ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Caetano, Marcelo Abi-Ramia

Working Paper

Economias de escala e escopo na previdência complementar fechada Brasileira

Texto para Discussão, No. 1954

Provided in Cooperation with:
Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Caetano, Marcelo Abi-Ramia (2014) : Economias de escala e escopo na previdência complementar fechada Brasileira, Texto para Discussão, No. 1954, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/121714

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

1954
TEXTO PARA DISCUSSÃO

ECONOMIAS DE ESCALA E ESCOPO NA PREVIDÊNCIA COMPLEMENTAR FECHADA BRASILEIRA

Marcelo Abi-Ramia Caetano

ipea
Por um Brasil desenvolvido

1954

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Rio de Janeiro, abril de 2014

ECONOMIAS DE ESCALA E ESCOPO NA PREVIDÊNCIA COMPLEMENTAR FECHADA BRASILEIRA*

Marcelo Abi-Ramia Caetano**

* O autor agradece à Secretaria de Políticas de Previdência Complementar (SPPC) pela disponibilização dos dados sem os quais seria impossível a realização deste trabalho. Ademais, agradece também àqueles que colaboraram com vários comentários que enriqueceram este texto. São eles: Rogério Boueri Miranda, Adolfo Sachsida, Leonardo Monteiro Monasterio, Tito Belchior Silva Moreira, Rodrigo Mendes Pereira, José Aroudo Mota, Maurício Saboya, Leonardo Alves Rangel e Pedro Herculano Ferreira de Souza.

** Coordenador de Previdência e Assistência Social da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República
Ministro interino Marcelo Côrtes Neri

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Marcelo Côrtes Neri

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Renato Coelho Baumann das Neves

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Rogério Boueri Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura
Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Rafael Guerreiro Osorio

Chefe de Gabinete
Sergei Suarez Dillon Soares

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2014

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1.Brasil. 2.Aspectos Econômicos. 3.Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: G23; J26; H55.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA 8

3 ESTRUTURA DA PREVIDÊNCIA COMPLEMENTAR NO BRASIL 20

4 O MODELO TEÓRICO 33

5 RESULTADOS EMPÍRICOS 38

6 IMPLICAÇÕES NORMATIVAS 47

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS 49

REFERÊNCIAS 51

APÊNDICES 53

SINOPSE

O objetivo deste texto é identificar a existência de economias de escala e escopo na previdência complementar fechada brasileira por meio da realização de um conjunto de testes quantitativos. Como forma de melhor estruturar os fundamentos teóricos e empíricos, serão apresentados a revisão da literatura internacional sobre o tema, a estrutura geral da previdência complementar fechada brasileira, estatísticas descritivas da base de dados usada no trabalho, um modelo teórico para existência de economias de escala em previdência complementar, os métodos quantitativos aplicados, seus respectivos resultados e uma seção com implicações normativas.

Palavras-chave: economias de escala; previdência complementar; eficiência.

ABSTRACT

This work identifies the existence of economies of scale and scope for the Brazilian complementary pension funds via quantitative tests on the administrative data base. It will be presented the literature review, descriptive statistics of the data base; a theoretical model on the existence of economies of scale in complementary pensions, the quantitative methods used, its results and the normative implications. Econometric results show that economies of scale on Brazilian complementary pensions are stronger than in the rest of the world.

Keywords: economies of scale; complementary pension funds; efficiency.

1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste texto é identificar a existência de economias de escala e escopo na previdência complementar fechada brasileira por meio da realização de um conjunto de testes quantitativos. A implicação prática deste estudo – a partir dos resultados empíricos encontrados – consiste no auxílio na definição da política da previdência complementar de modo que sejam gerados os incentivos apropriados ao repasse dos ganhos de escala aos participantes, o qual lhes permitirá redução do custeio administrativo com a consequente elevação do valor dos benefícios de aposentadoria e pensão.

Economias de escala ocorrem em situações em que há redução dos custos médios à medida que a produção aumenta. As razões para a existência de economias de escala são variadas: retornos crescentes de escala, indivisibilidades, ampliação da capacidade de negociação em decorrência do maior porte, alterações de padrões tecnológicos em função do tamanho da unidade microeconômica, entre outras. Conceito também relevante e explorado neste estudo se refere a economias de escopo. Essas se verificam caso o custo de uma mesma firma em ofertar dois produtos distintos seja inferior ao custo desses dois produtos quando produzidos por firmas distintas. Exemplo tradicional são os serviços de distribuição de água e esgoto oferecidos por uma mesma empresa de saneamento. No caso concreto deste trabalho, pode ser mais econômico que uma mesma entidade previdenciária oferte dois planos distintos de benefícios do que uma nova entidade ser criada para gerir o novo plano.

O ineditismo do artigo consiste na identificação da existência de economias de escala e escopo na previdência complementar fechada no Brasil. Ao contrário do caso brasileiro, a literatura internacional apresenta artigos que já analisaram a existência de economias de escala na previdência complementar em países como Estados Unidos, Holanda, Austrália, Canadá, Singapura, Suécia e Espanha. Mesmo para o caso internacional, a quantidade de artigos escritos sobre o tema não é abundante. A principal razão para isso parece ser a dificuldade de obtenção de dados.

O benefício auferido pelo participante decorre do fato de essas economias permitirem a redução do custeio administrativo, o que implica menores taxas de administração e valores mais elevados de suas aposentadorias e pensões. Daí decorrem as implicações normativas deste estudo, que envolvem o auxílio na definição das políticas de regulação

sobre o custeio administrativo, a imposição de quantidade mínima de participantes, a gestão compartilhada de aplicações financeiras e atividades administrativas, assim como a estruturação de fundos de pensão na forma multipatrocinada. Além disto, dada a recente queda observada nas taxas de juros, espera-se maior foco nas questões relacionadas à eficiência das entidades de previdência complementar que permitam a redução do seu custo administrativo médio como forma de compensar a diminuição da rentabilidade.

Importante notar, porém, que a adesão a fundos maiores traz custos a entidades menores, os quais – em termos líquidos – diminuirão os benefícios dos ganhos de escala e escopo. Por exemplo, o plano de benefícios oferecido por uma entidade de grande porte pode não ser o mais desejável para participantes e patrocinadores de uma empresa menor. Outro limite é a redução do controle da gestão de ativos, da governança e das demais decisões tomadas pela diretoria do fundo de previdência. Contudo, é vital avaliar o potencial de economia de escala e escopo na definição da política de previdência complementar.

Como forma de melhor estruturar os fundamentos teóricos e empíricos, o texto subdivide-se em seis seções, além desta introdução. A segunda seção apresentará a revisão da literatura internacional sobre o tema. Até o momento da escrita deste artigo, não havia estudos similares para o caso brasileiro. A terceira seção apresentará a estrutura geral da previdência complementar fechada brasileira e estatísticas descritivas da base de dados usada neste texto. A quarta seção descreve o modelo teórico para a existência de economias de escala em previdência complementar. A quinta seção apresenta os métodos quantitativos aplicados e seus respectivos resultados. A sexta contém as implicações normativas do texto. Por fim, a última seção apresenta as considerações finais deste trabalho.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Parte dos recursos acumulados pelos participantes destina-se à cobertura do custeio administrativo. Quanto maior for a parcela destinada a esse fim, menor será a reserva acumulada ao término do período contributivo. A tabela 1 ilustra o impacto da taxa de administração sobre a acumulação de ativos. Para tanto, calculou-se o valor da reserva do participante em um período de trinta anos caso haja aporte mensal

equivalente a R$ 1 mil. O montante acumulado é função crescente da rentabilidade bruta e decrescente do custeio administrativo.[1]

TABELA 1
Valor em R$ do ativo acumulado em um período de trinta anos em função das taxas anuais de rentabilidade bruta e de administração: hipótese de aportes mensais de R$ 1 mil
(Em %)

Taxa de rentabilidade bruta	Taxas de administração			
	0	1	2	3
4	685.271	575.329	486.461	414.316
5	815.376	679.983	570.985	482.878
6	974.513	807.499	673.558	565.725

Elaboração do autor.

O impacto do custeio administrativo sobre a reserva acumulada é expressivo. No exemplo da rentabilidade média de 5% ao longo dos trinta anos e aportes mensais de R$ 1 mil, um participante de um plano de previdência com taxa de administração de 1% terá patrimônio de R$ 109 mil superior quando comparado a outro participante com o mesmo perfil de aporte e cujo plano obteve a mesma rentabilidade bruta, mas que cobrou taxa de administração de 2%. Em termos proporcionais, cada ponto percentual (p.p.) de elevação da taxa de administração reduz a reserva acumulada durante trinta anos em aproximadamente 16%. Justifica-se assim um estudo aprofundado sobre custeio administrativo devido a sua equivalência a um redutor da rentabilidade dos ativos.

Um ponto relevante é identificar o impacto da escala sobre o custo. A literatura demonstra a existência de diversas razões teóricas assim como evidências empíricas acerca da influência do tamanho da unidade microeconômica sobre seu custo unitário. Com o intuito de melhor segmentar a revisão bibliográfica sobre economias de escala no setor de previdência complementar fechada, dividiu-se a exposição das ideias em duas subseções. Na primeira, discutem-se os fundamentos teóricos para a existência das economias de escala. Na segunda, apresenta-se a revisão de estudos empíricos já realizados sobre o tema.

1. O leitor interessado poderá ver as tabelas dos apêndices A, B e C ao final do artigo com valores normalizados da tabela 1.

2.1 Revisão da discussão teórica sobre economias de escala

A literatura econômica define economias de escala tanto em termos de custo como de produção. Na perspectiva do custo, há economias de escala nas situações em que o custo médio decresce à medida que a produção se eleva. Na ótica da produção, surgiriam economias de escala caso o produto aumentasse de modo mais que proporcional ao uso dos insumos. Como o custeio administrativo implica redução de rentabilidade da carteira de ativos, o intuito deste artigo é a identificação das razões para queda do custeio administrativo, mais especificamente a redução do custo médio em decorrência da dimensão da entidade de previdência complementar fechada.

As fontes das economias de escala são diversas: retornos crescentes de escala, ampliação do poder de barganha com fornecedores em decorrência do maior porte, indivisibilidades, custos afundados, assim como alterações de padrões tecnológicos em função do tamanho da unidade microeconômica. Outro fundamento para a redução do custo médio em decorrência do tamanho seriam as economias de escopo, conceito próximo, mas distinto ao de economia de escala.

A literatura microeconômica presente nos principais livros-textos sobre o tema – tais como Mas-Colell, Whinston e Green (1995) e Varian (1992) – associa a noção de economia de escala a retornos crescentes de escala, ou seja, caso a função de produção seja homogênea de grau superior a um, então, por definição, o produto cresce mais que proporcionalmente em relação aos insumos. A implicação dessa hipótese sobre o custo médio é imediata. O custo total cresceria na mesma proporção do uso dos insumos, mas o produto aumentaria de modo mais que proporcional, levando à queda do custo total médio.

As fontes de economia de escala, entretanto, vão além daquilo que descrevem os livros-textos. A hipótese de agentes tomadores de preços no mercado dos insumos pode não ser plenamente observada. Esse é um ponto relevante, mas, de modo curioso, praticamente sem discussão na literatura. Unidades econômicas maiores podem ter maior poder de barganha, ou então, os fornecedores podem adotar discriminação de preços do segundo grau, isto é, a cobrança de preços diferentes em função da quantidade comprada. Nessa circunstância, a fonte da economia de escala não é retorno de escala em si, mas sim o

poder de mercado em estruturas não competitivas, nas quais há ambiente para o exercício do poder de barganha por parte dos demandantes de insumos e incentivos à prática discriminatória de preços em decorrência do volume de compras pelos seus ofertantes.

Para o caso concreto da previdência complementar, as entidades maiores seriam capazes de negociar taxas mais baixas de administração de ativos e de diversos serviços, como informática, limpeza e auditoria contábil para citar alguns exemplos. De modo semelhante, os ofertantes desses bens e serviços também poderiam estar dispostos a cobrar menores preços das grandes entidades como forma de manter demandantes de porte e também para usar sua carteira de clientes renomados como estratégia de propaganda.

A terceira razão para as economias de escala seriam as indivisibilidades. O conceito de indivisibilidade é antigo, e mais explorado na economia não ortodoxa, como Kaldor (1934) e Robinson (1969), apesar de aparecer como exemplo de economia de escala no livro-texto mais conhecido de Samuelson (1948). A ideia é simples. Alguns insumos não são passíveis de divisão contínua, assim usá-los fora de sua escala ótima tornaria os custos unitários mais elevados. A aplicação desse princípio para a previdência é direta. Para uma entidade de previdência funcionar, necessita-se de determinadas operações que independem da escala. Por exemplo, diretoria executiva e o espaço físico que ocupa. Ademais, outros custos não variam tanto com a quantidade de participantes da entidade, como consultoria atuarial, atendimento via internet, sistemas de contabilidade, aluguel de espaço físico para funcionamento da entidade, entre outros. Como a maior parte desses custos pouco cresce com a quantidade de participantes, há espaço para economias de escala.

A quarta fonte que torna a escala relevante para operação de uma entidade de previdência complementar são os custos afundados, conceito já bem difundido pelos principais manuais de microeconomia. O custo inicial para a instalação de uma entidade é alto e irrecuperável. Por exemplo, a Lei nº 12.618, de 30 de abril de 2012 (Brasil, 2012), que instituiu a previdência complementar para os servidores civis da União, autorizou aporte de R$ 100 milhões como forma de dotar a entidade dos recursos necessários ao seu funcionamento inicial. Pagar esse custo afundado em espaço de tempo razoável implica a necessidade do recebimento de aportes de quantidade expressiva de pessoas ou então de elevado valor médio.

Por analogia, os conceitos de indivisibilidades e custos afundados apontam para a existência de custos fixos ou quase fixos, cuja diluição entre os diversos participantes implica redução do custo médio.

