

Economias de escala e escopo nas entidades fechadas de previdência complementar brasileiras: uma análise baseada na função custo

Resumo: O presente trabalho procurou verificar quais são os determinantes das despesas administrativas nas Entidades Fechadas de Previdência Complementar – EFPC brasileiras, durante o período 2010 – 2014. Através da metodologia da econometria de dados em painel foi estimada uma função custo, tendo as despesas administrativas como a variável a ser explicada pelo o total de participantes das EFPC; o total de ativos das EFPC; a relação de beneficiários sobre participantes ativos; uma *dummy* para patrocinador privado; uma *dummy* para instituidor; a quantidade de planos das EFPC e; a relação de planos BD sobre os demais tipos de planos (CD e CV). Como resultado os três modelos construídos foram significantes do ponto de vista estatístico. Além disso, as duas principais variáveis explicativas destacadas pela literatura, ou seja, o total de participantes e o total de ativos das EFPC apresentaram coeficientes positivos, significativos e menores que um. Por fim, a variável proposta pelo presente trabalho, isto é, relação de planos BD sobre os demais tipos de planos (CD e CV), revelou coeficientes com significância estatística para dois dos três modelos, sugerindo a existência de economias de escala e escopo em EFPC que administram planos BD e demais tipos de planos.

Palavras-chave: EFPC; Economias de Escala; Economias de Escopo; Despesas Administrativas; Função Custo.

Linha Temática: Contabilidade Gerencial

1. Introdução

As entidades fechadas de previdência complementar (EFPC) ou fundos de pensão são organizações constituídas na forma de fundação ou sociedade civil, sem fins lucrativos, que possuem a função de administrar planos previdenciários coletivos, acessíveis somente a empregados/servidores de uma patrocinadora ou a pessoas que tenham vínculo associativo com um instituidor (Lei n. 109, 2001).

Entretanto, a constituição e manutenção de uma EFPC demandam recursos para cobrir despesas administrativas diversas com seus planos de benefícios; carteira de investimentos; salários de funcionários; serviços advocatícios; consultoria atuarial e financeira; serviços de tecnologia da informação; entre outros (Bateman & Mitchell, 2004).

A questão chave repousa no montante dessas despesas administrativas. Isto é, quanto maior a quantidade de recursos necessários à manutenção de uma EFPC, menor será a quantia que sobrar para a composição das reservas dos participantes. Assim, investigar a existência de economias de escala e escopo nas EFPC é fundamental para que se possa buscar a redução do custeio administrativo, permitindo a cobrança de menores taxas de carregamento e administração, o que ensejaria no aumento das aposentadorias e pensões dos participantes ativos, inativos e pensionistas (Caetano, Boueri & Sachsida, 2015).

O gerenciamento das despesas administrativas é tema tão relevante que o Conselho de Gestão da Previdência Complementar [CGPC] (atual Conselho Nacional de Previdência Complementar [CNPC]), instituiu a resolução CGPC nº 29, de 31 de agosto de 2009, que em seu artigo 6º limita o custeio das EFPC pelos patrocinadores, participantes e assistidos. Esse limite é de até 1% para a taxa de administração ou até 9% para a taxa de carregamento (CGPC, 2009).

Todavia, estabelecer um teto para as taxas de administração e de carregamento não é suficiente para garantir que as EFPC busquem a maximização de sua eficiência operacional e financeira. Somente as economias de escala e escopo possuem a capacidade de indicar quais variáveis são relevantes para a redução das despesas administrativas, o que resulta no aumento do bem estar de todos os *stakeholders* envolvidos (Caetano, Boueri & Sachsida, 2015).

O objetivo desse trabalho é investigar a existência de economias de escala e escopo nas EFPC brasileiras durante o período 2010 - 2014. Caso existam tais economias, pode-se considerar que as EFPC do Brasil possuem margem para redução de suas despesas administrativas, beneficiando diretamente suas patrocinadoras, participantes ativos e inativos, pensionistas, membros do conselho deliberativo e fiscal dessas entidades, entre outros. Para tanto, serão estimadas regressões com dados em painel para uma equação elaborada com base em Bikker e De Dreu (2006), Bikker (2013) e Caetano, Boueri e Sachsida (2015), que retrata uma função custo, dotada de custos fixos e variáveis.

Como contribuições secundárias pode-se destacar: a) a proposição da variável “relação de planos de benefício definido [BD] sobre a soma dos demais tipos de planos (contribuição definida [CD] e contribuição variável [CV])” inédita nesse tipo de estudo até onde se sabe e que foi construída com inspiração no Comitê de Pronunciamentos Contábeis [CPC] 49 – Contabilização e Relatório Contábil de Planos de Benefícios de Aposentadoria e; b) ajudar a ampliar a incipiente literatura existente sobre o tema, principalmente no Brasil.

Além dessa introdução, a seção seguinte apresenta uma breve fundamentação teórica sobre a essência das despesas administrativas das EFPC e; a seção três realiza uma revisão da literatura sobre as economias de escala e escopo na previdência complementar fechada no Brasil

e no mundo; a seção quatro trata da metodologia e a seção cinco se refere à análise dos resultados. Por fim, a última seção se reporta às considerações finais.

2. Fundamentação teórica

Diferentemente da maior parte das empresas prestadoras de serviços, as EFPC não elaboram uma demonstração de resultado do exercício (DRE) contendo receitas, custos e despesas, mas sim, uma demonstração da mutação do patrimônio social (DMPS), na qual os acréscimos e decréscimos ao patrimônio são obtidos pelas adições e destinações do exercício. As adições referem-se basicamente as contribuições previdenciárias realizadas pelos participantes e pelas patrocinadoras; ao resultado positivo líquido dos investimentos; as receitas administrativas e; a constituição de fundos de investimento. Já as destinações dizem respeito à concessão de benefícios previdenciários; as despesas administrativas da EFPC e; a constituição líquida de contingências (CNPC, 2011).

No que tange as destinações, excluídos os pagamentos de benefícios previdenciários, o principal custo das EFPC são suas despesas administrativas, compostas pelo pagamento de salários, encargos e benefícios; treinamentos, congressos e seminários; viagens e estadias; serviços de terceiros; despesas gerais; depreciações e amortizações; tributos; além de outras despesas (CNPC, 2011).

