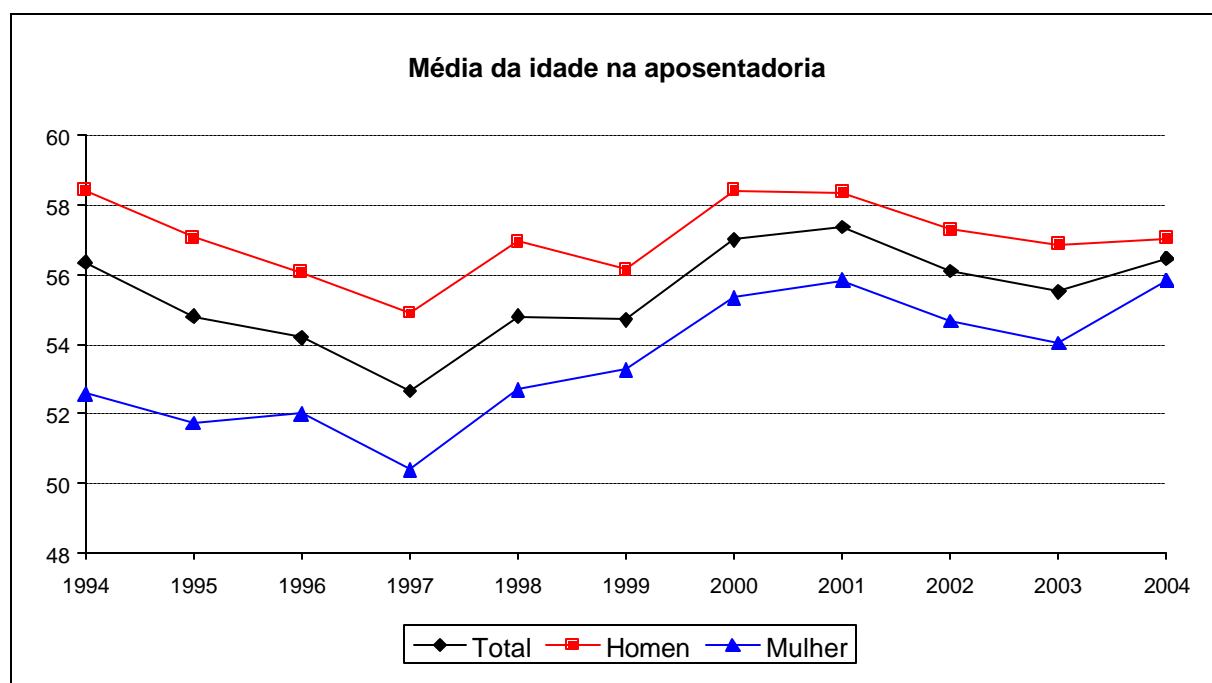
Fonte: Giambiagi et al (2004)

Tabela A2 (3.7): Média da idade na aposentadoria.

	Total	Homem	Mulher
1994	56.37	58.44	52.59
1995	54.80	57.07	51.74
1996	54.18	56.08	52.01
1997	52.66	54.90	50.39
1998	54.81	56.95	52.70
1999	54.71	56.15	53.28
2000	57.02	58.43	55.33
2001	57.37	58.36	55.84
2002	56.11	57.31	54.67
2003	55.52	56.88	54.04
2004	56.47	57.05	55.83

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.

Figura A1 (3.11): Média da idade na aposentadoria entre 1994 e 2004.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Tabela A2.

Tabela A3 (3.8): Percentual de aposentadorias antecipadas e normais entre 1994 e 2004.

	Aposentadoria Antecipada	Aposentadoria Normal
1994	31.47	68.53
1995	44.51	55.49
1996	51.07	48.93
1997	62.28	37.72
1998	55.89	44.11
1999	61.95	38.05
2000	51.94	48.06
2001	37.90	62.10
2002	40.05	59.95
2003	52.77	47.23
2004	36.29	63.71

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.

Tabela A4 (3.9): Tipo de aposentadoria por sexo

	Mulher	Homem
Aposentadoria Normal	44.22 ^a	57.35
	33639 ^b	46767
Aposentadoria Antecipada	55.78	42.65
	42430	34775
Total	48.26	51.74
	76069	81542

a. Percentual; b. quantidade.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.