Tone e Sahoo (2003) argumentam que outra fonte para a existência de economias de escala seria a hierarquia de tecnologias disponíveis para a produção. Um exemplo simples: um professor particular com poucos alunos lecionará em sua própria casa. Porém, com o aumento do número de alunos começa a ficar mais vantajoso alugar uma sala de um curso já existente. Se a demanda ficar bem mais alta, valerá montar seu curso com estrutura própria e contratar outros professores. Essa realidade também se aplica à previdência complementar. Por exemplo, para atender a um número maior de participantes e pensionistas, passa-se a usar sistemas informatizados mais sofisticados, de custo total maior, mas custo *per capita* menor. Do mesmo modo, entidades maiores têm condições de contratar advogados, atuários, contadores e administradores financeiros mais gabaritados e caros, mas seu custo *per capita* se dilui entre os participantes a mais.

Além das economias de escala também estão presentes as economias de escopo. O termo foi criado por Panzar e Willig em meados dos anos 1970 e apresentado de modo mais rigoroso em Panzar e Willig (1981). Indica que a produção de dois ou mais bens ou serviços em uma mesma unidade é mais barata que produzi-los separadamente. As economias de escopo explicam a existência de firmas multiprodutos como ocorre em serviços de água e saneamento, no setor de educação, na indústria de fármacos, entre outras. O ganho de escopo decorre do compartilhamento sem congestionamento de algum insumo na produção de distintos bens ou serviços. Por exemplo, as máquinas, o pessoal usado no empacotamento e os caminhões que transportam o remédio *x* podem ser os mesmos do medicamento *y*. As economias de escopo se aplicam à previdência complementar para o caso dos fundos multipatrocinados. Uma firma ou uma municipalidade pequena podem não ter condições de estruturar seu próprio fundo de previdência complementar, mas podem instituí-lo caso venham a aderir a um fundo de maior porte.

Vários são os benefícios das economias de escopo para a previdência complementar. Primeiro, permitem a expansão do mercado para entes sem condições de instituir o fundo por conta própria. Segundo, ao utilizarem insumos de modo compartilhado, reduzem o custo total médio do setor. Terceiro, geram fonte de receita adicional para as entidades de grande porte. Quarto, criam ambiente de competição entre grandes entidades para ter

unidades menores como clientes, o que reduz o custeio do participante de pequenos entes e implica maior potencial de acumulação de ativos. Quinto, as entidades multipatrocinadas ampliam seu poder de barganha com os fornecedores, o que permite ganhos de escala, gerando um círculo virtuoso de economias de escopo e escala.

Em síntese, do ponto de vista intuitivo e conceitual há muitas razões para assumir formato de custo médio decrescente para a previdência complementar. Fato que se comprova nos resultados encontrados pelos estudos internacionais realizados sobre o tema e que são o foco da análise da subseção seguinte.

2.2 Revisão dos estudos empíricos sobre economias de escala em previdência complementar

Há um conjunto de estudos empíricos realizados sobre o tema na literatura internacional. Entretanto, este estudo é o primeiro a desenvolver tal análise para o caso brasileiro.

O primeiro trabalho empírico realizado sobre o tema foi Caswell (1976), que analisou o impacto da escala nos planos de previdenciários estadunidenses para os anos de 1969 e 1970. Vale notar que – talvez em função das limitações teóricas e tecnológicas da primeira metade da década de 1970 – rodaram-se duas regressões seccionais, em vez de uma regressão em painel para o biênio 1969-1970. A base de dados é limitada porque considerou somente os planos multipatrocinados do setor de construção civil.

Há pouca fundamentação teórica nesse estudo pioneiro. Os modelos econométricos se definiram de forma *ad hoc* por intuição, bom senso e disponibilidade de dados. Os estudos que o seguiram mantiveram os princípios das equações empíricas de Caswell (1976), mas procuraram fornecer melhor fundamento teórico por meio do uso de uma função custo derivada de uma Cobb-Douglas.

Caswell (1976) testou dois modelos de regressão. Em ambos, a variável dependente foi a despesa administrativa. As variáveis independentes – que Caswell (1976) associou como produtos de um fundo de pensão – foram o ativo financeiro total administrado pela entidade previdenciária e o número total de participantes, sejam eles ativos, aposentados ou pensionistas. Em função do argumento de alto grau de colinearidade entre essas duas

variáveis, rodaram-se dois modelos distintos, ou seja, um para cada variável independente. O primeiro modelo é dado por:

$$Ln(C_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(PART_i) + \alpha_2 X + \varepsilon_i ... \quad (1)$$

E o segundo por:

$$Ln(C_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(Ativos_i) + \alpha_2 X + \varepsilon_i ... \quad (2)$$

em que *C* é o custo administrativo do plano, *PART* é o número de participantes, *Ativos* é o total de ativos financeiros acumulados pelo plano e *X* se refere a um conjunto de outras variáveis de controle.

A existência de economias de escala estaria associada a valores de α_1 inferiores à unidade, visto que o custo total cresceria de modo menos que proporcional ao número de participantes e ao total de ativos financeiros.

Conforme se observará na continuação da revisão de literatura, trabalhos mais recentes adotam estratégia semelhante de modelagem. As principais diferenças são três. Primeiramente, quais outras variáveis – além de número de participantes e total de ativos – são consideradas como de controle. Em segundo lugar, se as variáveis independentes ativos e participantes estão em um único modelo econométrico ou em dois distintos. Por fim, como é natural, a base de dados sobre a qual se efetivará a regressão.

No modelo de Caswell (1976), as demais variáveis de controle foram fluxo de movimentação financeira sobre total de ativos, terceirização da administração, contratação de consultoria financeira, ocorrência de contribuições em atraso, exigência de contribuição dos participantes, existência de seguro e emendas ao plano.

Os resultados indicaram valor de 0,8 para a elasticidade do custo administrativo em relação ao número de participantes. Esse coeficiente indica a existência de economia de escala dado que o custo total cresce menos que proporcionalmente à variável independente assumida como produto. O autor afirma que resultados semelhantes foram encontrados no segundo modelo, cuja variável dependente é o valor total dos ativos, apesar de não

apresentá-los em seu artigo. Em síntese, o primeiro estudo empírico realizado sobre o tema mostrou evidência favorável acerca dos ganhos de escala em previdência complementar.

O estudo de Mitchell e Andrews (1981) foi outro pioneiro efetuado na sequência e também aplicado aos fundos de pensão dos Estados Unidos com regressão seccional para o ano de 1975. Assim como em Caswell (1976), identificaram-se o total de ativos administrados e a quantidade de participantes como os produtos de uma entidade de previdência complementar. Em termos empíricos, esse estudo é mais abrangente que o de Caswell (1976) ao usar dados de todos os setores, e não somente da construção civil. De todo modo, a análise se limitou aos planos do tipo benefício definido porque, à época, os planos de contribuição definida não reportavam seu custo administrativo ao regulador estadunidense. De modo semelhante, sob o argumento de que os dados do custo administrativo das entidades de patrocínio singular estavam subdeclarados, rodou-se a regressão somente com as entidades multipatrocinadas. Isto é, usou-se base de dados com planos multipatrocinados e em benefício definido. O modelo econométrico proposto foi:

$$Ln(C_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(PART_i) + \alpha_2 \ln(Ativos_i) + \alpha_3 X + \varepsilon_i ... \quad (3)$$

As demais variáveis de controle foram a proporção dos aposentados no total dos participantes e a fração dos ativos financeiros investidos em fundos de investimento.

Em modelos baseados na equação (3), a economia de escala se verifica caso a soma dos coeficientes α_1 e α_2 seja inferior à unidade. Isso se deve ao fato de se tratar de uma função custo com dois produtos. Nesse sentido, o teste acerca da existência dos ganhos de escala se faz mediante a mensuração do impacto do aumento na mesma proporção dos dois produtos sobre a elevação – em termos também proporcionais – do custo administrativo.

Mitchell e Andrews (1981) encontraram evidências favoráveis à existência de economias de escala. Na regressão que considerou o conjunto de todos os setores, a elasticidade do custo administrativo em relação ao número de participantes foi de 0,56 e em relação aos investimentos ficou em 0,27. O artigo também apresentou o resultado da regressão realizada para sete setores separadamente: construção civil, bens não duráveis, bens duráveis, transportes, comércio atacadista, comércio varejista e serviços. Todos

apresentaram ganhos de escala significativos, mas com substancial variação intersetorial do valor das elasticidades. A elasticidade do número de participantes variou de 0,31 a 0,67. Alguns setores não apresentaram valores estatisticamente distintos de zero para a elasticidade dos ativos, enquanto o maior valor encontrado foi 0,61, o que indica elevado potencial de ganho de escala.

Em relação aos fundos de pensão estadunidenses, o último estudo sobre o tema é de Hsin e Mitchell (1997), apesar da realização de trabalhos mais recentes para outros países. A base de dados se refere a mais de trezentas entidades e quinhentos planos previdenciários de estados e municípios daquele país para o ano de 1992. Não estão presentes as entidades com patrocinadores privados. Como havia interesse em se mensurar a eficiência das entidades públicas de previdência, adotou-se o método de fronteira estocástica para a função custo. Portanto, a eficiência administrativa se mede pela distância entre o custo administrativo efetivo e o da fronteira.

Assumiu-se que o termo de erro da fronteira estocástica se dividia em dois componentes. O primeiro refletiria as variações exógenas do custo administrativo previdenciário. O segundo capturaria fatores técnicos que fariam o custo administrativo sair da fronteira. Logo, se esse segundo componente fosse nulo, a entidade estaria na fronteira eficiente. Supôs-se que o primeiro termo de erro seguiria distribuição normal; o segundo, uma seminormal, ou seja, o modelo normal/seminormal de fronteira estocástica com estimação por máxima verossimilhança.

Em termos conceituais, o modelo segue o mesmo fundamento da equação (3). Os produtos seriam o total de ativos administrados e a quantidade de participantes. As outras variáveis incluídas foram a proporção de aposentados programados e por invalidez em relação ao total de participantes, o número de planos administrados por uma entidade e a taxa anualizada de retorno dos ativos financeiros – usada como *proxy* da qualidade dos serviços previdenciários. Como também se verifica em outros estudos sobre o tema, não se inclui o preço dos insumos na análise.

Os resultados apontaram para a existência de ganhos de escala tanto em relação à quantidade de participantes – com elasticidade de 0,74 – quanto aos ativos financeiros – cuja elasticidade atingiu 0,49. Também se encontrou evidência de ineficiência visto que o valor estimado da média do exponencial do segundo termo de erro foi 0,65, isto

é, a ineficiência é responsável por um terço da despesa administrativa dos fundos de pensão do estudo.

Bateman e Mitchell (2004) apresentam evidências para o caso australiano. A base de dados foi fornecida pela Australian Prudential Regulation Authority (Apra) – órgão regulador australiano para os fundos de pensão – e se refere ao período 1998-1999. Com o intuito de investigar a existência de economias de escala e o impacto de outras características do desenho do plano previdenciário australiano sobre o custo administrativo, estimou-se a função custo proposta no modelo (3).

As demais variáveis de controle deste modelo são um conjunto de outros fatores, como desenho do plano (benefício ou contribuição definida), modalidade do patrocinador (singular ou multipatrocinador), entre outros.

Conforme exposto anteriormente, a existência de economias de escala estaria associada à soma dos valores de α_1 e α_2 inferiores à unidade, dado que o custo total cresceria de modo menos que proporcional ao número de participantes e ao total de ativos financeiros. De fato, os valores encontrados foram, respectivamente, 0,4 e 0,5, indicando presença de economias de escala na Austrália. Os resultados se mostraram robustos a variações do modelo econométrico que incluíram interações com as variáveis *dummies* desenho do plano e modalidade do patrocinador.

O impacto da escala para o caso holandês foi analisado por Bikker e Dreu (2009). O estudo empírico baseou-se em econometria para um painel não balanceado de 1992 a 2004. Como nos artigos anteriores, o trabalho econométrico se faz sem a observação dos preços e quantidades dos insumos, mas somente do custo total. A equação estimada foi do tipo (1) com adaptação para dados de painel. Como variação do modelo, inclui-se o quadrado do logaritmo do número de participantes como variável explicativa com o intuito de capturar eventual relação não linear com a variável determinante da economia de escala. As demais variáveis de controle foram *dummies* para a identificação de fundo setorial compulsório, fundo setorial não compulsório, fundo específico de uma companhia, fundo de grupos profissionais; planos de contribuição definida ou benefício definido; e terceirização de administração e adesão a operações de resseguro. O resultado encontrado foi elasticidade de escala de 0,64. Ademais – apesar de não reportarem as estatísticas – os autores afirmam que usaram o método da correlação parcial dos quadrados (*squared partial*

correlations) e constataram que a variável escala é aquela com maior poder explicativo para a determinação do custo de administração.

O estudo empírico mais recente sobre o tema é o de Bikker, Steenbeek e Torracchi (2012). É também o único artigo que realizou comparação internacional. Os dados foram um painel de 2004-2008 para noventa fundos de pensão da Austrália, Canadá, Holanda e Estados Unidos, o que resultou em um painel não balanceado com 254 observações. Naturalmente que noventa fundos são um número limitado em relação ao universo total desses países. Segundo os autores, os fundos selecionados tendem a ser os de grande porte, o que pode ter causado viés de seleção na amostra. O modelo econométrico adotado foi o de dados de painel com efeitos aleatórios específicos aos fundos de pensão. Realizaram-se rodadas econométricas dos modelos do tipo (1) – que os autores identificaram como modelo com classificação restrita de produto – e do tipo (3) – denominado modelo de definição abrangente de produto. Naturalmente, que os modelos se adaptaram à estrutura de dados de painel utilizada no artigo. Nas demais variáveis de controle, incluíram-se a qualidade e a complexidade dos serviços prestados. Esse é o único estudo que contempla essas variáveis em função da sua ausência nos demais bancos de dados. As outras variáveis de controle foram a proporção dos aposentados e dos benefícios diferidos no total de participantes, número de planos oferecidos por entidade e uma *dummy* por país para capturar sua estrutura institucional. Também se estimaram modelos com interação entre as variáveis explicativas.