Apesar da Lei Complementar nº 109, de 30 de maio de 2001, conceituar todos os dispêndios com a manutenção das EFPC como despesas administrativas, sabe-se que assim como na produção, os serviços também apresentam objetos de custo. Para Garrison, Noreen e Brewer (2013) objeto de custo é qualquer coisa como, por exemplo, produtos, linha de produtos, clientes, tarefas e subunidades da organização para qual se deseja informação de custo. Nesse mesmo sentido, Zimmerman (1997) afirma que um objeto de custo é um produto, um serviço, um departamento ou um programa para qual um gerente deseja calcular o custo e, desse modo, tomar decisões.

Conforme Hansen e Mowen (2001), os serviços assim como os produtos são produzidos usando materiais, mão de obra e ativos fixos da organização, portanto, merecem o mesmo tratamento em relação à mensuração dos custos. Nesse sentido é possível verificar que os dispêndios das EFPC são todos necessários para suas duas atividades principais, que são a gestão eficiente de recursos e a concessão de benefícios previdenciários.

Se por um lado as despesas administrativas das EFPC na verdade são custos necessários para a produção de serviços, por outro, é importante saber como esses custos se comportam e quais seriam suas possíveis variáveis explicativas. Garrison, Noreen e Brewer (2013) explicam que de forma geral as empresas possuem custos fixos e custos variáveis. Enquanto os primeiros se referem a dispêndios que independem do volume produzido, os segundos variam conforme a produção (Atkinson *et al.* 2015; Martins, 2018).

Para Bornia (2002), a separação entre custos fixos e variáveis é fundamental para a tomada de decisão por parte da empresa. Da mesma forma, Atkinson *et al.* (2015), Horngren, Foster e Datar (2004) e Hansen e Mowen (2001) consideram que a separação entre custos fixos e variáveis é necessária para que se consiga gerir o risco operacional do negócio. Esses mesmos autores indicam que um método adequado para a segregação dos custos em fixos e variáveis é através de uma equação linear (1).

$$CT = CF + CV \quad (1)$$

onde CT é o custo total ou misto, que é a variável dependente, CF o custo fixo ou o intercepto da equação da reta e CV é o custo variável, que se refere ao coeficiente angular (Hansen e Mowen, 2001; Varian, 1992). De acordo com Garrison, Noreen e Brewer (2013) e Horngren, Foster e Datar (2004), os custos mistos são caracterizados por possuírem uma parcela fixa e uma variável.

Besanko *et al.* (2009) lembram que o custo médio (ou custo unitário) de um bem ou serviço é obtido pelo quociente dos custos totais pela quantidade produzida. Assim, caso o custo médio se reduza à medida que a produção aumente, têm-se a ocorrência de economias de escala (Mas-colell, Whinston & Green 1995; Varian, 1992).

Por sua vez, quando as empresas conseguem fazer economias aumentando a variedade de bens ou serviços produzidos ocorrem às chamadas economias de escopo (Besanko *et al.* 2009). Segundo Mas-Colell, Whinston e Green (1995), as economias de escopo ocorrem quando o custo em se ofertar dois ou mais produtos/serviços distintos por uma mesma firma é inferior ao custo desses produtos/serviços serem oferecidos individualmente por firmas diferentes.

Considerando o mercado das EFPC, a redução em termos unitários das despesas administrativas pode proporcionar maior bem estar aos participantes ativos, inativos e pensionistas, já que uma parcela maior de recursos será destinada a constituição de ativos previdenciários, *vis-à-vis* a manutenção das EFPC (Bateman & Mitchell, 2004). Por outro lado quando uma mesma entidade possui um custo inferior em ofertar dois ou mais serviços, por exemplo, planos previdenciários e empréstimos consignados, se comparado ao custo desses serviços serem oferecidos individualmente por EFPC distintas, as possibilidades dos participantes aumentam, pois esses últimos estarão pagando o mesmo valor por uma cesta maior de serviços.

Assim, estudar a existência de economias de escala e escopo nas despesas administrativas das EFPC é fundamental para que se possa desvendar quais variáveis possuem o poder de reduzir o custo unitário, aliado a um aumento na oferta dos serviços vinculados as atividades previdenciárias (Caetano, Boueri & Sachsida, 2015).

Os dois principais serviços ofertados pelas EFPC são a gestão previdenciária e a gestão dos investimentos. De forma geral os estudos realizados utilizam duas *proxies* para representar esses serviços em seus modelos, isto, a quantidade de participantes e o volume total de ativos de uma EFPC, respectivamente (Bikker, 2013). Essas duas variáveis possuem a capacidade de mensurar as economias de escala, se os custos unitários declinarem com o aumento do número de participantes e do volume de ativos das EFPC (Bikker & De Dreu, 2006).

Já as economias de escopo ainda não foram muito exploradas pela literatura, tendo sido utilizadas somente as variáveis: quantidade de planos previdenciários; quantidade de patrocinadores e; relação de beneficiários sobre participantes ativos. De acordo com Caetano, Boueri e Sachsida, (2015), a não significância das duas primeiras variáveis citadas remete as economias de escopo, pois o custo da EFPC não aumentaria com o incremento na oferta de planos previdenciários e de patrocinadoras. Por sua vez, esses mesmos autores argumentam que no caso da relação de beneficiários sobre participantes ativos, as economias de escopo ocorreriam na situação dessa variável apresentar valor entre 0 e 1, o que indicaria que é mais barato para uma EFPC ofertar atendimento a dois tipos de públicos (aposentados e pensionistas *versus* participantes ativos), do que a somente um tipo.

3. Revisão da literatura

O trabalho seminal sobre os impactos das despesas administrativas na previdência complementar fechada foi desenvolvido por Caswell (1976), que investigou os planos previdenciários da indústria de construção civil nos Estados Unidos da América – EUA, durante o biênio 1969 – 1970. Como variável dependente considerou-se às despesas administrativas e as variáveis explicativas escolhidas foram o número de participantes e o total de investimentos, além de demais variáveis de controle, isto é, o fluxo de movimentação financeira sobre total de ativos, a terceirização da administração, a contratação de consultoria financeira, a ocorrência de contribuições em atraso, a exigência de contribuições dos participantes, a existência de seguro e emendas ao plano. Através da elaboração de modelos econométricos com dados em corte cruzado (*cross-section*) foi encontrada significância estatística para a elasticidade das despesas administrativas em relação ao número de participantes, com seu coeficiente apresentando o valor de 0,8. O coeficiente menor que a unidade confirma a existência de economias de escala, já que o custo médio das despesas administrativas decresce com o aumento no número de participantes.