Tabela A5 (3.10): Tipo de aposentadoria por idade

	até 40	41 a 55	56 a 65	acima de 65
Aposentadoria Normal	13.13	39.03	62.91	80.84
	201	35314	28556	16335
Aposentadoria Antecipada	86.87	60.97	37.09	19.16
	1330	55166	16838	3871
Total	0.97	57.41	28.80	12.82
	1531	90480	45394	20206

a. Percentual; b. quantidade.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.

Tabela A6 (3.11): Tipo de aposentadoria por escolaridade

	Analfabeto	Fundamental Incompleto	Fundamental	Médio	Superior
Aposentadoria Normal	76.67	56.38	51.97	46.36	50.97
	115	16174	11082	17441	35589
Aposentadoria Antecipada	23.33	43.62	48.03	53.64	49.03
	35	12514	10240	20183	34231
Total	0.10	18.20	13.53	23.87	44.30
	150	28688	21322	37624	69820

a. Percentual; b. quantidade.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.

Tabela A7 (3.12): Tipo de aposentadoria por estado civil

	Outro estado civil	Casado
Aposentadoria Normal	48.61 27105	52.33 53301
Aposentadoria Antecipada	51.39 28650	47.67 48555
Total	35.38 55755	64.62 101856

a. Percentual; b. quantidade.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.

Tabela A8 (3.13): Tipo de aposentadoria por vencimento bruto (R\$ mil)

	até 1	entre 1 e 3	entre 3 e 7	acima de 7
Aposentadoria Normal	29.07 ^a 5643 ^b	50.24 49750	64.28 18189	62.76 6824
Aposentadoria Antecipada	70.93 13767	49.76 49280	35.72 10108	37.24 4050
Total	12.32 19410	62.83 99030	17.95 28297	6.90 10874

a. Percentual; b. quantidade.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.

Tabela A9 (3.14): Tipo de aposentadoria por cargo

	Outros cargos	Professor
Aposentadoria Normal	47.12 ^a 65181 ^b	78.91 15225
Aposentadoria Antecipada	52.88 73136	21.09 4069
Total	87.76 138317	12.24 19294

a. Percentual; b. quantidade.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.

Tabela A10 (3.15): Tipo de aposentadoria por região do país.

	Centro-Oeste	Sul	Sudeste	Nordeste	Norte
Aposentadoria Normal	38.29 ^a	45.51	50.71	55.27	66.38
	7125 ^b	8268	35100	21642	8118
Aposentadoria Antecipada	61.71	54.49	49.29	44.73	33.62
	11483	9899	34114	17517	4111
Total	11.82	11.54	43.98	24.88	7.77
	18608	18167	69214	39159	12229

a. Percentual; b. quantidade.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.

Tabela A11 (3.16): Probabilidade de aposentadoria antecipada de acordo com o vencimento bruto e o acréscimo entre proventos para um servidor representativo.

Vencimento Bruto (R\$ mil)	Prob(AI) com a = 3%	Prob(AI) com a = 6%	Diferença
1	0.6871	0.4948	-0.1923
2	0.6363	0.4383	-0.1980
3	0.5823	0.3834	-0.1989
4	0.5262	0.3313	-0.1949
5	0.4694	0.2830	-0.1864
6	0.4134	0.2392	-0.1742
7	0.3596	0.2003	-0.1593
8	0.3091	0.1664	-0.1427
9	0.2628	0.1372	-0.1256
10	0.2212	0.1124	-0.1088

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.

Tabela A12 (3.17): Probabilidade de aposentadoria antecipada de acordo com o vencimento bruto e o acréscimo entre proventos para um servidor representativo.

Vencimento Bruto (R\$ mil)	Prob(AI) com a = 6%	Prob(AI) com a = 4%	Diferença
1	0.4948	0.6266	0.1318
2	0.4383	0.5721	0.1338
3	0.3834	0.5157	0.1323
4	0.3313	0.4590	0.1277
5	0.2830	0.4033	0.1203
6	0.2392	0.3501	0.1109
7	0.2003	0.3003	0.1000
8	0.1664	0.2548	0.0884
9	0.1372	0.2141	0.0769
10	0.1124	0.1783	0.0659

Fonte: *Elaboração própria a partir de dados do SIAPE.*

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)