No modelo de definição restrita do produto, ou seja, o modelo do tipo (1), a elasticidade do custo administrativo em relação ao número de participantes foi 0,76. Somente o Canadá não apresentou coeficiente estatisticamente diferente de 1, porém, os autores atribuem esse resultado possivelmente à pequena amostra deste país. Por seu turno, os resultados do modelo tipo (3) também indicam a existência de economias de escala. O coeficiente do total de participantes foi 0,67 e do total de ativos foi 0,19.

A fundamentação teórica para os modelos (1), (2) e (3) seria uma função de produção Cobb-Douglas cujos produtos seriam a quantidade de participantes e o total de ativos administrados. Outro ponto comum aos diversos estudos analisados é a definição das demais variáveis de controle dos modelos econométricos com base no banco de dados disponível, à exceção da quantidade de participantes e dos ativos administrados. Limitação comum aos trabalhos empíricos realizados sobre o tema é a dificuldade em se

observar os preços dos insumos. O argumento usado em todos os artigos para justificar a ausência dessa variável seria o pequeno desvio-padrão desses preços entre as diversas entidades ou planos. Por fim, todos os textos encontraram potencial de ganhos de escala. A única exceção foi o resultado encontrado para o Canadá em Bikker, Steenbeek e Torracchi (2012), que não rejeitou a hipótese de custo médio invariante à escala. Mesmo assim, atribuiu-se o resultado à reduzida amostra para o Canadá e o ganho de escala era substancial para o conjunto de países que compunham o painel de dados desse estudo.

Há estudos para outros países que também apontam para a existência de economias de escala, mas o fazem por meio de estatísticas descritivas e fundamentação conceitual. São os casos de Björkmo e Lundbergh (2010) para a Suécia e Koh, Mitchell e Fong (2008) para Singapura.

Martí, Matallín e Fernández (2009) realizaram estudo empírico para a Espanha mediante uso da econometria com dados censurados. Porém, a base de dados se referia à previdência aberta – comparáveis ao Plano Gerador de Benefício Livre (PGBL) e Vida Gerador de Benefício Livre (VGBL) no Brasil –, cujas informações não se contemplam neste texto. Ainda, a estratégia de gerenciamento da previdência aberta se distingue da fechada. Naquela, bancos e seguradoras com finalidade lucrativa disputam clientes individualmente. Nesta, entidades sem fins lucrativos têm gama de participantes restrita aos funcionários da empresa ou ente estatal patrocinador do fundo de pensão.[2] Se, por um lado, o custo da previdência aberta tende a ser menor por causa da competição entre bancos e seguradoras, por outro, os gastos em propaganda e as margens de lucro das suas entidades gestoras podem tornar seu custo maior. Além disso, a reputação de bancos e seguradoras de grande porte pode lhes dar poder de mercado para a cobrança de taxas de administração superiores àquelas praticadas por instituições menores. Desse modo, para o mercado de previdência aberta em particular, a maior taxa de administração das entidades de grande porte pode levar à falsa impressão de deseconomias de escala.

2. A previdência fechada também oferece cobertura aos membros de uma entidade de classe que institui fundo de pensão.

3 ESTRUTURA DA PREVIDÊNCIA COMPLEMENTAR NO BRASIL[3]

Esta seção objetiva descrever o segmento analisado por este artigo, que é a previdência complementar fechada brasileira. Para tanto, sua parte inicial descreve as linhas gerais de funcionamento da previdência no Brasil com ênfase no setor complementar fechado. A segunda parte apresenta estatísticas do setor tendo como base os dados recebidos para o modelo empírico deste trabalho.

3.1 Aspectos gerais da estruturação da previdência complementar fechada no Brasil

O sistema previdenciário brasileiro se divide em dois pilares: social e complementar. O pilar social tem filiação compulsória para aqueles inseridos no mercado de trabalho formal, é administrado pelo setor público e se subdivide em dois regimes: o Regime Geral de Previdência Social (RGPS) e o Regime Próprio de Previdência Social (RPPS). O primeiro oferece cobertura previdenciária aos trabalhadores regidos pela Consolidação das Leis do Trabalho (CLT) e é administrado de modo unificado pelo Instituto Nacional do Seguro Social (INSS). O segundo regime protege os servidores públicos titulares de cargo efetivo e conta com gerenciamento descentralizado. Cada ente da Federação que tem seu RPPS é o responsável final pelo recolhimento das contribuições e pagamento de benefícios. Não há mecanismos de distribuição entre os entes no que se refere aos seus RPPS. Por exemplo, um eventual *superavit* no RPPS de um estado não financia o *deficit* da sua capital.

O RGPS se financia na forma de repartição simples, ou seja, as contribuições correntes financiam os benefícios de aposentadoria e pensão pagos no mesmo período. Em relação aos RPPS, alguns entes se financiam por repartição, mas há outros que transitam para um regime capitalizado, isto é, os benefícios previdenciários se pagam com base nas contribuições vertidas no passado e suas rentabilidades acumuladas. O mecanismo mais usual de transição para capitalização dos RPPS é a segregação de massa por meio da qual se separam os funcionários em dois grupos em função da data de entrada no serviço público. Aqueles que ingressaram antes da referida data têm seus benefícios financiados por repartição. Para os demais, em função do maior tempo de contribuição ainda por vir, adota-se a capitalização.

3. Mais referências sobre a estrutura da previdência complementar no Brasil podem ser observadas em MPS (2008, 2011).

O segundo pilar – a previdência complementar – tem filiação facultativa, financia-se na forma de capitalização e sua administração é privada. Seu objetivo é complementar os benefícios recebidos pela previdência social. O pilar em análise se subdivide em dois segmentos: a previdência complementar aberta e fechada. As Entidades Abertas de Previdência Complementar (EAPC) são sociedades anônimas com fins lucrativos, geridas por bancos ou seguradoras e qualquer pessoa pode aderir a um dos seus fundos. Por seu turno, as Entidades Fechadas de Previdência Complementar (EFPC) gerenciam planos de benefícios previdenciários voltados a um público restrito e são sem finalidade de lucro. Sua adesão se limita aos empregados de uma firma – como é o caso, por exemplo, da Valia da empresa Vale – ou, alternativamente, a alguma entidade de classe ou sindicato – como a OABPrev-RJ, que se restringe aos profissionais registrados na Ordem dos Advogados do Brasil (OAB) do Estado do Rio de Janeiro. Dado o foco deste estudo nas EFPCs, toda a análise doravante nelas se centrará.

Apesar da existência de fundos de previdência centenários como a Previ do Banco do Brasil (BB) – criada em 1904 –, a instituição legal da previdência complementar privada no Brasil se deu no período militar por meio da Lei nº 6.435, de 15 de julho de 1977 (Brasil, 1977), com posterior regulamentação pelo Decreto nº 81.240, de 20 de janeiro de 1978 (Brasil, 1978). Na virada do século passado, houve reforma normativa que revogou os dispositivos anteriores com a sanção das Leis Complementares (LCs) nº 108 e nº 109, ambas de 29 de maio de 2001 (Brasil, 2001a, 2001b). A primeira lei dispõe sobre a relação entre a administração pública e suas respectivas EFPCs; a Lei nº 109/2001, sobre regras gerais da previdência complementar.

Os agentes envolvidos na previdência complementar se dividem em quatro categorias de acordo com a nomenclatura própria do setor. Patrocinador é uma empresa que criou uma EFPC ou aderiu a outra já existente. Por exemplo, a Petrobras é a patrocinadora da Petros. O nome dado a um sindicato ou entidade de classe que tenha criado ou aderido a uma EFPC é instituidor. Participante é uma pessoa que adere a uma EFPC. Assistido é aquele em gozo de benefício.

A estrutura organizacional mínima de uma EFPC – seja ela pública ou privada – é composta por conselho deliberativo, conselho fiscal e diretoria executiva. Ao primeiro cabe a definição das diretrizes gerais da entidade assim como da sua política de investimento,

o segundo é órgão de controle interno e compete à diretoria executiva o gerenciamento financeiro e patrimonial da EFPC.

Há, entretanto, diferença de critérios organizacionais entre as EFPCs privadas e públicas. Para as patrocinadas por empresas particulares, exige-se somente que nos conselhos fiscal e deliberativo haja ao menos um terço de membros escolhidos por participantes e assistidos. As EFPCs patrocinadas pelo poder público seguem preceitos mais rígidos. O conselho deliberativo deve ter no máximo seis membros, sendo metade eleita pelos participantes e assistidos e a metade restante indicada pelos patrocinadores. Seus mandatos são estáveis com duração de quatro anos. Seu presidente é indicado pelo patrocinador e conta com o voto de Minerva. O conselho fiscal deve ter no máximo quatro membros, sendo dois eleitos pelos participantes e assistidos e os demais nomeados pelo patrocinador. O presidente, que tem o voto de qualidade, é um conselheiro eleito pelos participantes e assistidos. Também contam com mandatos estáveis de quatro anos. A diretoria executiva tem no máximo seis diretores sem estabilidade e mandato, os quais são nomeados e destituídos pelo conselho deliberativo.

As EFPCs devem oferecer aos seus participantes um plano de benefícios que contenha ao menos aposentadorias por tempo de contribuição e invalidez assim como as pensões por morte. Em relação ao compartilhamento de riscos entre participantes e patrocinadores, os planos de benefícios se estruturam nas modalidades de benefício definido (BD), contribuição definida (CD) e contribuição variável (CV). No primeiro, a fórmula de cálculo do benefício já é previamente definida e todo o risco concernente à rentabilidade do patrimônio e à sobrevivência do participante recai sobre a patrocinadora. No CD, o participante recebe exatamente aquilo que aportou – ainda que o pagamento da aposentadoria se estenda ao longo do tempo – e assume, portanto, todo o risco. Na última modalidade, o risco é compartilhado entre participantes e patrocinadores. Aquilo que o participante acumulou durante seus anos de contribuição se converte em renda cujo valor se define somente após a requisição da aposentadoria. Em outras palavras, o participante assume os riscos durante a fase de contribuição; o patrocinador, no período de gozo do benefício.

O regime tributário aplicado à previdência complementar é diferenciado. Esse tratamento distinto é tanto temporal – dividido nas fases contributiva e fruição de benefícios – quanto em relação ao grupo beneficiado de participantes, a própria EFPC

ou seu patrocinador. Para o período de acumulação de recursos, a Lei nº 11.053, de 29 de dezembro de 2004 (Brasil, 2004), dispensa o pagamento de Imposto de Renda (IR) sobre os rendimentos auferidos dos ativos financeiros das EFPCs, à exceção das aplicações em fundos de investimento cuja carteira de títulos tenha prazo médio inferior a um ano. A justificativa é eliminar a bitributação, ou seja, a incidência de IR tanto na fase de acumulação como na de gozo. Ainda na fase de acumulação, a Lei nº 9.532, de 10 de dezembro de 1997 (Brasil, 1997), em seu Artigo 11 permite a dedução no IR do participante e da patrocinadora das contribuições vertidas às EFPCs.[4] Na fase de recebimento de benefícios, a Lei nº 11.053/2004 estabelece que os participantes em planos de CD ou de CV podem optar por tributação regressiva no tempo com alíquota de IR definitiva na fonte em 10% para recursos com prazo de acumulação superior a dez anos.[5] A alternativa é o tratamento convencional de IR de ajuste anual com alíquota marginal máxima de 27,5%.

Na hipótese de rompimento de vínculo entre o participante e o patrocinador, há quatro mecanismos – que a LC nº 109/2001 denomina instituto – à disposição daquele sobre o que fazer com o recurso acumulado pelas suas contribuições. A portabilidade consiste na transferência dos recursos acumulados para outro plano. No autopatrocínio, o participante continua a aportar suas contribuições e as do patrocinador para manter o direito aos mesmos benefícios que teria caso ainda fosse empregado da firma ou associado ao instituidor. Com o benefício proporcional diferido (BPD), o participante permanece filiado ao plano, mas cessam suas contribuições. No momento que completar as condições de acesso aos benefícios, passará a receber aposentadoria ou pensão com valor proporcional àquilo aportado. O último instituto é o resgate das contribuições vertidas ao plano pelo próprio participante, descontado o custeio administrativo. Nesta hipótese, o participante perde as contribuições feitas em seu nome pelo patrocinador. As vantagens fiscais definidas pela Lei nº 11.053/2004 mantêm-se nos quatro institutos. Vale notar que no caso do resgate parte expressiva dos recursos terá prazo de acumulação inferior a dez anos, fato que implicará a tributação mais elevada.

4. O participante pode deduzir até 12% do total dos rendimentos. Para a patrocinadora, o limite de dedução é 20% do total dos salários dos empregados e remuneração dos dirigentes.

5. De acordo com a Lei nº 11.053/2004, o regime de IR regressivo segue o seguinte padrão: alíquota de 35% para recursos com prazo de acumulação inferior ou igual a dois anos; taxa de 30% para recursos com prazo de acumulação superior a dois e inferior ou igual a quatro anos; tributação de 25% para o prazo entre quatro e seis anos; alíquota de 20% para o prazo entre seis e oito anos; taxa de 15% para recursos entre oito e dez anos; e, por fim, tributação em 10% para recursos com prazo de acumulação superior a dez anos.

O Conselho Monetário Nacional (CMN) regulamenta as aplicações financeiras das EFPCs. A resolução vigente à época da escrita deste texto era a nº 3.792, de 28 de setembro de 2009 (Brasil, 2009b). A EFPC deve definir sua política de investimento e pode aplicar em seis segmentos: renda fixa, renda variável, investimento estruturado, investimento no exterior, imóveis e operações com participantes. Estabelecem-se tetos de alocação por categorias de ativos, por emissor e de concentração. No que se refere às categorias de ativos, há subdivisões possíveis dentro dos seis grandes segmentos. Por exemplo, o limite de aplicação em renda variável é de 70%, mas o máximo permitido em ações das empresas de nível 1 da BMF&Bovespa é de 45%. Em relação aos emissores, um exemplo de limite seria o teto de 20% da aplicação dos ativos de um plano em uma instituição financeira autorizada a funcionar pelo Banco Central do Brasil (BCB). No que tange aos limites de concentração, uma EFPC não pode deter, por exemplo, mais de um quarto do capital votante de uma companhia aberta.