Mitchell e Andrews (1981) aplicaram uma regressão *cross-section* com dados sobre EFPC patrocinadas por empresas do setor privado dos EUA para o ano de 1975. Em seu modelo, os autores assumiram uma função com dois produtos que impactam nas despesas administrativas dos fundos de pensão, a quantidade de participantes e o total de ativos, juntamente com as variáveis de controle: proporção de aposentados no total de participantes e a fração de ativos financeiros investidos em fundos de investimentos. Os resultados indicaram a existência de economias de escala, com a elasticidade das despesas em relação à quantidade de participantes apresentando o valor de 0,56 e a elasticidade das despesas em relação aos ativos financeiros o valor de 0,27. Como a soma desses dois coeficientes foi inferior a unidade, observa-se que as EFPC americanas possuíam potencial para reduzir suas despesas administrativas, direcionando seus esforços na atração de novos participantes e na aplicação mais eficiente de seus recursos.

Já Hsin e Mitchell (1997) utilizaram a metodologia da fronteira estocástica para estimar a função custo de mais de trezentas EFPC e quinhentos planos previdenciários de estados e municípios dos EUA, com dados para o ano de 1992. Os dois produtos da fronteira estocástica dizem respeito ao total de ativos e a quantidade de participantes de cada EFPC. As outras variáveis incluídas foram à 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. Os resultados indicaram a existência de economias de escala em relação à quantidade de participantes (elasticidade de 0,74) e ao total de ativos (elasticidade de 0,49).

Por sua vez, Bateman e Mitchell (2004) analisaram a presença de economias de escala em dois mil fundos de pensão da Austrália para os anos de 1998 e 1999 através de dados em painel. Mais uma vez as principais variáveis do modelo foram o total de ativos e a quantidade de participantes das EFPC. Já as variáveis de controle foram um conjunto de diversos outros fatores como: o tipo de plano, o tipo de patrocínio, entre outras. Para as despesas administrativas sobre o número de participantes a elasticidade encontrada foi de 0,4 e para a elasticidade das despesas administrativas sobre o total de ativos o valor foi de 0,5.

Bikker e De Dreu (2006) investigaram o impacto da escala em todas as EFPC da Holanda utilizando um painel não balanceado de 1992 a 2004. Esses autores estimaram algumas

regressões para a equação que possui a forma tradicional dos demais estudos sobre as despesas administrativas nas EFPC, com o total de ativos, o número de participantes e demais variáveis de controle como sendo explicativas. Como resultado da equação linear para o período 1992 – 2004, o logaritmo do número de participantes apresentou um coeficiente de 0,59 e o total de ativos *per capita* o valor de 0,09, confirmando a hipótese das economias de escala.

Malhotra, Martin e McLeod (2009), através da metodologia de dados em painel buscaram verificar a influência do total dos ativos e de demais variáveis de controle sobre as despesas administrativas das EFPC americanas durante o período 1995 – 2005. Todos os modelos elaborados apresentaram coeficientes estatisticamente significantes e inferiores a 1 (um) para o logaritmo do total de ativos. Por sua vez, o modelo completo estimou uma função translog que resultou em um coeficiente significativo com valor de 0,78 para essa mesma variável.

Através de um painel de dados não balanceado sobre 90 fundos de pensão da Austrália, Canadá, Estados Unidos e Holanda, para o período 2004 – 2008, Bikker, Steenbeek e Torracchi (2012) estimaram a função custo para as despesas administrativas das EFPC desses países. A forma funcional do modelo completo considerou como variáveis explicativas o total de ativos e o total de participantes, além de demais variáveis de controle. Os autores encontraram um aumento nas despesas administrativas de 0,67% para cada 1% de aumento no número de participantes. Por sua vez, foi obtido um aumento 0,19% nas despesas administrativas considerando um incremento de 1% no total de ativos.

Mais recentemente Bikker (2013) estimou através de dados em painel a função custo das despesas administrativas dos fundos de pensão holandeses durante o período 1992 – 2009, com dois modelos, um com o logaritmo do número de participantes como a principal variável explicativa e outro com o logaritmo do total de ativos assumindo esse papel. Além disso, ambos os modelos contaram com diversas variáveis de controle. No primeiro modelo para uma função translog o coeficiente do logaritmo do número de participantes apresentou o valor de 0,72. Já no segundo modelo com a mesma forma funcional, o total de ativos indicou um coeficiente de 0,88.

Em âmbito nacional, o primeiro trabalho que procurou evidenciar a existência de economias de escala no mercado das EFPC foi o de Pereira, Niyama e Sallaberry (2013). Esses autores efetuaram uma regressão múltipla, com dados sobre as despesas administrativas das EFPC para os anos de 2010 e 2011. Como resultados, os pesquisadores verificaram que um aumento de 1% no número de participantes reflete-se num aumento de 0,05% nas despesas administrativas. Por sua vez, um incremento de 1% na variável total de ativos impacta em 0,6% essas mesmas despesas.

Já Pasqualetto *et al.* (2014) realizaram regressões com dados em painel considerando o período 2010 – 2012 para dois grupos de dados que tinham as despesas administrativas como variável dependente, e o número de participantes, o total de ativos e a quantidade de planos de benefícios como variáveis independentes. A primeira regressão utilizou-se somente dos dados sobre entidades de patrocínio público e a segunda somente os dados das entidades de patrocínio privado. Para o caso das EFPC públicas, o logaritmo natural do número participantes apresentou coeficiente de 0,078 e o logaritmo natural do total de ativos o coeficiente de 0,62. Com relação as EFPC privadas, o mesmos coeficientes apresentaram os valores de 0,004 e 0,52, respectivamente.

Contudo, observou-se que os autores efetuaram uma interpretação equivocada dos resultados, já que segundo os modelos, um incremento de 1% no número de participantes provocaria um aumento de 0,078% nas despesas administrativas das entidades de patrocínio público e de 0,004% nas entidades de patrocínio privado. Esses resultados indicam presença

robusta de economias de escala e, não, fraca correlação entre o número de participantes e as despesas administrativas, como informaram.

Caetano, Boueri e Sachsida (2015) foram os que elaboraram os modelos mais sofisticados para explicar as despesas administrativas das EFPC brasileiras. Com dados para o período 2010 – 2011, os autores utilizaram como variáveis explicativas além do número de participantes e do total de ativos, uma *dummy* para patrocinadores privados, uma *dummy* para instituidores, a quantidade de planos das EFPC, a quantidade de patrocinadores das EFPC e a relação de beneficiários sobre participantes ativos. De forma geral, todos os modelos elaborados apresentaram coeficientes com sinais iguais aos esperados pela teoria. Os coeficientes das variáveis: logaritmo do total de participantes e logaritmo dos ativos apresentaram, respectivamente, os valores de 0,17 e 0,44 no modelo 2, que retrata a função custo tradicional estimada por dados em painel com efeitos aleatórios.