O custeio e as despesas administrativas das EFPCs – o tema deste artigo – são objeto de regulamentação da Resolução do Conselho de Gestão da Previdência Complementar (CGPC) nº 29, de 31 de agosto de 2009 (Brasil, 2009a). Há duas fontes de financiamento da despesa administrativa. A taxa de administração – incidente sobre os recursos garantidores dos planos de benefícios – está limitada ao valor máximo de 1%. A taxa de carregamento – que recai sobre a soma das contribuições e dos benefícios dos planos – apresenta teto de 9%. À primeira vista, tais limites parecem propiciar incentivo perverso às EFPCs de cobrarem valores próximos aos tetos estabelecidos como forma de maximizar a receita administrativa, o que levaria a uma situação de custos administrativos médios constantes em função do porte da entidade ou de grande influência de características individuais sobre a determinação do custo em análise. Esse item será mais bem discutido em seção posterior.

3.2 Estatísticas da previdência complementar fechada no Brasil

As estatísticas aqui descritas se baseiam em dados gentilmente cedidos pela Secretaria de Políticas de Previdência Complementar (SPPC) do Ministério da Previdência Social (MPS). Essa base também serviu para a realização dos testes econométricos que serão mostrados na seção 5, os quais complementam as estatísticas básicas apresentadas nesta subseção. Há informações de natureza cadastral e contábil referentes ao biênio 2010-2011. Em 2010, o cadastro apresentou 277 EFPCs. Número reduzido para 271 em 2011. O

total de entidades no biênio foi 283, mas somente 265 operaram simultaneamente em 2010 e 2011.[6]

As EFPCs tendem a apresentar pequeno número de planos. O valor modal foi unitário no biênio analisado, enquanto a média ficou próxima a quatro planos por entidade nesse mesmo período. Isso indica potencial para ganhos de escopo ainda a se explorar conforme apontado pelos resultados da seção 5, assim como de oferecimento de produtos mais adequados ao perfil do participante. A tabela 2 mostra a distribuição da quantidade de planos por EFPC.

TABELA 2
Distribuição das EFPCs de acordo com a quantidade de planos (2010-2011)

Quantidade de planos	2010	2011
1	124	119
2	73	73
3	31	30
4	10	10
5	9	9
6	6	6
7	3	3
8 ou +	21	21
Total	**277**	**271**
Média	3,9	4,0
Modal	1,0	1,0

Fonte: SPPC/MPS.
Elaboração do autor.

A tabela 3 apresenta a distribuição das EFPCs de acordo com o número de patrocinadores. Apesar de mais de 15% das entidades serem de patrocínio singular e de valor modal de duas patrocinadoras por entidade, o número médio de patrocinadores se situou próximo a 9,5 no biênio. A grande quantidade de entidades com patrocínio singular e o valor modal de duas patrocinadoras por entidade indicam que há bom potencial ainda a se explorar das economias de escopo[7] e, por consequência, a possibilidade de as

6. As tabelas B.1 e B.2 do apêndice B apresentam resumo das estatísticas descritivas das variáveis.

7. A seção 5 apresenta testes que demonstraram a existência de economias de escopo.

firmas que ainda não contam com previdência complementar passarem a oferecê-la por meio da adesão a uma EFPC já existente.

TABELA 3
Distribuição da quantidade de patrocinadores por EFPC (2010-2011)

Quantidade de patrocinadores	2010	2011
1	51	42
2	64	65
3	25	25
4	22	23
5	14	14
6	14	14
7	10	10
8 ou +	77	78
Total	**277**	**271**
Média	9,4	9,6
Modal	2,0	2,0

Fonte: SPPC/MPS.
Elaboração do autor.

A distribuição da quantidade de participantes e pensionistas por EFPC é um indicativo da existência de ganhos de escala no setor. De fato, somente 8% das entidades têm número total de participantes e pensionistas inferior a 1 milhar e apenas uma conta com menos de cem participantes e pensionistas (tabela 4). Tal fato pode ser indício de escala mínima para viabilidade do setor. Outro dado relevante é a diminuta participação da complementação previdenciária na sociedade brasileira. Números do MPS indicam que o RGPS atendia em 2011 a cerca de 67 milhões de pessoas entre contribuintes e beneficiários.[8] Comparativamente, a quantidade de participantes e pensionistas das EFPCs sequer chegou a 500 mil pessoas, ou seja, nem 1% do público do RGPS. A junção desses dois fatos (pequena presença de EFPC com poucos participantes e baixa participação da previdência complementar fechada no público brasileiro) indica que o estímulo a entidades multipatrocinadas pode trazer ampliação da cobertura da previdência complementar no Brasil.

8. Dados obtidos do MPS (2012).

TABELA 4
Distribuição das EFPCs por quantidade de participantes e pensionistas (2010-2011)

Quantidade de participantes e pensionistas	2010	2011
0 – 100	1	1
100 – 500	11	12
500 – 1.000	10	9
1.000 – 2.500	38	33
2.500 – 5.000	45	45
5.000 – 10.000	57	54
10.000 – 20.000	42	40
20.000 – 30.000	30	29
30.000 – 40.000	7	9
40.000 – 50.000	9	9
> 50 mil	27	30
Total	**277**	**271**
Média	20.744	22.139
Maior	474.416	492.111
Menor	56	56

Fonte: SPPC/MPS.
Elaboração do autor.

Apesar de as EFPCs atenderem a um público reduzido, o total de ativos financeiros é expressivo. Em média, com base em valores deflacionados pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI), o total de ativos por EFPC foi de R$ 2,1 bilhões (em reais de 2011), sendo que para a maior delas o patrimônio ultrapassou R$ 155 bilhões em todos os anos do biênio (tabela 5). De modo alternativo, o patrimônio *per capita* por participante e pensionista (em reais de 2011) foi de R$ 96 mil em 2010 e R$ 102 mil em 2011. Isso demonstra o grande volume de recursos financeiros administrados pelas EFPCs.

TABELA 5
Distribuição das EFPCs por ativos financeiros (2010-2011)
(Valores em R$ de 2011 deflacionados pelo IGP-DI)

Valor dos ativos financeiros (R$)	2010	2011
0 – 50 milhões	31	31
50 milhões – 200 milhões	67	63
200 milhões – 500 milhões	62	60
500 milhões – 750 milhões	27	22
750 milhões – 1 bilhão	22	21
1 bilhão – 2 bilhões	31	37
2 bilhões – 3 bilhões	8	9
3 bilhões – 5 bilhões	14	13
> 5 bilhões	15	15
Total	**277**	**271**
Média	2.117.968.990	2.114.355.924
Maior	165.828.506.845	155.635.099.742
Menor	6.706.247	5.446.643

Fonte: SPPC/MPS.
Elaboração do autor.

O volume de ativos financeiros, assim como a quantidade de participantes e pensionistas, também implica alto gasto administrativo em termos absolutos. Mais de 15% das entidades despendem mais de R$ 10 milhões por ano com custeio de atividades administrativas e para mais de três quartos das entidades essa soma supera R$ 1 milhão por ano (tabela 6).

A partir desse momento, as estatísticas apresentadas passarão a refletir relações entre variáveis. No que tange à razão entre despesa administrativa e investimentos das EFPCs, os valores mostram grande dispersão. Pouco menos de 10% das EFPCs apresentam relação despesa administrativa anual/investimentos totais inferior a 0,25%. Por seu turno, a proporção daquelas com relação superior a 2% foi de 10,1% em 2010 e 12,5% em 2012 (tabela 7). Dado o potencial desse tipo de despesa sobre a redução do patrimônio acumulado pelos participantes ao longo dos anos, e considerando o recorde de baixa das taxas de juros, faz-se essencial a busca de eficiência no custeio administrativo. Como afirmado anteriormente, neste estudo, o foco se dá no ganho de eficiência mediante melhor aproveitamento das economias de escala e escopo.

TABELA 6
Distribuição da despesa administrativa por EFPC (2010-2011)
(Valores em R$ de 2011 deflacionados pelo IGP-DI)

Valor das despesas administrativas (R$)	2010	2011
0 – 500 mil	20	17
500 mil – 1 milhão	43	47
1 milhão – 2 milhões	62	56
2 milhões – 3 milhões	32	32
3 milhões – 5 milhões	44	43
5 milhões – 10 milhões	30	35
> 10 milhões	46	41
Total	**277**	**271**
Média	7.580.712	8.053.302
Maior	222.879.093	212.465.462
Menor	170.282	161.166

Fonte: SPPC/MPS.
Elaboração do autor.

TABELA 7
Distribuição da razão entre despesa administrativa e investimentos por EFPC (2010-2011)

Razão entre despesa administrativa e investimento (%)	2010	2011
0 – 0,25	23	25
0,25 – 0,50	71	64
0,50 – 0,75	57	59
0,75 – 1,00	37	33
1,00 – 1,50	45	38
1,50 – 2,00	16	18
> 2,00	28	34
Total	**277**	**271**
Média	1,07	1,15
Maior	9,88	17,07
Menor	0,07	0,06

Fonte: SPPC/MPS.
Elaboração do autor.

Apresenta-se na sequência um conjunto de estatísticas básicas que corroboram para o Brasil os resultados encontrados na revisão de literatura empírica de outras nações, qual seja, a despesa administrativa cresce com a quantidade de participantes e com o total

de ativos administrados, mas de modo menos que proporcional. A seção 5 sofistica essa análise e contém confirmação dos resultados dos ganhos de escala por meio do uso das técnicas econométricas apropriadas.

A tabela 8 mostra as correlações positivas entre a despesa administrativa e o total de participantes e investimentos, o que era de se esperar dado que o custo é uma função crescente do produto. O ponto seguinte consiste em observar se as estatísticas básicas apontariam para a existência de ganhos de escala para cada um dos produtos: público participante e total de investimentos. A correlação capaz de indicar esse fenômeno seria, de um lado, aquela entre o total de participantes e a despesa administrativa média por participante, e, por outro, a correlação entre o total de investimentos e a proporção da despesa administrativa/investimentos. Ambas são negativas para o biênio conforme apresentado na tabela 8, o que implica redução do custo médio à medida que o produto aumenta.

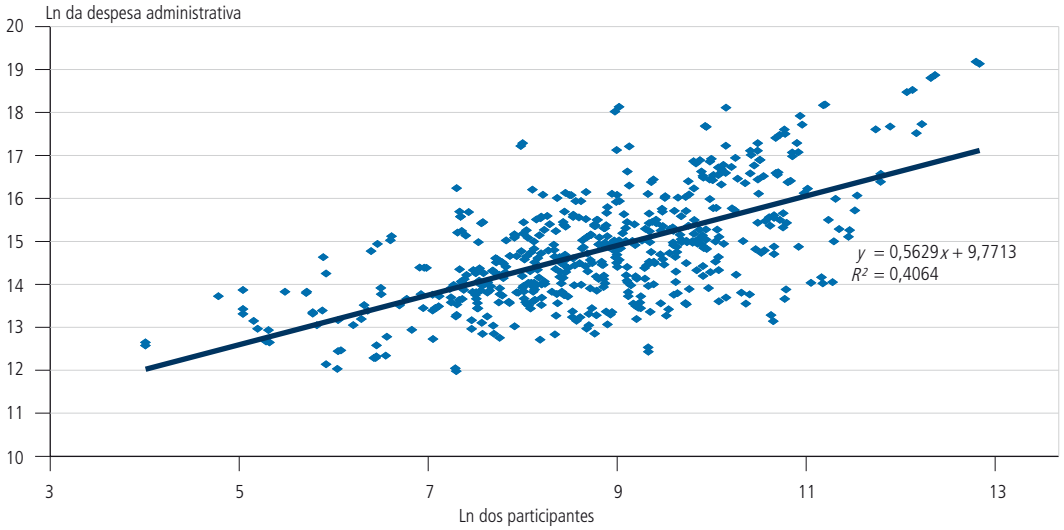
TABELA 8
Correlações entre variáveis

	Participantes	Investimentos
Despesa administrativa	0,81	0,88
Despesa administrativa/participantes	–0,14	n.a.
Despesa administrativa/investimentos	n.a.	–0,10

Fonte: SPPC/MPS.
Elaboração do autor.
Obs.: n.a.: não se aplica.

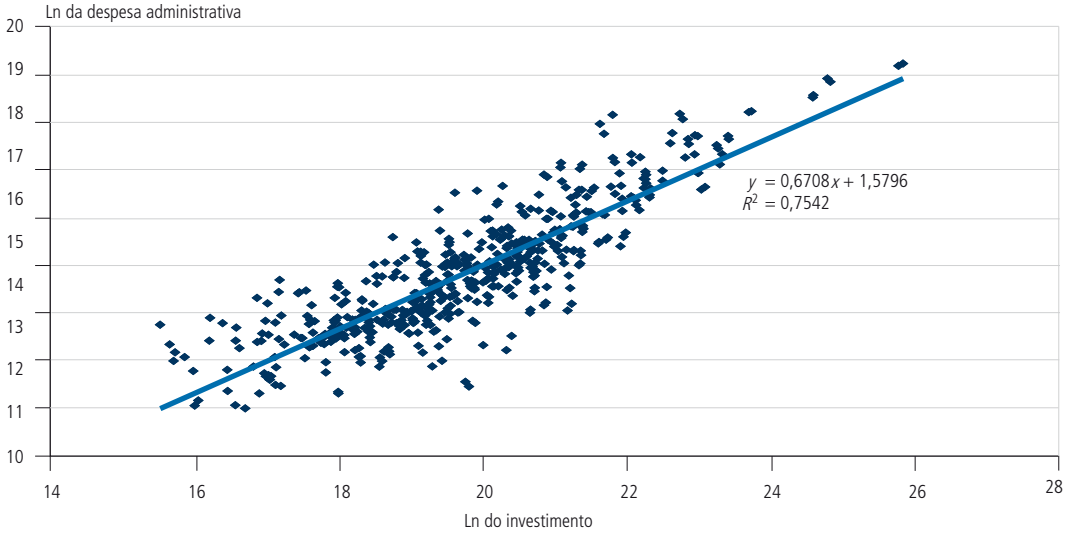
Os gráficos 1, 2, 3 e 4 na sequência, permitem melhor interpretação dos resultados encontrados na tabela 8. Com o intuito de facilitar a visualização, os dados se apresentam em escala logarítmica. A correlação positiva entre a despesa administrativa e a quantidade de participantes e pensionistas, assim como o total de investimentos, se visualiza nos gráficos 1 e 2.

GRÁFICO 1
Despesa administrativa *versus* participantes: escala logarítmica (2010-2011)



Fonte: SPPC/MPS.
Elaboração do autor.

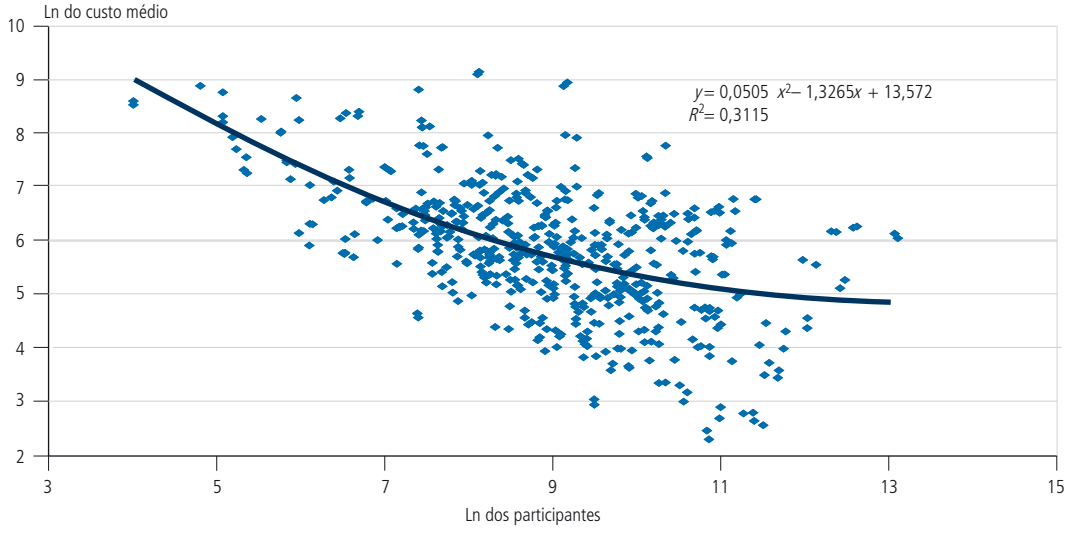
GRÁFICO 2
Despesa administrativa *versus* investimento: escala logarítmica (2010-2011)



Fonte: SPPC/MPS.
Elaboração do autor.

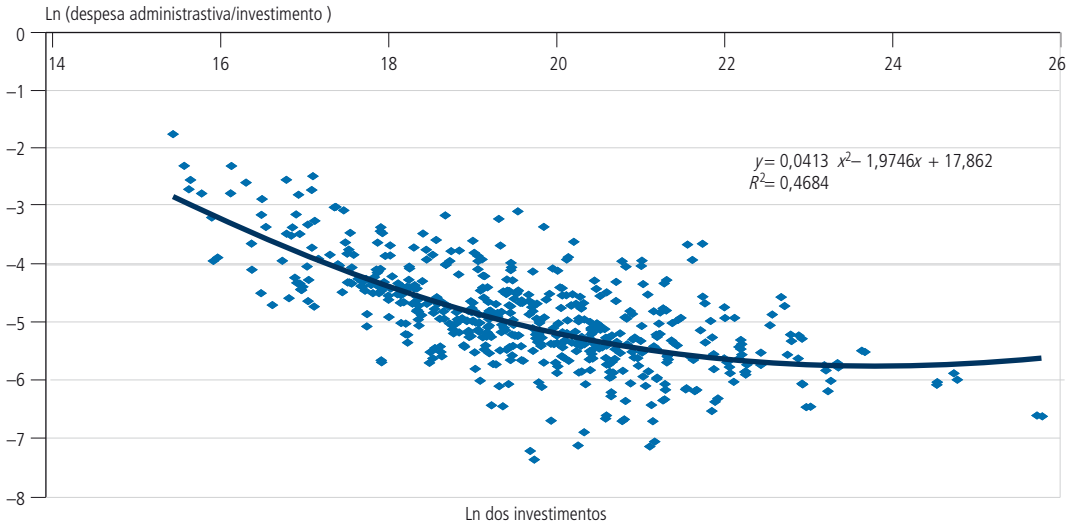
Os gráficos 1 e 2 apenas indicam relação positiva entre as variáveis produtos e insumos, o que era de se esperar de acordo com os fundamentos da teoria econômica. Entretanto, eles não mostram nada acerca do impacto da escala sobre a redução dos custos médios. Como forma de se apresentar visualização inicial sobre esses itens, os gráficos 3 e 4 expõem as relações entre os respectivos custos administrativos médios por produto e o total do produto tal como no formato convencional de uma curva de custo médio. Para facilitar a visualização, os dados também se apresentam em escala logarítmica.

GRÁFICO 3
Relação custo médio por participantes *versus* participantes: escala logarítmica



Fonte: SPPC/MPS.
Elaboração do autor.

GRÁFICO 4
Relação entre despesa administrativa e investimento *versus* investimento: escala logarítmica



Fonte: SPPC/MPS.
Elaboração do autor.

Nos dois casos, estimou-se curva de custo médio como uma equação do segundo grau em função do formato tradicionalmente apresentado em *U* nos livros-textos. Observa-se nos gráficos 3 e 4 que, para a base de dados analisada, a parábola ficou restrita a sua parte decrescente. Isso se constitui em indicador de economias de escala para todo o domínio da base de dados. Na hipótese de existência de uma escala ótima, era de se esperar que a parábola estimada alcançasse um ponto mínimo e fosse crescente a partir de então como indicativo de deseconomias de escala, caso o total de produtos ultrapassasse determinado valor.

As seções 4 e 5 aprofundam, respectivamente de modo teórico e empírico, a discussão sobre economias de escala na previdência complementar.

4 O MODELO TEÓRICO

Nesta seção se apresenta um modelo teórico para as economias de escala na previdência complementar brasileira com base em suas características institucionais e na revisão

de literatura realizada anteriormente.[9] Desses dois elementos – instituições e revisão de literatura – observa-se que as EFPCs oferecem dois produtos. Em primeiro lugar, têm como intuito acumular ativos financeiros para fazer jus ao pagamento de benefícios previdenciários. Por fim, devem atender ao seu público de participantes e pensionistas. Para tanto, necessitam utilizar um composto de serviços administrativos: pessoal próprio, rede de informática, equipamentos, consultores jurídicos e atuariais etc.

A base teórica seria uma fronteira de possibilidade de produção (FPP) diferenciável com dois produtos – ativos financeiros acumulados e participantes – e um insumo de fatores administrativos na forma da equação (4).

$$F(W, Y, X) = 0... \tag{4}$$

em que W é a quantidade de ativos financeiros, Y seriam os participantes e pensionistas e X os insumos administrativos.

Ponto relevante em relação à variável Y é a diferença de custo – ou de modo alternativo, a complexidade dos serviços – para uma EFPC entre um participante ativo e outro aposentado ou pensionista. Em princípio, os participantes em gozo de benefício trazem à EFPC um custo administrativo – ou complexidade de serviço – superior em função da maior incidência de demandas judiciais, rede de atendimento, processamento e manutenção de benefícios etc. Desse modo, a variável pode ser entendida como uma função diferenciável de participantes ativos, de um lado, e de aposentados e pensionistas, de outro, tal como descrito na equação (5).

$$Y = g(At, As)... \tag{5}$$

em que At é a quantidade de participantes ativos e As é a quantidade de participantes assistidos, ou seja, aposentados e pensionistas. Supõe-se também, em função dos diferentes impactos sobre a necessidade de serviços de atendimento, que:

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln As} \geq \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln At}... \tag{6}$$

9. Conforme observado naquela revisão, os textos escritos sobre o tema contam com abordagem de forte cunho empírico sem maior fundamentação em teoria econômica.

De (6), admite-se o uso de escalas de equivalência entre os dois grupos que compõem o público-alvo da previdência complementar, de modo que seja possível tratar o todo não somente como a soma linear não ponderada das partes, mas também é factível a existência de funções em que $Y \neq At + As$. Já houve uso dessa técnica de agregação em outras oportunidades. Por exemplo, Scholz, Seshadri e Khitatrakun (2006) agregam uma família como $(A + 0{,}7C)^{0{,}7}$, em que A é o número de adultos na família e C equivale ao número de crianças. Para efeitos deste estudo não se faz necessário assumir escala alguma de equivalência em concreto. A hipótese (6) é suficiente. Dada essa suposição, a elasticidade do uso dos insumos administrativos em relação ao número de participantes assistidos é superior ou igual àquela dos ativos. Em termos matemáticos, pela regra da cadeia, a afirmação anterior se expressa na inequação (7).

$$\frac{\partial \ln X}{\partial \ln Y}\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln As} \geq \frac{\partial \ln X}{\partial \ln Y}\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln At} \tag{7}$$

O passo seguinte seria definir a elasticidade de escala para a FPP representada por (4). Por definição, economias de escala ocorrem quando o uso dos insumos cresce de modo menos que proporcional ao crescimento dos produtos. Na hipótese de insumos e produtos variarem na mesma proporção, há retornos constantes de escala. Por fim, deseconomias – retornos decrescentes – de escala se observam caso os insumos precisem crescer de modo mais que proporcional aos produtos. Em termos matemáticos, a elasticidade de escala pode ser definida de modo análogo ao estabelecido em Coelli *et al.* (2005):

$$\varepsilon = \frac{\partial \ln X}{\partial \ln W} + \frac{\partial \ln X}{\partial \ln Y} \ldots \tag{8}$$

em que ε é a elasticidade de escala. A interpretação econômica da equação (8) reside no fato de mensurar o impacto de um aumento proporcional e simultâneo dos produtos W e Y sobre o uso, em termos também proporcionais, do insumo X. De (8), o valor de corte 1 define o comportamento das economias de escala. Verificam-se economias de escala caso a referida soma seja inferior à unidade, retornos constantes se a elasticidade se iguala a 1 e, por fim, deseconomias de escala para somatório superior ao valor unitário.

A implicação prática da hipótese (6) e da definição (8) é que o valor da elasticidade de escala varia em função da categoria de participante que sofre incremento. Os ganhos de escala são superiores naqueles fundos com maior participação de ativos. Em outras palavras, suponha dois fundos idênticos em um momento inicial. Em um momento posterior, ambos

apresentam igual crescimento na quantidade total de participantes. Porém, em um deles o aumento foi maior para os ativos e no outro para os assistidos. Nessas circunstâncias, as elasticidades de escala são distintas apesar do mesmo incremento no total de participantes. A EFPC, cujo crescimento da quantidade de participantes se enviesou para aqueles em gozo de benefício, apresentaria elasticidade de escala superior à outra EFPC em que o aumento de participantes foi enviesado para os ativos. Em síntese, EFPC com massa de participantes mais envelhecida tende a apresentar elasticidade de escala superior.

Na sequência, apresenta-se um exemplo concreto de modo a ilustrar a exposição mais geral acima. Suponha a Ford Previdência Privada (FPP) representada pela equação (9):

$$X = W^{\alpha} + (As + \theta At)^{\beta} \ldots \quad (9)$$

em que $\alpha > 1$, $\beta > 1$ e $0 < \theta < 1$.

Essa FPP apresenta as características descritas pelas equações (4) e (5): há dois produtos – ativos financeiros e participantes –, sendo o último não representado por uma soma linear das partes. Demonstrar-se-á, na formulação algébrica da equação (9), que o impacto sobre a elasticidade do uso dos insumos de um aumento na quantidade de inativos supera aquele do incremento de participantes ativos.

Sejam ε_{As} e ε_{At} a elasticidade do uso dos insumos em relação aos participantes em gozo de benefício e ativos, respectivamente. Nesse sentido,

$$\varepsilon_{As} = \frac{\partial X}{\partial As}\frac{As}{X} = \beta(As + \theta At)^{\beta-1}\left(\frac{As}{X}\right) \ldots \quad (10)$$

e

$$\varepsilon_{At} = \frac{\partial X}{\partial At}\frac{At}{X} = \beta(As + \theta At)^{\beta-1}\theta\left(\frac{At}{X}\right) = \beta\theta(As + \theta At)^{\beta-1}\left(\frac{At}{X}\right) \ldots \quad (11)$$

Deste modo, a elasticidade do uso dos insumos em relação ao total de participantes é dada pela soma de (10) e (11) e se iguala a:

$$\varepsilon_{At} + \varepsilon_{As} = \frac{\beta(As + \theta At)^{\beta-1}}{X}(As + \theta At) = \frac{\beta(As + \theta At)^{\beta}}{X} \ldots \quad (12)$$

Cabe agora mostrar que o impacto sobre a elasticidade expressa em (12) do aumento de *As* supera o de *At*, ou seja, $\frac{\partial(\varepsilon_{At}+\varepsilon_{As})}{\partial As} > \frac{\partial(\varepsilon_{At}+\varepsilon_{As})}{\partial At}$. De fato,

$$\frac{\partial(\varepsilon_{At}+\varepsilon_{As})}{\partial As} = \frac{\beta^2(As+\theta At)^{\beta-1}X - \beta(As+\theta At)^{\beta}\beta(As+\theta At)^{\beta-1}}{X^2} = \\ = \frac{\beta^2(As+\theta At)^{\beta-1}[X-(As+\theta At)^{\beta}]}{X^2}... \quad (13)$$

Por sua vez,

$$\frac{\partial(\varepsilon_{At}+\varepsilon_{As})}{\partial At} = \frac{\beta^2(As+\theta At)^{\beta-1}\theta X - \beta(As+\theta At)^{\beta}\beta(As+\theta At)^{\beta-1}\theta}{X^2} = \\ = \frac{\theta\beta^2(As+\theta At)^{\beta-1}[X-(As+\theta At)^{\beta}]}{X^2}... \quad (14)$$

Substituindo o valor de *X* dado pela equação (9) em (13), tem-se que:

$$\frac{\partial(\varepsilon_{At}+\varepsilon_{As})}{\partial As} = \frac{\beta^2(As+\theta At)^{\beta-1}W^{\alpha}}{X^2}... \quad (13')$$

Ao se fazer o mesmo processo de substituição da equação (9) em (14), chega-se a:

$$\frac{\partial(\varepsilon_{At}+\varepsilon_{As})}{\partial At} = \frac{\theta\beta^2(As+\theta At)^{\beta-1}W^{\alpha}}{X^2}... \quad (14')$$

Resta ver se a equação (13') supera (14'), isto é, se a elasticidade do uso dos insumos administrativos apresenta maior sensibilidade em relação ao número de participantes assistidos comparativamente aos participantes ativos. De fato essa condição prevalece, dado que $0 < \theta < 1$.