Por fim, Pasqualetto (2015) foi o último trabalho elaborado sobre os determinantes das despesas administrativas nas EFPC brasileiras. Com dados do período 2005 – 2013, para 235 EFPC, o autor utilizou como variáveis explicativas, o total de participantes, o total de ativos, a rentabilidade e uma *dummy* para EFPC com patrocínio privado. Primeiramente foi estimada uma equação em nível, através das técnicas de mínimos quadrados ordinários – MQO, que resultou em coeficientes com os sinais esperados e significantes do ponto de vista estatístico. De forma complementar, a mesma equação em logaritmo foi estimada novamente por MQO, e todos os coeficientes foram mais uma vez significativos, apresentando os sinais esperados. Isto é, para o logaritmo do total de participantes foi obtido o coeficiente de 0,05 e para o logaritmo do total de ativos o valor de 0,59.

A revisão realizada englobou grande parte da literatura mundial e a totalidade da literatura brasileira sobre modelagem econométrica das despesas administrativas nas EFPC, ou seja, neste último caso somente quatro trabalhos foram efetivamente realizados, o que evidencia a possibilidade de maiores contribuições a serem efetuadas por novos estudos.

4. Metodologia

Segundo Baltagi (1995) a econometria dos dados em painel possui várias vantagens se comparada com dados que existem somente em corte transversal ou em séries de tempo. Em primeiro lugar, as técnicas de estimação dos dados em painel consideram explicitamente a questão da heterogeneidade da base de dados, ou seja, as diferenças individuais entre as unidades estudadas são formalmente capturadas. Em segundo lugar, por combinarem observações de corte transversal e séries de tempo, esses dados apresentam maior quantidade de informação sobre o fenômeno em estudo, maior variabilidade, menor colinearidade entre variáveis, mais graus de liberdade e mais eficiência. Em terceiro lugar, como os dados em painel estudam diversas observações em corte transversal, essa técnica é indicada para analisar as mudanças que ocorrem entre indivíduos e ao longo do tempo. Em quarto, os dados em painel permitem investigar modelos mais complexos. Fenômenos como economias de escala e escopo e mudanças tecnológicas podem ser melhor avaliados por essa técnica. Por fim, a disponibilização de uma maior quantidade de informações se comparado ao corte transversal ou séries de tempo, reduz o viés dos dados. O modelo geral de dados em painel é representado pela equação (2).

$$y_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}x_{1it} + \beta_{nit}x_{kit} + e_{it} \quad (2)$$

Realização:

onde i indica a unidade que está sendo estudada, t o período de tempo, β_{0it} refere-se ao intercepto da equação e β_{nit} ao coeficiente angular da k -ésima variável explicativa do modelo.

No que tange a descrição do banco de dados em painel, quando a quantidade de indivíduos ou unidades é grande se comparado à quantidade de períodos (tempo), se diz que este é um painel curto (*cross-sectionally dominant*). Por sua vez, quando ocorre o inverso, o painel é considerado como longo (*time-series dominant*).

Uma questão relativamente comum em dados em painel é a inexistência de observações em diversos bancos de dados. Quando o banco de dados está completo os dados em painel são ditos balanceados. Já um banco de dados incompleto é chamado de painel desbalanceado. É importante destacar que a ausência de dados em um painel não compromete sua estimação ou seus resultados. Independente do tipo de painel é importante escolher a técnica de estimação adequada (Baltagi, 1995). De acordo com Gujarati e Porter (2011) existem três possibilidades básicas: a) o Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários [MQO]; b) o Modelo de Efeitos Fixos [FE] ou Mínimos Quadrados com Variáveis *Dummies* [MQVD] e; c) o Modelo de Efeitos Aleatórios [RE] ou Modelo de Componentes dos Erros [MCE].

O modelo de mínimos quadrados ordinários é a especificação mais simples e assume que o comportamento é uniforme para todos os indivíduos ao longo do tempo. Tal comportamento invariante no espaço e no tempo é dado pelo mesmo coeficiente linear para todas as unidades estudadas, isto é, β_0 é constante. A equação (3) representa o modelo tradicional por MQO:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_n x_{nit} + e_{it} \quad (3)$$

em que i representa a i -ésima unidade de corte transversal e t o t -ésimo período de tempo.

Nesse modelo todos os dados são empilhados e estimados por MQO. Pressupõe-se que o intercepto seja o mesmo para todas as unidades de corte transversal, isto é, $\beta_{it} = \beta_i, \forall t$, em que β_i tome a forma uma matriz ($k \times 1$); as variáveis explanatórias sejam não estocásticas (não correlacionadas com o termo de erro) e estritamente exógenas e; que o termo de erro seja distribuído idêntica e independentemente $e_{it} \sim i.i.d (0, \sigma^2)$.

No entanto, a hipótese de que as unidades sejam independentes ao longo do tempo e do espaço pode não ser muito razoável, tendo em vista que uma unidade pode diferir de outra em decorrência de características estritamente individuais, como por exemplo, práticas comerciais de uma organização, sexo (masculino ou feminino), sistema político de um determinado país, etc. (Reyna, 2007). De outra forma, ao se juntar diferentes unidades *cross-section* ao longo do tempo, a heterogeneidade é camuflada, o que vale dizer que a individualidade de cada unidade está incluída no termo de erro. Mas se o termo de erro estiver correlacionado com qualquer um dos regressores, tem-se a violação de uma das hipóteses básicas do modelo por MQO (Gujarati & Porter, 2011).

O modelo de efeitos fixos assume que características intrínsecas de um indivíduo precisam ser controladas, pois podem impactar ou enviesar o estimador ou os resultados das variáveis (Reyna, 2007). Essas características individuais e invariantes no tempo são específicas de cada indivíduo e não se correlacionam entre indivíduos.