Em síntese, esta seção procurou fundamentar teoricamente o comportamento das economias de escala em previdência complementar por meio da apresentação, em primeiro lugar, de um modelo geral-abstrato e, posteriormente, de um exemplo concreto.

5 RESULTADOS EMPÍRICOS

Assumiu-se nesta seção de teste econométrico uma função de custo com dois produtos, quais sejam, o total de participantes e de ativos administrados, tal como estabelecido na equação (3) da seção de revisão de literatura e aqui transformada em (3') para ajuste de dados em painel em que o subscrito *i* se refere à EFPC e *t* ao tempo. Seguindo a tradição dos trabalhos empíricos realizados na literatura internacional sobre o tema, adicionaram-se variáveis de controle, as quais estão descritas no decorrer desta seção e são representadas por *X* em (3').

$$Ln(C_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln (PART_{it}) + \alpha_2 \ln (Ativos_{it}) + \alpha_3 X_{it} + \varepsilon_{it} ... \quad (3')$$

De acordo com a equação (3'), vale lembrar que a existência de economias de escala se verifica na hipótese em que a soma dos coeficientes α_1 e α_2 seja inferior à unidade. A elasticidade menor que 1 indica que o custo administrativo cresce de modo menos que proporcional em relação à variável quantidade de participantes e pensionistas, de um lado, e ao total de investimentos da EFPC, de outro.

Assumir a existência de dois produtos traz como vantagens a identificação do efeito marginal de cada variável e a redução da probabilidade de ocorrência de viés de omissão de variável. Como é de se esperar que entidades com maior número de participantes possuam mais ativos financeiros, a omissão de uma dessas variáveis tende a sobre-estimar o impacto marginal da variável independente utilizada sobre o custo administrativo.

Em relação às demais variáveis de controle,[10] supõe-se também que o custo administrativo deve ser superior naquelas entidades que contam com maior número de aposentados e pensionistas em relação ao total de participantes em atividade, tal como exposto na seção referente ao modelo teórico. Isso acontece em decorrência da maior necessidade de rede de atendimento, demandas judiciais, processamento de benefícios etc. Tal como exposto no modelo teórico, pode-se interpretar a elevação da participação dos aposentados e pensionistas como perdas incorridas nas economias de escala. De modo alternativo, caso se considerem participantes ativos como um produto potencialmente distinto dos participantes assistidos, essa variável também pode ser interpretada como

10. Rodaram-se modelos sem as demais variáveis de controle que mostraram resultados também favoráveis à existência de economias de escala, porém com elasticidade superior para investimentos e inferior para participantes.

um indicador de economias de escopo.[11] Nessa última interpretação, a elasticidade inferior a 1 seria indicador de ganhos de escopo. Para tanto, adicionou-se às variáveis de controle o logaritmo natural da razão de aposentados e pensionistas sobre o total de participantes ativos.

Procurou-se também investigar se as EFPCs públicas teriam custo administrativo superior às privadas e aos instituidores. Neste sentido, acrescentaram-se duas *dummies* referentes àquelas formas de patrocínio.

Por fim, como forma de averiguar a existência de economias de escopo no setor – se é mais econômico que uma mesma EFPC ofereça planos previdenciários para empresas distintas do que cada empresa instituir separadamente sua própria EFPC e seu plano de benefício –, inseriram-se variáveis referentes aos valores absolutos da quantidade de planos e de patrocinadores por EFPC. Caso os coeficientes dessas semielasticidades não sejam estatisticamente distintos de zero, assume-se então a ocorrência de economias de escopo porque o oferecimento de um plano a mais ou a adesão de uma nova patrocinadora não afetaria o custo administrativo da EFPC. É importante observar que, na hipótese da existência de ganhos de escopo, o aumento do custo seria reflexo da elevação da quantidade de participantes e de ativos administrados decorrentes da adesão de novo patrocinador, e não da disponibilização de outro plano de benefícios em si.

Os dados foram estruturados na forma de um painel não balanceado para os anos de 2010 e 2011 e se referem a 283 EFPCs. Rodaram-se modelos econométricos em painel tanto com efeitos aleatórios quanto com fixos, assim como se estimaram fronteiras estocásticas (FE) para a função custo. As FEs consideram três formatos distintos para a função custo: *i)* na forma da equação (3') em que as variáveis quantidade de planos e de patrocinadores aparecem em valor absoluto; *ii)* uma transformação em (3') para que essas duas últimas variáveis fossem consideradas em escala logarítmica, tornando-se mais próximas de uma Cobb-Douglas e da análise usual da FE; e *iii)* tal como uma translog

11. Apesar de teoricamente possível, a interpretação dos participantes ativos como um produto distinto dos assistidos parece implicar grau de especialização pouco intuitivo porque a finalidade de um fundo previdenciário é acumular recursos na fase ativa para pagamento de aposentadorias e pensões na época de gozo de benefício. Em termos análogos seria como separar em um restaurante o serviço de refeição do aluguel de talheres ou em educação se segmentar o serviço de lecionar da correção de provas.

de modo a capturar as diversas interações entre as variáveis.[12] Em termos concretos, os resultados encontrados nas diversas modelagens se complementam, o que demonstra sua robustez a distintas técnicas estatísticas e formas funcionais. Todos apresentaram ganhos expressivos de escala, sendo mais significativos no modelo de painel com efeitos fixos.

Em relação à aplicação da econometria em dados de painel para este trabalho, existe um conjunto de motivações para o uso dos efeitos aleatórios. Em primeiro lugar, há características das EFPCs que são invariantes no tempo, mas que tendem a influenciar o custo administrativo e que necessitam de investigação. Mais especificamente, se há diferença de custos entre a administração pública e a privada. Por exemplo, a LC nº 108/2001 traz exigências que somente se aplicam às EFPCs de patrocinadores públicos. Além disso, os instituidores formam um grupo distinto das demais EFPCs. Em termos intuitivos, essas características institucionais e invariantes no tempo parecem ser mais relevantes para a determinação do custo administrativo do que para o perfil estritamente individual de uma EFPC. Segundo, como não foi possível identificar variação na quantidade de planos e patrocinadores no biênio, não seria possível fazer o teste de economias de escopo com efeitos fixos. Em terceiro lugar, não há interesse específico em analisar somente o impacto das variáveis que mudam ao longo do tempo, até porque o intervalo temporal disponível na base de dados é de apenas dois anos.

Naturalmente que se faz necessário contrastar os resultados do modelo de efeitos aleatórios com o de efeitos fixos como forma de averiguar o impacto do perfil individual sobre o institucional. A capacidade de filtrar o resultado das características individuais não observáveis é uma vantagem comumente arrolada para a econometria dos dados em painel com efeitos fixos. Apesar da preferência conceitual pelo modelo com efeitos aleatórios por causa da possibilidade da estimação do impacto marginal de variáveis temporalmente invariantes, o modelo com efeitos fixos estimou ganhos de escala ainda mais expressivos. Isso indica que nesse caso em concreto – ainda que de uma perspectiva normativa, e não técnica – o conservadorismo seria uma razão de foco no modelo de efeitos aleatórios como forma de evitar conclusões demasiado otimistas acerca do potencial dos ganhos de escala.

12. Vale notar que, em função da impossibilidade de se rodar FE no formato translog para painel não balanceado de um biênio, essa última estimativa reduziu a análise somente para aquelas EFPCs que apresentavam dados para todos os anos. Desse modo, o total de EPFCs no modelo de FE translog se reduziu de 283 para 265.

Não se apresenta o modelo com efeitos fixos no tempo – *dummies* por ano –, visto que o teste das estatísticas *F* e *t* para esse tipo de efeito indicou probabilidade de 18,2% para não rejeição da hipótese de *dummy* temporal igual a zero.[13] As evidências estatísticas se mostraram favoráveis aos efeitos fixos dado que o teste de Hausman apresentou χ^2 de 62,5. Os resultados encontrados estão listados na tabela 9.

TABELA 9
Estimativas da regressão das despesas administrativas em relação às características das EFPCs

	Variável dependente = ln (despesa administrativa)				
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Participantes e pensionistas (ln)	0,205[1] (0,030)	0,174[1] (0,040)	–0,077[3] (0,095)	0,179[1] (0,038)	0,177[1] (0,039)
Ativos financeiros (ln em R$ deflacionados pelo IGP-DI)	0,441[1] (0,029)	0,435[1] (0,038)	0,198[1] (0,100)	0,436[1] (0,037)	0,437[1] (0,037)
Relação beneficiários/participantes ativos (ln)	0,131[2] (0,017)	0,108[2] (0,022)	–0,058 (0,059)	0,111[2] (0,021)	0,110[2] (0,021)
Dummy patrocinador privado	–0,616[2] (0,056)	–0,665[2] (0,080)	n.a.	–0,659[2] (0,076)	–0,659[2] (0,076)
Dummy instituidor	–0,218 (0,134)	–0,326 (0,188)	n.a.	–0,310 (0,179)	–0,308 (0,179)
Quantidade de planos da EFPC	0,004 (0,003)	0,005 (0,004)	n.a.	0,005 (0,004)	0,005 (0,004)
Quantidade de patrocinadores da EFPC	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)	n.a.	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)
Constante	4,943[2] (0,393)	5,331[2] (0,533)	11,479[2] (1,585)	2,579 (10,699)	2,710[2] (1,282)
Número de EFPCs	283	283	283	283	283
R^2	0,8346[4]	0,8336[5]	0,525[5]	n.a.	n.a.

Elaboração do autor.

Notas:[1] Coeficiente estatisticamente distinto de 0 e 1 ao nível de 5%.
[2] Coeficiente estatisticamente significante ao nível de 5%.
[3] Coeficiente estatisticamente não distinto de 0, mas diferente de 1 ao nível de 5%.
[4] R^2 ajustado é igual a 0,8325.
[5] R^2 geral (overall).

Obs.: 1. Erro-padrão entre parênteses
2. n.a.: não se aplica.
3. Modelo 1: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).
4. Modelo 2: Regressão Generalized Least Squares (GLS) em painel com efeitos aleatórios.
5. Modelo 3: Regressão em painel com efeitos fixos.
6. Modelo 4: Fronteira estocástica para custo com eficiência invariante no tempo.
7. Modelo 5: Fronteira estocástica para custo com eficiência variante no tempo.

À primeira vista, observam-se resultados qualitativamente bastante similares, seja na regressão de MQO – modelo 1 da tabela 9 –, seja na de painel em GLS com efeitos

13. Como há somente dois anos neste painel, as estatísticas *F* e *t* coincidem em seus valores.

aleatórios – modelo 2. Entretanto, os testes estatísticos indicaram a existência de ganhos no modelo de painel com efeitos aleatórios em relação ao de mínimos quadrados. A estatística de Breusch-Pagan dos multiplicadores de Lagrange para efeitos aleatórios apresentou χ^2 de 212,5. Por essa razão, a análise de resultados se fará com base no modelo de painel.

As economias de escala em relação à quantidade de participantes e pensionistas se mostraram expressivas no caso brasileiro. A elasticidade foi estimada em 0,17 no painel de efeitos aleatórios. Nos demais estudos apresentados na revisão de literatura, a menor elasticidade para o número de participantes foi de 0,4 para o caso australiano reportada em Bateman e Mitchell (2004). Esse fato indica o maior potencial de ganhos de escala em relação à quantidade de participantes no Brasil comparativamente ao resto do mundo. Por seu turno, a economia de escala referente aos ativos financeiros – cuja elasticidade está em 0,44 no painel de efeitos aleatórios – está em linha com o valor encontrado na literatura internacional. No modelo de efeitos fixos, a evidência favorável aos ganhos de escala – tanto em relação ao número de participantes quanto ao investimento total – foi mais expressiva com valor das elasticidades inferior ao dos efeitos aleatórios.

Resultado também relevante foi o fato de o coeficiente para a *dummy* das EFPCs privadas se mostrar negativo e estatisticamente diferente de zero ao nível de 5%. A partir de uma interpretação dos coeficientes desta *dummy* como redutor do valor da constante da equação, conclui-se que a EFPC privada apresenta constante 12% inferior à pública. Com base nos dados disponíveis e no resultado encontrado, a única conclusão possível é que as entidades públicas de previdência complementar são mais caras. Não é possível identificar sua causa. Pode ser decorrente tanto de ineficiência intrínseca quanto de legislação mais rígida que se aplica às EFPCs com esse perfil.

Essa *dummy* mostra o potencial de complementação dos modelos de efeitos fixos e aleatórios. Ainda que os efeitos fixos apontem para a relevância de características idiossincráticas das EFPCs, os efeitos aleatórios mostram que uma dessas características é o fato de ter patrocínio público ou privado. Uma possível conclusão do modelo de efeito fixo sobre os custos da previdência complementar fechada brasileira seria uma estrutura fortemente determinada por elementos fixos, quase fixos ou afundados e de custo marginal insignificante à inclusão de novos participantes, mas levemente sensível aos valores investidos.

A predominância da idiossincrasia para a determinação do custo leva ao questionamento acerca da influência da regulação sobre tal resultado. Uma hipótese seria o incentivo inadequado gerado pelos tetos às taxas de administração e carregamento estabelecidos na Resolução CGPC nº 29/2009. Com regulação baseada somente nesses limites superiores, pode ser que algumas EFPCs busquem elevar seu custeio próximo ao nível máximo autorizado pela norma, ou seja, atuem em busca do *rent-seeking* permitido pela legislação ao não repassar todo ganho de escala aos participantes. Outras, em função de transparência, assim como da atuação e fiscalização dos participantes, podem repassar mais dos ganhos de escala a estes. Não é possível identificar o efeito *rent-seeking* com a base de dados disponível. Fica, entretanto, a recomendação aos reguladores para a busca de exemplos de casos bem-sucedidos de baixo custo administrativo.

No que tange aos instituidores, sua *dummy* não se mostrou estatisticamente distinta de zero ao nível de 5%. Portanto, não há como identificar diferenças em relação aos custos administrativos entre instituidores e patrocinadores públicos.

Por fim, a evidência de economias de escopo também se mostrou substancial. As semielasticidades da quantidade de planos e de patrocinadores ficaram com valor absoluto muito próximo a zero e também se mostraram estatisticamente insignificantes ao nível de 5%. Em outras palavras, o impacto sobre o custo administrativo da criação de novo plano e da adesão de outro patrocinador é diminuto. Como usual em econometria, esses resultados são analisados ao se considerar todas as demais variáveis constantes. O que se afirma é que a mera adesão de nova patrocinadora ou a criação de novo plano terão impactos estatisticamente insignificantes sobre o custo, mas como naturalmente aumentarão os produtos oferecidos – participantes e ativos financeiros acumulados –, o custo total se elevará. Entretanto, as estatísticas apresentadas anteriormente já se mostraram favoráveis à existência de economias de escala.

Como forma de se averiguar a robustez dos resultados a distintas especificações estatísticas, também se realizaram estimativas referentes a uma FE para custos. A diferença básica entre a econometria convencional e a FE é que, enquanto a primeira estima o comportamento médio do grupo como um todo, a segunda traça o formato da curva das unidades – EFPC para o caso concreto deste estudo – mais eficientes.

Para se observar o quanto os resultados se modificam somente em decorrência da alteração da técnica para FE, manteve-se a mesma especificação da equação (3') tal como utilizada nos modelos 1 (MQO) e 2 (painel com efeitos aleatórios).

A distribuição dos erros dos modelos 4 e 5 de FE é do tipo normal/normal truncada. A distinção entre esses dois modelos é que o quarto supõe eficiência invariante no tempo, enquanto o quinto assume evolução exponencial da eficiência. Esses dois modelos apresentam resultados bastante próximos entre si, o que era esperado, dado se tratar de painel com somente dois períodos, sendo, portanto, difícil constatar mudança no padrão de eficiência em tão curto intervalo temporal. Isso se comprova pelo fato de o parâmetro referente à evolução temporal da eficiência do modelo 5 não ser estatisticamente diferente de zero.

Ponto relevante na comparação dos modelos é a semelhança dos coeficientes de FE dos modelos 4 e 5 com o painel de efeitos aleatórios – modelo 2 – e o MQO – modelo 1, conforme se observa na tabela 9. Somente a constante da função de custos apresentou valor expressivamente distinto na comparação dos modelos de FE com os demais. Em outras palavras, o traçado da curva de custo é o mesmo em termos de suas derivadas parciais, seja ao se considerar o perfil médio das EFPCs ou das unidades mais eficientes. O que a FE fez em relação aos modelos econométricos convencionais foi deslocar a curva de custo para um patamar inferior. Quer dizer, o potencial de ganhos de escala se mostra muito similar, seja na média do grupo como um todo ou nas unidades de maior eficiência. As diferenças das EFPCs mais e menos eficientes não se explicam por causa da escala. Essa comparação de resultados demonstra a robustez do modelo a diferentes especificações.

Possível crítica aos modelos 4 e 5 de FE seria o fato de eles tratarem duas variáveis em seus valores absolutos, e não em escala logarítmica. São elas a quantidade de planos e a de patrocinadores. De fato, esses dois modelos anteriores se desenvolveram com o intuito de averiguar a sensibilidade de resultados somente em função de mudança da técnica econométrica dos dados em painel para FE. De modo a tornar o tratamento mais próximo ao convencional em FE, os modelos 6 e 7 fazem uso de todas as variáveis em escala logarítmica – exceto naturalmente as *dummies* –, conforme se observa na tabela 10. No mais, mantêm as mesmas características dos modelos 4 e 5, quais sejam,

distribuição de erros do tipo normal/normal truncada, eficiência invariante no tempo para o modelo 6 e evolução exponencial da eficiência para o modelo 7.

TABELA 10
Estimativas de FE para a despesa administrativa em relação às características das EFPCs para função do tipo Cobb-Douglas

	Variável dependente = ln (despesa administrativa)	
	Modelo 6	Modelo 7
Participantes e pensionistas (ln)	0,114[1] (0,040)	0,112[1] (0,040)
Ativos financeiros (ln em R$ deflacionados pelo IGP-DI)	0,447[1] (0,037)	0,449[1] (0,037)
Relação beneficiários/participantes ativos (ln)	0,089[1] (0,021)	0,088[1] (0,021)
Dummy patrocinador privado	–0,693[2] (0,078)	–0,694[2] (0,078)
Dummy instituidor	–0,306 (0,178)	–0,305 (0,178)
Quantidade de planos da EFPC (ln)	0,188[1] (0,045)	0,188[1] (0,045)
Quantidade de patrocinadores da EFCP (ln)	0,066 (0,035)	0,066 (0,034)
Constante	2,613 (18,953)	2,750 (1,659)
Número de EFPCs	283	283

Elaboração do autor

Notas: [1]Coeficiente estatisticamente distinto de 0 e 1 ao nível de 5%.
[2]Coeficiente estatisticamente significante ao nível de 5%.
Obs.: 1. Erro-padrão entre parênteses.
2. Modelo 6: Fronteira estocástica para custo com eficiência invariante no tempo e função do tipo Cobb-Douglas.
3. Modelo 7: Fronteira estocástica para custo com eficiência variante no tempo e função do tipo Cobb-Douglas.

O fato de se modificar o formato da FE para uma função do tipo Cobb-Douglas não provocou alteração substancial nos resultados e nas suas interpretações qualitativas, exceto para a variável quantidade de planos, a qual passou a ser estatisticamente diferente de zero ao nível de 5% de significância. Entretanto, como seu valor é bastante inferior à unidade, o aumento da quantidade de planos eleva menos que proporcionalmente a despesa administrativa, resultado que indica a existência de economias de escopo.

Mantém-se a conclusão de que a grande mudança ocasionada pela adoção da FE foi a queda do valor da constante. Em outras palavras, as derivadas parciais são basicamente as mesmas do modelo da econometria de MQO e de painel com efeitos aleatórios. Os

mais eficientes têm tão somente uma curva de custo mais baixa que a média, mas de formato similar em relação a suas derivadas parciais.

Tal como nos modelos anteriores de FE, o parâmetro referente à evolução temporal da eficiência não se mostrou estatisticamente distinto do valor nulo ao nível de 5%. Resultado esperado por se tratar de um painel para um biênio.

Como forma adicional de se flexibilizar a análise e demonstrar robustez da hipótese das economias de escala na previdência complementar fechada brasileira a outros formatos funcionais, apresentam-se adiante estimativas de elasticidades para uma função de custo do tipo logarítmica transcendental, também conhecida como translog.[14] A principal diferença entre este formato e aquele proposto em (3') é que a translog captura o impacto das interações – realizadas de modo um a um – entre as variáveis independentes. Para o caso em análise neste texto, a equação (3') se transforma em:

$$Ln(C_{it}) = \alpha_0 + \sum_{n=1}^{7} \alpha_n W_{nit} + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^{7} \sum_{m=1}^{7} \alpha_{nm} W_{nit} W_{mit} + \varepsilon_{it} \ldots \quad (15)$$

em que *Wn* é o logaritmo natural de cada uma das variáveis independentes da equação (3') quando esta variável não for *dummy*. Caso essa variável seja do tipo *dummy*, então é seu próprio valor. Observa-se também que não há sentido em se estimar o parâmetro αnn na hipótese de a variável *n* ser uma *dummy*, isso porque a multiplicação da *dummy* por ela mesma é a própria variável em questão. O expressivo número de interações entre as variáveis independentes faz com que a quantidade de parâmetros a se estimar em (15) seja muito elevada. Por esse motivo, os resultados da FE estimados a partir de uma translog com eficiência variante no tempo são mostrados nas tabelas dos apêndices A, B e C ao final do artigo, ficando nesta seção somente a análise do resultado.

Por decorrência do formato da translog, o valor das elasticidades difere em cada ponto observado dos dados. Como forma de suplantar essa dificuldade e apresentar uma estatística síntese dos resultados, é usual o cálculo da elasticidade no valor médio dos dados tal como sugerido em Greene (2012) e Coelli *et al.* (2005). Por meio desta técnica, a elasticidade do custo administrativo em relação aos ativos financeiros alcançou o valor

14. Os trabalhos empíricos anteriores sobre o tema, os quais foram comentados na seção de revisão de literatura, não realizaram estudo com formato funcional flexível da translog, de modo que se trata de outra inovação realizada neste estudo.

de 0,541 e em relação ao total de participantes e pensionistas atingiu a quantia de 0,069. Apesar da diferença para os valores observados entres os modelos 1 e 7, os resultados qualitativos permanecem os mesmos e apontam para a existência de ganhos de escala. A elasticidade dos ativos financeiros cresceu de 0,44 para 0,54 na FE translog em relação aos demais modelos; entretanto, a elasticidade em relação ao número de participantes caiu de um valor entre 0,11 e 0,18 para 0,07. Em outras palavras, a elasticidade de escala que representa a soma das duas derivadas parciais anteriores ficou em 0,61 no modelo de FE translog, valor muito próximo àqueles encontrados nos modelos de 1 a 7, que ficaram entre 0,56 e 0,64. Em suma, os resultados referentes às economias de escala na previdência complementar brasileira se mostram robustos a diversos formatos funcionais e técnicas estatísticas.[15]

6 IMPLICAÇÕES NORMATIVAS

No que se refere às implicações normativas dos resultados encontrados, a evidência favorável aos ganhos de escala demonstra a dificuldade que uma empresa de menor porte teria para a criação da sua EFPC. A princípio, isso pode representar empecilho à expansão da previdência complementar. Entretanto, os ganhos de escopo indicam a viabilidade da política de fomento ao setor.

Por um lado, a existência de poucas EFPCs permite melhor aproveitamento da escala e redução do custo administrativo médio por participante, o que implica que a concentração das EFPCs traria escala mais eficiente de operação. Por outro lado, o baixo custo marginal da criação de um novo plano de benefícios ou da adesão de um patrocinador a uma EFPC já existente abre caminho para que a previdência complementar se estenda a empresas de menor porte.

A política prescrita seria o estímulo à adesão de empresas menores às EFPCs de firmas de grande porte. Recomenda-se que haja oligopólio no setor. O benefício

15. Possível questionamento às evidências favoráveis aos ganhos de escala seria o porquê de o setor já não tê-los aproveitado e passado por um processo de consolidação de modo a formar um monopólio natural. Há um conjunto de contra-argumentos. Do ponto de vista institucional, as EFPCs não possuem fins lucrativos. Além disto, a consolidação implica perdas de autonomia de gestão e definição do plano por parte dos participantes e patrocinadores. Na perspectiva normativa, não parece ser interessante transformar o setor em monopólio e abolir possível competição. Por fim, sob a ótica empírica, apesar da evidência internacional favorável à existência de ganhos de escala no setor, não se observou tamanha consolidação no resto do mundo.

para o próprio setor seria duplo. Primeiramente, as economias de escala decorreriam do grande porte de operação das entidades fechadas. Em segundo lugar, a competição entre grandes EFPCs por patrocinadoras pequenas permitiria o repasse dos ganhos de escala aos empregados dessas firmas. Ambiente não competitivo pode simplesmente fazer com que as grandes EFPCs absorvam maior ganho de escala para si e pouco repassem aos outros patrocinadores e participantes. A competição é ampliada ao se considerar a alternativa dos planos das entidades abertas oferecidos por bancos e seguradoras. Por analogia, trata-se de prescrição de estrutura semelhante àquela observada no setor de telefonia e companhias aéreas. Fonte adicional de redução de custos na gestão previdenciária seria a gestão compartilhada de ativos e atividades administrativas.

No que se refere à expansão da previdência complementar para servidores públicos, a evidência favorável às economias de escala e escopo sugere que a União e os governos de grandes estados como Rio de Janeiro e São Paulo, por exemplo, podem criar EFPCs multipatrocinadas como instrumento para que a previdência complementar alcance servidores de municípios e estados de menor porte.

O benefício social da expansão da previdência privada seria a menor necessidade de provisão governamental da renda auferida pelos cidadãos em idade avançada com o respectivo alívio da carga tributária e a possibilidade de alocação de recursos públicos em outras áreas prioritárias como saúde, educação, segurança ou infraestrutura, para citar alguns exemplos. Também na análise intrafamiliar, reduz-se o montante de recursos que os filhos destinam ao sustento dos seus pais.