Nesse modelo cada indivíduo possui seu próprio intercepto, que é invariante no tempo. Ou seja, os indivíduos diferem entre si, mas não no tempo. Com cada indivíduo tendo sua própria variável *dummy* basta processar o modelo por MQO. A equação (4) apresenta o modelo com

intercepto que varia entre indivíduos, isto é, β_{0i} .

$$y_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 x_{1it} + \beta_n x_{nit} + e_{it} \quad (4)$$

Segundo Gujarati e Porter (2011), o modelo de efeitos fixos pode apresentar alguns problemas. Primeiro, a introdução de muitas variáveis *dummies* pode acarretar em falta de graus de liberdade, isto é, ausência de observações suficientes para se fazer uma análise estatística relevante. Segundo, as diversas variáveis *dummies*, sejam elas interativas ou multiplicativas, podem levar ao problema da multicolinearidade. Terceiro, o FE ou MQVD não é capaz de identificar o impacto de variáveis que não mudam ao longo do tempo. Isso é válido, por exemplo, para variáveis como cor, sexo, tipo de unidade, etc. Em outras palavras, o intercepto específico de cada unidade absorve toda heterogeneidade que possa existir. Quarto, o termo de erro pode não seguir a hipótese clássica $e_{it} \sim N(0, \sigma^2)$.

Outra alternativa ao modelo por MQO é o modelo de efeitos aleatórios. Se no modelo FE a inclusão de variáveis *dummies* são necessárias para capturar toda a heterogeneidade no intercepto, no modelo RE, as características individuais não conhecidas são expressas por meio do termo de erro. As equações (5) e (6) sintetizam o modelo.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \beta_n x_{nit} + w_{it} \quad (5)$$

$$w_{it} = e_{it} + u_{it} \quad (6)$$

O estimador de efeitos aleatórios considera o termo de erro combinado e pressupõe que u_{it} e e_{it} são *i.i.d* e possuem σ_u^2 e σ_e^2 , respectivamente. Onde é possível demonstrar que $Var(w_{it}) = \sigma_e^2 + \sigma_u^2$ e a $Cov(w_{it}, w_{is}) = \sigma_u^2$. Logo a correlação $Corr(w_{it}, w_{is}) = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_e^2}$, para todo $t \neq s$. Destarte o modelo RE tem como pressuposto a existência de correlação serial no erro. Para esse caso o estimador indicado é o de mínimos quadrados generalizados [MQG], que considera a correlação entre os erros de cada unidade.

Enquanto no modelo FE cada unidade em corte transversal tem seu próprio intercepto, no modelo RE o intercepto comum é uma média de todos os interceptos e o componente de erro u_{it} representa o desvio aleatório do intercepto individual desse valor médio.

4.1. Definindo o modelo mais adequado: as estatísticas de testes

Para se definir qual o modelo mais adequado do ponto de vista estatístico, ou seja, o modelo por MQO, o modelo FE ou o modelo RE existem algumas estatísticas de teste usuais que servem para auxiliar o pesquisador. As mesmas são explicitadas a seguir:

a) Teste de Chow: é um teste F restrito que busca informar o modelo mais indicado entre o modelo por MQO e o modelo FE. A hipótese nula é que todos os interceptos individuais são iguais a zero. Caso o teste F não seja significativo, não se pode rejeitar a hipótese nula de que os interceptos não divergem.

H_0 : não há diferença entre os interceptos

H_1 : os interceptos divergem entre as unidades *cross-section*

b) Teste do Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan [BP]: verifica a hipótese de inexistência de efeitos aleatórios, ou, em termos didáticos, esse teste compara qual o melhor modelo entre o de MQO e o de RE. A hipótese nula é que $\sigma_u^2 = 0$, na equação da variância do termo de erro composto $Var(w_{it}) = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2$. Sob a hipótese nula o BP segue uma distribuição χ^2 com um grau de liberdade. Assim, caso o teste BP não seja significativo, não se pode rejeitar a hipótese nula de que $\sigma_u^2 = 0$ (modelo por MQO é preferível).

$$H_0: \sigma_u^2 = 0$$

$$H_1: \sigma_u^2 \neq 0$$

c) Teste de Hausman: a hipótese nula é que os estimadores do modelo de efeitos fixos e do modelo de efeitos aleatórios não diferem substancialmente. Esse teste possui uma distribuição assintótica χ^2 . Caso a hipótese nula seja rejeitada o modelo de efeitos aleatórios não é o mais indicado (Gujarati & Porter, 2011).

$$H_0: \text{modelo de efeitos aleatórios é adequado}$$

$$H_1: \text{modelo de efeitos aleatórios não é adequado}$$

4.2. Base de dados e modelo empírico

Os dados obtidos referem-se inicialmente a um total de 1.396 observações para o período 2010 – 2014. A maior parte dos dados foi coletada no site da Superintendência Nacional de Previdência Complementar [PREVIC], através das Séries de Estudos “Divulgação das Despesas Administrativas nº 1, nº 3, nº 4, nº 5 e nº 6”. Por sua vez, os dados sobre a quantidade de assistidos aposentados e pensionistas; participantes ativos e; quantidade de planos de benefício definido [BD], contribuição definida [CD] e contribuição variável [CV], por EFPC, tiveram que ser solicitados formalmente a PREVIC, por meio do Serviço de Informação ao Cidadão [SIC], vinculado ao Ministério da Transparência [MT].

É importante frisar que não existia na base de dados informações sobre todas EFPC para o período investigado. Tal situação fez com que os modelos de dados em painel construídos fossem não balanceados, o que não é um problema, conforme já destacado por Baltagi (1995).

O modelo empírico proposto segue a tradição dos trabalhos escritos sobre o tema, considerando uma função custo para as despesas administrativas, com os insumos dados por uma parcela fixa β_0 e uma parcela variável. Essa última, representada pelo total de participantes, o total de ativos e demais variáveis de controle de acordo com a equação (7):

$$\ln C_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Part_{it} + \beta_2 \ln Ativos_{it} + \beta_n X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

em que i refere-se a EFPC e t ao tempo. A variável dependente é $\ln C$, diz respeito ao logaritmo natural das despesas administrativas e a variáveis explanatórias são, respectivamente, o logaritmo natural do total de participantes ($\ln Part$) e o logaritmo natural do total de ativos ($\ln Ativos$). As demais variáveis de controle são: a relação de beneficiários sobre os participantes ativos; *dummy* para patrocinador privado; *dummy* para instituidor; a quantidade de planos das EFPC e; a relação de planos BD sobre a soma dos demais tipos de planos (CD e CV).

Caso a soma dos coeficientes do logaritmo natural do total de participantes e do logaritmo natural do total de ativos seja inferior a unidade, isto é, $\beta_1 + \beta_2 < 1$, pode-se afirmar que existem economias crescentes de escala nas EFPC brasileiras, indicando que estas possuem margem para reduzir suas despesas administrativas por meio de políticas de incentivo à captação de novos participantes, com consequente aumento da base de ativos. Nesse cenário, a despesa média por participante cairia, com o mesmo raciocínio sendo válido para as despesas atreladas às aplicações dos ativos.

Por sua vez, se o coeficiente da variável relação de beneficiários sobre os participantes ativos for significativo e apresentar valor inferior a 1 (um) e maior que 0 (zero) tem-se indicativo da presença de economias de escala e escopo. As economias de escala advêm do fato de existir um custo superior para a manutenção dos beneficiários se comparado aos participantes ativos, já que os primeiros tendem a utilizar mais a rede de atendimento e serviços das EFPC, bem como, ingressar com ações judiciais contra essas. Assim, quanto maior a quantidade de participantes ativos em relação aos beneficiários, maior é a possibilidade de surgirem economias de escala. As economias de escopo decorrem do fato de ser mais barato uma mesma EFPC ofertar atendimento a dois tipos de públicos distintos, ou seja, ativos e beneficiários, que duas EFPC atenderem isoladamente cada uma um tipo de cliente.

Com relação às variáveis *dummies* para patrocinador privado e instituidor, caso apresentem coeficientes negativos (positivos) e significativos, isso demonstrará que suas EFPC possuem menores (maiores) despesas administrativas se comparadas as EFPC patrocinadas por entes públicos.

Outra variável que pode verificar a existência de economias de escopo nas EFPC é a quantidade de planos previdenciários que estas possuem. Se o coeficiente dessa variável for insignificante ou muito pequeno, mesmo que significativo, tal resultado indicará que é mais econômico uma mesma EFPC oferecer planos previdenciários para empresas distintas, do que cada empresa instituir separadamente sua própria EFPC e seus planos de benefícios.

Por fim, a variável relação de planos BD sobre a soma dos demais tipos de planos (CD e CV), proposta no presente trabalho e que teve como inspiração o CPC 49 – Contabilização e Relatório Contábil de Planos de Benefícios de Aposentadoria possui a capacidade de mensurar a existência simultânea de economias de escala e escopo nas EFPC, caso essa seja estatisticamente menor que um e maior que zero. Para tal variável as economias de escala estariam atreladas a uma menor proporção de planos BD, em relação aos demais tipos de planos (CD e CV), tendo em vista que os primeiros ensejam maiores passivos atuariais que os dois últimos. Por sua vez, as economias de escopo seriam decorrência das menores despesas atreladas à oferta de dois ou mais produtos (planos BD e demais tipos de planos) por uma mesma EFPC, se comparado às despesas de duas ou mais EFPC oferecem de forma isolada, cada uma, somente um tipo de plano pós-emprego.

5. Resultados

A equação (7) foi estimada na forma de uma função custo, com as variáveis exógenas “total de participantes” e “total de ativos” em logaritmo e as demais em nível. Em decorrência da construção das variáveis: “relação de beneficiários sobre participantes ativos” e “relação de planos BD sobre a soma dos demais tipos de planos”, alguns dados tiveram que ser descartados e a amostra passou a contar com 1.180 observações. Os resultados são reportados na Tabela 1.

O modelo 1 foi regredido com dados empilhados por MQO revelando-se bastante representativo. O grau de ajuste da reta R^2 ajustado foi de 0,8314 e o valor da estatística $F = 831,67$ indica a rejeição da hipótese nula de que todas as variáveis do modelo são iguais a zero.

Por sua vez, ao se efetuar a regressão do modelo 2 de efeitos fixos – FE, considerando um intercepto para cada EFPC, obteve-se um R^2 geral de 0,7915. Além disso, o teste de Chow apresentou um $F = 26,95$ indicando a rejeição da hipótese nula de que o modelo por MQO é preferível ao modelo de efeitos fixos.

Tabela 1.

Regressões para a Função Custo

Variável dependente = Ln (Despesas Administrativas)			
Variáveis Independentes	Modelo 1 (MQO)	Modelo 2 (FE)	Modelo 3 (RE)
Ln dos Participantes e Pensionistas	0,062577* (0,0175813)	0,0456582* (0,0201444)	0,0497819* (0,017878)
Ln dos Ativos Financeiros	0,5673278* (0,0153009)	0,3827552* (0,030262)	0,4920741* (0,0195658)
Relação de Beneficiários sobre Participantes Ativos	0,0298544** (0,0088058)	-0,0113482** (0,0055953)	-0,0014767 (0,0053896)
Dummy Patrocinador Privado	-0,5707853** (0,0414842)	N.A.	-0,5930601** (0,0764815)
Dummy Instituidor	-0,2149073** (0,0821142)	N.A.	-0,4238288** (0,1584187)
Quantidade de Planos da EFPC	0,0084116** (0,0016395)	N.A.	0,0108075** (0,0030425)
Relação dos Planos BD sobre os Demais	0,0589206** (0,0219295)	0,0107777 (0,0204497)	0,0346436*** (0,0190972)
Constante	3,42909** (0,2297343)	6,912052** (0,5542907)	5,107572** (0,3475685)
Número de EFPC	1180	1180	1180
R^2	0,8314 ^a	0,7915 ^b	0,8278 ^b

*Coeficiente estatisticamente diferente de 0 e 1 ao nível de 5%.

**Coeficiente estatisticamente significativo ao nível de 5%.

***Coeficiente estatisticamente significativo ao nível de 10%.

N.A.: Não se aplica.

^a: R^2 ajustado.

^b: R^2 overall.

Já a estimação do modelo 3 de efeitos aleatórios – RE gerou um R^2 geral de 0,8278,

Realização:

também bastante representativo. Nesse sentido, como forma de verificar se o modelo de efeitos aleatórios é preferível ao modelo por MQO, realizou-se o teste LM de Breusch-Pagan, que apresentou um χ^2 de 1.193,76. Esse resultado indica a rejeição da hipótese nula de que o modelo por MQO é o melhor entre os dois.

Assim, como os modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios mostraram-se mais aderentes a base de dados, realizou-se o teste de Hausman para verificar qual dos dois é o mais indicado. O resultado do χ^2 de 46,42 sugere a rejeição da hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é preferível. Todavia, como forma de avaliar a robustez dos resultados encontrados, as três estimativas do modelo empírico, ou seja, por MQO, efeitos fixos e efeitos aleatórios foram apresentadas.

Com relação à análise das variáveis, os coeficientes β_1 e β_2 referentes ao logaritmo natural dos participantes e ao logaritmo natural do total de ativos, respectivamente, apresentaram sinais positivos e mostraram-se significantes ao nível de 5% para os três modelos apresentados. Outro resultado importante refere-se à soma de β_1 e β_2 , que em todos os casos é inferior a unidade, o que indica a existência de economias de escala em relação às despesas administrativas das EFPC.