Ponto normativo de possível discussão é o estabelecimento de número mínimo de participantes para o funcionamento de uma EFPC. No marco jurídico vigente no Brasil, a exigência relativa a esse quesito se aplica apenas aos instituidores cuja entidade – de acordo com o Artigo 17 da Resolução CGPC nº 29/2009 – deve ter pelo menos quinhentos participantes no momento da sua criação. A EFPC não é obrigada a fechar caso seus participantes fiquem aquém dos quinhentos ao longo do tempo.

Em defesa do estabelecimento de quantitativo mínimo, além da escala, há a diluição de riscos entre os participantes. Especialmente ao se tratar das incertezas relacionadas à concessão de aposentadorias por invalidez e pensão por morte. Para citar um exemplo radical, uma EFPC com somente cinquenta participantes pode ter sua solvência

comprometida caso um acidente venha a vitimar cinco deles. Analogamente, pode incorrer em provisão desnecessária de recursos caso seus participantes não se invalidem. De modo geral, pela lei dos grandes números, é necessário um grupo maior de participantes para a convergência entre o valor esperado e a verdadeira média. Do ponto de vista contrário ao estabelecimento de mínimos, encontra-se o argumento que essa imposição governamental restringe a liberdade de escolha das pessoas físicas e jurídicas. Dentro dessa linha de raciocínio, caberia aos indivíduos – e não ao setor público de modo paternalista – definir o que é melhor para eles. Essas teses e antíteses deixam o debate ainda em aberto. Uma possível síntese dessas duas visões seria o regulador esclarecer aos participantes e patrocinadores sobre os custos de entidades com poucos membros sem que isso se configurasse como imposição.

Vale notar que a existência de EFPC de porte expressivo pode gerar problemas do estilo "grande demais para falhar" usualmente aplicado ao setor bancário, o qual justifica repasse de recursos arrecadados de toda a sociedade para benefício de um setor específico quando esse passa por dificuldades. Apesar de não haver forma de eliminar esse risco – a própria crise financeira de 2008 é um exemplo concreto desse fato –, há instrumentos para minimizá-lo por meio de regulação e estrutura de governança apropriadas. Na visão do autor, as LCs nº 108 e nº 109/2001 possuem determinações para a redução dos riscos de governança.

Além dos pontos anteriormente abordados, é natural que a opção por parte de uma pequena firma ou município quanto à adesão à previdência complementar gerida por uma empresa ou ente maior vá além das questões meramente de custo. Aos ganhos de escala e escopo devem se contrapor a perda de autonomia na gestão previdenciária e a dificuldade em se definir plano mais adequado ao que desejam seus funcionários e a própria firma.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo identificou a existência de economias de escala e escopo na previdência complementar brasileira a partir de amplo conjunto de testes econométricos e estatísticas descritivas.

A preocupação com o tema cresce em um momento de queda nas taxas de juros. Como a forma tradicional de obtenção de rendimento nos regimes capitalizados de previdência tem sua magnitude reduzida, faz-se natural o foco na eficiência como modo de redução dos custos previdenciários. A forma investigada acerca do potencial ganho de eficiência foram as economias de escala e escopo. Enquanto a primeira reflete reduções dos custos médios à medida que os produtos aumentam, a segunda se refere à redução dos custos quando produtos distintos são produzidos por uma mesma unidade econômica comparativamente ao caso em que cada produto é ofertado somente a uma firma. Visto que os produtos no caso em análise são o público coberto pela EFPC e o total de ativos investidos, as economias de escala se verificam dado que o custo total cresce menos que proporcionalmente aos produtos, enquanto as economias de escopo refletem o baixo impacto sobre o custo administrativo tanto do oferecimento de um plano de benefícios adicional quanto da adesão de uma nova patrocinadora à EFPC.

A literatura apresenta diversas razões para a existência das economias de escala. Destacam-se entre elas os retornos crescentes de escala, indivisibilidades, ampliação da capacidade de negociação em decorrência do maior porte, alterações de padrões tecnológicos em função do tamanho da unidade microeconômica, entre outras. As economias de escopo se derivam do uso simultâneo dos mesmos insumos em produtos distintos. Em sua parte empírica, a revisão de literatura apresentou vários estudos que apontaram para a existência de economias de escala na previdência complementar em outros países. Em comum, as estimativas econométricas para as funções de custo identificaram como produtos desse setor o total de participantes e pensionistas cobertos pela EFPC e o total de investimentos.

Essa perspectiva foi replicada tanto no modelo teórico quanto nos testes econométricos realizados neste estudo. A econometria se mostrou robusta o suficiente de modo a corroborar a hipótese acerca da existência de economias de escala e escopo para previdência complementar brasileira. Tanto as estatísticas descritivas como todos os testes econométricos em que se alteraram as técnicas utilizadas ou o formato funcional confirmaram a existência de economias de escala.

A implicação normativa desses resultados é que a exploração dos ganhos de escala e escopo pode se constituir em forma eficiente de incremento da cobertura previdenciária complementar no Brasil. Fato relevante em um contexto em que a provisão pública de benefícios

previdenciários se vê limitada diante do envelhecimento populacional e a previdência privada busca formas de compensar a queda de rentabilidade dos ativos financeiros.

REFERÊNCIAS

BATEMAN, H.; MITCHELL, O. New evidence on pension plan design and administrative expenses: the Australian experience. **Journal of pension economics and finance**, v. 3, p. 63-76, 2004.

BIKKER, J.; DREU, J. Operating costs of pension funds. **Journal of pension economics and finance,** v. 8, p. 63-89, 2009.

BIKKER, J.; STEENBEEK, O.; TORRACCHI, F. The impact of scale, complexity, and service quality on the administrative costs of pension funds: a cross-country comparison. **Journal of risk and insurance**, v. 79, p. 477-514, 2012.

BJÖRKMO, M.; LUNDBERGH, S. Restructuring Sweden's AP funds for scale and global impact. **Rotman international journal of pension management**, v. 3, p. 30-36, 2010.

BRASIL. **Lei nº 6.435**, **de 15 de julho de 1977**. 1977.

_____. **Decreto nº 81.240**, **de 20 de janeiro de 1978**. 1978.

_____. **Lei nº 9.532**, **de 10 de dezembro de 1997**. 1997.

_____. **Lei Complementar nº 108**, **de 29 de maio de 2001**. 2001a.

_____. **Lei Complementar nº 109**, **de 29 de maio de 2001**. 2001b.

_____. **Lei nº 11.053**, **de 29 de dezembro de 2004**. 2004.

_____. **Resolução CGPC nº 29**, **de 31 de agosto de 2009**. 2009a.

_____. **Resolução CMN nº 3.792**, **de 28 de setembro de 2009**. 2009b.

_____. **Lei nº 12.613**, **de 30 de abril de 2012**. 2012.

CASWELL, J. Economic efficiency in the pension plan administration: a study of the construction industry. **Journal of risk and insurance**, v. 43, p. 257-273, 1976.

COELLI, T. *et al*. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. 2nd ed. Springer, 2005.

GREENE, W. **Econometric analysis**. 7th ed. Pearson Education Limited, 2012.

HSIN, P. E.; MITCHELL, O. Public pension plan efficiency. *In*: GORDON, M.; MITCHELL, O.; TWINNEY, M. (Ed.). **Positioning pensions for the 21st century**. Pension Research Council, University of Pennsylvania Press, 1997. p. 187-208.

KALDOR, N. The equilibrium of the firm. **Economic journal**, v. 34, p. 60-76, 1934.

KOH, B.; MITCHELL, O.; FONG, J. Cost structures in defined contribution systems: the case of Singapore's central provident fund. **Pensions**, v. 13, p. 7-14, 2008.

MARTÍ, C.; MATALLÍN, J.; FERNÁNDEZ, M. Determinants of pension plan fees in Spain. **Applied economics**, v. 41, p. 2.153-2.168, 2009.

MAS-COLELL, A.; WHINSTON, M.; GREEN, J. **Microeconomic theory**. Oxford University Press, 1995.

MPS – MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL. **Previdência complementar**: cartilha do participante. 2008. Disponível em: <http://www.previdencia.gov.br/arquivos/office/3_090119-102133-452.pdf>. Acesso em: 21 maio 2012.

_____. **Previdência complementar**: o futuro começa agora. 2011. Disponível em: <http://www.previdencia.gov.br/arquivos/office/3_110824-163612-814.pdf>. Acesso em: 21 maio 2012.

_____. **Boletim estatístico de previdência social**, v. 16, n. 12, 2012.

MITCHELL, O.; ANDREWS, E. Scale economies in private multi-employer pension systems. **Industrial and labor relations review**, v. 34, p. 522-530, 1981.

PANZAR, J.; WILLIG, R. Economies of scope. **The American economic review**, v. 71, p. 268-272, 1981.

ROBINSON, J. **The economics of imperfect competition**. Macmillan, 1969.

SAMUELSON, P. **Economics**, 1948.

SCHOLZ, J.; SESHADRI, A.; KHITATRAKUN, S. Are Americans saving "optimally" for retirement? **Journal of political economy**, v. 114, p. 607-643, 2006.

TONE, K.; SAHOO, B. Scale, indivisibilities and production function in data envelopment analysis. **International journal of production economics**, v. 84, p. 165-192, 2003.

VARIAN, H. **Microeconomic analysis**. 3rd ed. W.W. Norton & Company, 1992.

APÊNDICES

APÊNDICE A

TABELA A.1
Valor relativo do ativo acumulado em um período de trinta anos em função das taxas anuais de rentabilidade bruta e de administração: maior acumulação = 100
(Em %)

Taxa de rentabilidade bruta	Taxas de administração			
	0	1	2	3
4	70,3	59,0	49,9	42,5
5	83,7	69,8	58,6	49,6
6	100,0	82,9	69,1	58,1

Elaboração do autor.

APÊNDICE B

TABELA B.1
Sumário das estatísticas descritivas para o ano de 2010

	Despesa administrativa	Investimentos	Participantes	Quantidade de planos	Quantidade de patrocinadores	Custo médio por participante	Despesa administrativa/ investimento (%)
Mínimo	170.282	6.706.247	56	1	1	12	0,1
Máximo	222.879.093	165.828.506.845	474.416	143	173	9.753	9,9
Média	7.580.712	2.117.968.990	20.744	4	9	719	1,1
Desvio-padrão	19.737.235	11.089.835.061	43.843	11	20	1.201	1,2
Mediana	2.326.022	330.292.770	7.694	2	3	368	0,7

Fonte: SPPC/MPS.
Elaboração do autor.

TABELA B.2
Sumário das estatísticas descritivas para o ano de 2011

	Despesa administrativa	Investimentos	Participantes	Quantidade de planos	Quantidade de patrocinadores	Custo médio por participante	Despesa administrativa/ investimento (%)
Mínimo	161.166	5.446.643	56	1	1	10	0,1
Máximo	212.465.462	155.635.099.742	492.111	143	173	9.327	17,1
Média	8.053.302	2.114.355.924	22.139	4	10	703	1,1
Desvio-padrão	20.602.002	10.611.705.864	46.638	11	20	1.132	1,6
Mediana	2.467.214	342.499.241	8.332	2	4	364	0,7

Fonte: SPPC/MPS.
Elaboração do autor.

APÊNDICE C

TABELA C.1
Estimativas de FE para a despesa administrativa em relação às características das EFPCs para a função do tipo translog

	Estimativa	Erro-padrão
(Intercepto)	26,4426046	6,788796
lninv	–3,047117	0,973581
lnpart	2,9920075	0,877741
dummyprivado	–1,4406567	1,979456
dummyinstituidor	4,474023	5,161339
lnrelaoapopensat	0,9528649	0,439562
lnQuanPlan	1,0787677	0,999906
lnQuanPatroc	–0,7938553	0,651307
InvPart	–0,2452894	0,067126
InvDumPriv	0,1254911	0,135616
InvDumInst	–0,5868683	0,406424
InvRel	–0,0955457	0,035308
InvPlan	–0,0839271	0,069622
InvPatroc	0,0917046	0,046103
InvInv	0,1381674	0,036612
PartPart	0,1368765	0,036232
PartRel	0,1542391	0,035418
PartPriv	–0,2139878	0,123234
PartInst	0,7455694	0,367130
PartPlan	0,0488515	0,068100
PartPatroc	–0,0967652	0,046965
RelRel	0,0545942	0,009798
RelPriv	–0,1495732	0,058620
RelInst	0,2320296	0,190224
RelPlan	0,0025719	0,045237
RelPatroc	–0,0512691	0,028886
PrivPlan	–0,0455904	0,119242
PrivPatroc	–0,0208593	0,125387
InstPlan	0,1904469	0,392810

(Continua)

(Continuação)

	Estimativa	Erro-padrão
InstPatroc	0,3630128	0,275490
PlanPlan	0,2278721	0,051972
PlanPatroc	–0,0707462	0,062269
PatrocPatroc	–0,0814066	0,037114
sigmaSq	1,1788662	0,138703
gamma	0,9751466	0,004674
time	–0,0033171	0,014497

Elaboração do autor.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão
Andrea Bossle de Abreu

Revisão
Carlos Eduardo Gonçalves de Melo
Cristina Celia Alcantara Possidente
Edylene Daniel Severiano (estagiária)
Elaine Oliveira Couto
Elisabete de Carvalho Soares
Lucia Duarte Moreira
Luciana Bastos Dias
Luciana Nogueira Duarte
Míriam Nunes da Fonseca

Editoração eletrônica
Roberto das Chagas Campos
Aeromilson Mesquita
Aline Cristine Torres da Silva Martins
Carlos Henrique Santos Vianna
Nathália de Andrade Dias Gonçalves (estagiária)

Capa
Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo.
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em Adobe Garamond Pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 Bold Condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m²
Cartão supremo 250g/m² (capa)
Rio de Janeiro-RJ

Missão do Ipea
Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

ISSN 1415-4765

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Secretaria de Assuntos Estratégicos

GOVERNO FEDERAL
BRASIL
PAÍS RICO É PAÍS SEM POBREZA