Por sua vez, o coeficiente da variável relação de beneficiários sobre participantes ativos apresentou sinal positivo e significância estatística ao nível de 5% no modelo 1. Esse resultado confirma o aumento das despesas administrativas nas EFPC que possuem maior número de aposentados e pensionistas, se comparado ao número de ativos. Por outro lado, o valor inferior a unidade sugere a existência de economias de escopo, já que as despesas administrativas são inferiores em uma EFPC que oferta dois serviços distintos (atendimento a aposentados e pensionistas *versus* atendimento a participantes ativos), se comparado a duas EFPC que oferecem cada uma, um dos serviços individualmente, conforme a hipótese do modelo teórico de Caetano, Boueri e Sachsida (2015).

A variável *dummy* para patrocínio privado apresentou coeficientes negativos e estatisticamente significativos nos modelos 1 e 3, conforme sugere a literatura. Tal resultado evidencia que as EFPC com patrocínio predominantemente privado são mais eficientes que as EFPC com patrocínio de predomínio estatal. Ou seja, considerando o modelo 3, em termos comparativos, para cada R\$ 1,00 gasto com a manutenção de uma EFPC de patrocínio público, se gasta em média somente R\$ 0,41 com uma EFPC de patrocínio privado.

De forma similar a *dummy* para instituidor também revelou valores negativos e significância estatística nos modelos 1 e 3, indicando que as EFPC instituídas por pessoas jurídicas de caráter profissional, classista ou setorial possuem menores despesas administrativas que as EFPC de patrocínio público. Isto é, com base no modelo 3, é possível concluir que as EFPC mantidas por instituidores gastam somente R\$ 0,58 para cada R\$ 1,00 gasto pelas EFPC públicas com a suas despesas administrativas.

Outra variável bastante citada na literatura “quantidade de planos das EFPC”, apresentou coeficientes positivos, pequenos e inferiores a unidade, com significância estatística a 5% para os modelos 1 e 3 de acordo com o esperado. Esses resultados demonstram que as despesas administrativas de uma EFPC que oferta dois ou mais planos previdenciários é inferior a essas mesmas despesas em duas EFPC que ofertam cada uma, somente um tipo de plano.

Por fim, a variável proposta no presente trabalho “relação de planos BD sobre a soma dos demais tipos de planos”, elaborada com base no CPC 49 – Contabilização e Relatório Contábil de Planos de Benefícios de Aposentadoria, resultou em coeficientes positivos e estatisticamente

significantes ao nível de 5% para os modelos 1 e 3. Esses resultados indicam que as EFPC que possuem proporcionalmente uma quantidade maior de planos BD em relação aos planos CD e CV apresentam maiores despesas administrativas. Além disso, os coeficientes inferiores a 1 (um) em ambos os modelos são um indicativo da existência de economias de escopo nas EFPC que ofertam dois produtos (planos BD e demais tipos de planos). Ou seja, é mais vantajoso uma EFPC manter dois tipos de planos, pelo menos, que duas EFPC ofertarem isoladamente cada uma um determinado tipo de plano.

Como forma de verificar se os coeficientes encontrados no presente estudo, para as duas principais variáveis explicativas sobre as despesas administrativas, ou seja, o logaritmo natural do total de participantes e o logaritmo natural do total de ativos estão em linha com os achados na literatura foi construída a Tabela 2, que sintetiza os resultados.

Tabela 2.

Aderência dos Principais Coeficientes Encontrados

Variável	Referencial Teórico	Coeficiente	País
Logaritmo natural dos participantes ativos e pensionistas	Pereira, Niyama e Sallaberry (2013)	0,050	Brasil
	Pasqualetto (2015)	0,054	Brasil
	Modelo 2	0,046	Brasil
	Modelo 3	0,050	Brasil
Logaritmo natural do total de ativos	Hsin e Mitchell (1997)	0,49	EUA
	Batman e Mitchell (2004)	0,50	Austrália
	Pasqualetto <i>et al.</i> (2014)	0,52	Brasil
	Caetano, Boueri e Sachsida (2015)	0,45	Brasil
	Modelo 3	0,49	Brasil

Fonte: Elaboração dos autores.

Pela Tabela 2 é possível inferir que para a variável logaritmo natural do total de participantes, os modelos 2 e 3 apresentaram coeficientes relativamente próximos aos encontrados por Pereira, Niyama e Sallaberry (2013) e Pasqualetto (2015), para o caso brasileiro. No caso do logaritmo natural do total de ativos, o coeficiente do modelo 3 revelou valores comparáveis aos trabalhos de Hsin e Mitchell (1997), para as EFPC americanas, Batman e Mitchell (2004), para as EFPC da Austrália e Caetano, Boueri e Sachsida (2015) para essas mesmas entidades no Brasil.

6. Considerações finais

De maneira geral pode-se afirmar que existem economias de escala e escopo nas EFPC brasileiras. Conclui-se que as variáveis clássicas propostas pela literatura, ou seja, o logaritmo do

total de participantes e o logaritmo do total de ativos são aplicáveis ao caso brasileiro. Em todos os modelos construídos essas duas variáveis foram altamente relevantes. A robustez dos resultados é confirmada pela similaridade dos coeficientes encontrados, principalmente, pelo modelo 3 (efeitos aleatórios) em relação a outros trabalhos.

Já o coeficiente da variável relação de beneficiários sobre participantes ativos foi significativo e obteve sinal positivo para o modelo por MQO, indicando que EFPC que possuem uma maior quantidade de inativos e pensionistas arcam com maiores despesas administrativas. Além disso, como os coeficientes são menores que 1 (um) verifica-se a ocorrência de economias escala e escopo.

Outra variável que se apresentou extremamente robusta foi a *dummy* para patrocinador privado. Esta foi relevante em todos os modelos em que se aplica, o que significa que EFPC com predomínio de patrocínio privado possuem menores despesas administrativas se comparada às mesmas entidades com ascendência de patrocínio público, corroborando os achados de Pereira, Niyama e Sallaberry (2013), Caetano, Boueri e Sachsida (2015) e Pasqualetto (2015) para as EFPC brasileiras.

As considerações para a variável *dummy* do instituidor não deixam de seguir o mesmo caminho. O que assinala que em média, as EFPC que foram instituídas por órgãos de classe, associações, entre outros, possuem menores despesas administrativas se comparadas as EFPC de patrocínio predominantemente público.

A variável quantidade de planos da EFPC também apresentou coeficientes pequenos e significância em todos os modelos que cabia, o que indica que de forma geral o impacto sobre as despesas administrativas pela inclusão de mais um plano de benefícios é irrelevante, confirmando a hipótese das economias de escopo.

No que lhe concerne, a variável proposta pelo presente trabalho, ou seja, a relação de planos BD sobre os demais tipos de planos exibiu o sinal esperado para todos os modelos, obtendo significância estatística em dois deles. Tal resultado sugere que os planos BD são mais dispendiosos que os planos CD e CV, pois possuem regras atuariais mais frouxas, como o pagamento de uma renda mensal na aposentadoria similar ou muito próxima a da vida ativa. Juntamente a isso, verificou-se a presença de economias de escala e escopo, pois os coeficientes obtidos foram inferiores a unidade. Dessa forma, é possível concluir que EFPC que ofertam dois produtos (planos BD e demais tipos de planos), possuem menores despesas administrativas se comparadas as EFPC que ofertam individualmente somente um tipo de plano pós-emprego.

Haja vista que tal variável foi proposta pela primeira vez, até onde se sabe, existe a necessidade de que trabalhos futuros também avaliem a relação de planos BD sobre os demais tipos de planos para que se possa confirmar a presença das economias de escala e escopo em EFPC com pelo menos dois tipos de produtos previdenciários (planos BD e demais tipos de planos).

Referências

Atkinson, A. A.; Kaplan, R. S.; Matsumura, E. M.; Young, S. M. (2015). *Contabilidade Gerencial*. 4ª ed. São Paulo, Atlas.

Baltagi, B. H (1995). Econometric Analysis of Panel Data. *Econometric Theory*, Cambridge University Press, vol. 13 (05), pages 747-754, October.

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

Besanko, D.; Dranove, D.; Shanley, M.; Schaefer, S. (2009). *A Economia da Estratégia*, 3ª. ed. Bookman Editora.

Bikker, J. A. (2013). *Is there an optimal pension fund size? A scale-economy analysis of administrative and investment costs*. Utrecht, Netherlands: Tjalling C. Koopmans Research Institute – DNB. (Discussion paper series 13-06).

Bikker, J. A.; De Dreu, J. (2006). Operating costs of pension funds. *Journal of pension economics and finance*, v. 8, p. 63-89.

Bikker, J. A.; Steenbeek, O.; Torracchi, F. (2012). 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.

Bornia, A. C. (2002). *Análise gerencial de custos*. Porto Alegre: Bookman, 2002.

Caetano, M. A; Boueri, R; Sachsida, A. (2015). Economias de escala e escopo na previdência complementar fechada brasileira. *Economia Aplicada*, v. 19, p. 481-505.

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

Comitê de Pronunciamentos Contábeis 49 – Contabilização e Relatório Contábil de Planos de Benefícios de Aposentadoria, 2018. Disponível em: www.cpc.org.br. Acesso em: 10 out. 2018.

Garrison, R. H.; Noreen, E. W.; Brewer, P. C. (2013). *Contabilidade gerencial*. 14. ed. Rio de Janeiro: AMGH.

Conselho Nacional de Previdência Complementar (2011). Resolução CNPC nº 8, de 31 de outubro de 2011. *Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil*, Poder Executivo, Brasília, DF, 16 dez. 2011. Seção 1, p.79-86.

Conselho de Gestão da Previdência Complementar (2009). Resolução CGPC nº 29, de 31 de agosto de 2009. *Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil*, Poder Executivo, Brasília, DF, 10 set. 2009. Seção 1, p.51-52.

Gujarati, D. N; Porter, D. C. (2011). *Econometria Básica*, 5ª ed. Porto Alegre: AMGH Ed.

Hansen, D. R.; Mowen, M. M. (2001). *Gestão de Custos*. 3. ed. São Paulo: Pioneira Thomson Learning.

Horngren, C. T.; Foster, G.; Datar, S. (2004). *Contabilidade de custos*. 11. ed. v. 2. São Paulo: Pearson Prentice Hall.

Hsin, P. & Mitchell, O. (1997). Public pension plan efficiency, *In*: M. Gordon, O. Mitchell & M. Twinney, (Org.), *Positioning Pensions for the 21st Century*, University of Pennsylvania Press, p. 187-205.

Lei Complementar nº 109, de 29 de maio de 2001. Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil, Poder Executivo, Brasília, DF, 30 mai. 2001. Seção 1, p. 3.

Malhotra, D. K., Martin, R., McLeod, R. W. (2009). Cost efficiencies and the selection of closed-end funds. *Financial Services Review*, v. 18, p. 105-122.

Martins, Eliseu. (2018). *Contabilidade de custos*. 11. ed. São Paulo: Atlas.

Mitchell, O.; Andrews, E. (1981). Scale economies in private multi-employer pension systems. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 34, p. 522-530.

Pasqualetto, J. C. M. (2015). *Os Fatores Impactantes dos Custos Administrativos nos Fundos de Pensão Brasileiros*. 2015. 79 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Escola de Gestão e Negócios da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos), São Leopoldo.

Pasqualetto, J. C. M.; Costa, A. B.; Etchebest, L. C.; Silva, M. P.; Padilha, R. T. L. (2014). Custos administrativos dos fundos de pensão brasileiros: uma análise entre os patrocínios públicos e privados. *Revista de Administração e Contabilidade*, v. 6, n. 3, p. 38-50.

Pereira, C. A. P.; Niyama, J. K.; Sallaberry, J. D. (2013). A economia de escala no custo administrativo dos fundos de pensão brasileiros. *In*: Congresso Brasileiro de Custos, 2013, Uberlândia. *Anais...*Uberlândia: Center Shopping Uberlândia.

Reyna, O. T. (2007). *Painel Data Analysis Fixed and Random Effects using Stata (v.4.2)*. Princeton: Princeton University.

Superintendência Nacional de Previdência Complementar (2017). *Divulgação das Despesas Administrativas do Exercício de 2010 das Entidades Fechadas de Previdência Complementar*. Brasília, DF: PREVIC, 2010. (Série de Estudos, nº 1, nº 3, nº 4, nº 5 e nº 6). Disponível em: <http://www.previc.gov.br/central-de-conteudos/publicacoes/series-de-estudo/serie-de-estudos-1>. Acesso em 08 jun. 2017.

Zimmerman, J. L. (1997). *Accounting for decision making and control*. 2. ed. Boston: Irwin Mc Graw Hill.