

Os serviços tributários prestados pelo auditor e a qualidade do *accrual* tributário no Brasil

Luis Paulo Guimarães dos Santos¹

 <https://orcid.org/0000-0001-9986-8237>

E-mail: lupa@ufba.br

Sheizi Calheira de Freitas¹

 <https://orcid.org/0000-0002-1148-4296>

E-mail: shecal@ufba.br

¹ Universidade Federal da Bahia, Departamento de Ciências Contábeis, Salvador, BA, Brasil

Recebido em 23/08/2023 – Desk aceite em 20/10/2023 – 2ª versão aprovada em 08/02/2024

Editor-Chefe: Andson Braga de Aguiar

Editores Associados: Márcia Martins Mendes De Luca e Eduardo da Silva Flores

RESUMO

Esta pesquisa teve por objetivo analisar a associação temporal entre os serviços tributários fornecidos pelo auditor (*auditor-provided tax services* [APTS]) e a qualidade do *accrual* do imposto de renda corporativo no contexto brasileiro. Estudos que analisam a influência do APTS na qualidade do *accrual* tributário são escassos e foram realizados apenas nos Estados Unidos da América (EUA), de modo que essa relação ainda não é bem compreendida em função da ausência de evidências em outros contextos institucionais. Os resultados da pesquisa ampliam as evidências internacionais sobre o tema e a literatura empírica em auditoria e tributação. Além disso, esses resultados têm implicações para reguladores, empresas que contratam serviços tributários de seus auditores, firmas de auditoria que fornecem tais serviços e pesquisadores acadêmicos, porque contrariam o argumento do transbordamento de conhecimento e reforçam a ideia de que a APTS pode comprometer a independência do auditor no caso de configurações institucionais como a brasileira. A pesquisa adaptou o modelo empírico de Choudhary et al. (2021) e estimou a relação entre as variáveis de interesse utilizando dados em painel com erros padrão robustos e uma variedade de modelos econométricos que abordam questões relacionadas a heterogeneidade não observada entre as firmas, endogeneidade, viés de seleção, *outliers* e erro de especificação. Documentamos novas evidências da associação negativa e estatisticamente significativa entre APTS e a qualidade do *accrual* do imposto de renda, contribuindo para o debate em andamento sobre a imposição de limitações à prestação de serviços não relacionados à auditoria pelo auditor e do papel dos serviços tributários na qualidade das informações contábeis.

Palavras-chave: imposto de renda corporativo, auditor, *accrual* tributário, transbordamento de conhecimento, qualidade da auditoria.

Endereço para correspondência

Luis Paulo Guimarães dos Santos

Universidade Federal da Bahia, Departamento de Ciências Contábeis

Avenida Reitor Miguel Calmon, s/n – CEP: 40110-100

Vale do Canela – Salvador – BA – Brasil

Este é um texto bilíngue. Este artigo também foi traduzido para o idioma inglês, publicado sob o DOI <https://doi.org/10.1590/1808-057x20241985.en>. Trabalho apresentado no XVII Congresso ANPCONT, São Paulo, SP, Brasil, dezembro de 2023.



Auditor-provided tax services and tax accrual quality in Brazil

ABSTRACT

This research aimed to analyze the temporal association between auditor-provided tax services (APTS) and corporate income tax accrual quality in the Brazilian context. Studies analyzing the influence of APTS on tax accrual quality are scarce and have only been carried out in the United States of America (USA), so that this relationship is not yet clearly understood due to lack of evidence in other institutional contexts. Research results expand international evidence on the theme and enrich empirical literature on auditing and taxation. Also, these results have implications for regulators, companies that contract tax services from their auditors, auditing firms that provide such services, and academic researchers, because they contradict the knowledge spillover argument and reinforce the idea that APTS can compromise auditor independence in the case of institutional configurations such as the Brazilian one. The research adapted the empirical model of Choudhary et al. (2021) and estimated the relationship between the variables of interest using panel data with robust standard errors and a variety of econometric models that address issues related to unobserved heterogeneity between firms, endogeneity, selection bias, outliers, and specification error. We document new evidence of the negative and statistically significant association between APTS and income tax accrual quality, contributing to the ongoing debate about imposing limitations on auditor provision of non-audit services and the role of tax services in accounting information quality.

Keywords: corporate income tax, auditor, tax accrual, knowledge spillover, audit quality.

1. INTRODUÇÃO

Devido à preocupação com o comprometimento da independência do auditor, reguladores em vários países têm restringido a prestação da maior parte dos serviços não relacionados à auditoria (*non-audit services* [NAS]) pelo auditor titular da firma, mas permitem, em alguns casos, o fornecimento de serviços tributários (*auditor-provided tax services* [APTS]). Investidores percebem os benefícios dos APTS, decorrentes do transbordamento de conhecimento (Krishnan et al., 2013). No entanto, os estudos empíricos que tratam desse problema têm documentado resultados inconsistentes e apresentam evidências sugerindo tanto o transbordamento de conhecimento (Lai, 2022; Watrin et al., 2019) quanto o comprometimento da independência do auditor (Carr et al., 2021; Choudhary et al., 2021; Knechel & Payne, 2001).

Para Choudhary et al. (2021), essa inconsistência pode ser explicada em parte pelo fato dos estudos anteriores tentarem associar os serviços tributários a violações materiais de princípios contábeis geralmente aceitos (*generally accepted accounting principles* [GAAP]), utilizando preponderantemente medidas específicas de qualidade das demonstrações contábeis e da auditoria (p. ex., rerepresentação de demonstrações financeiras, qualidade do lucro, divulgações de fraquezas materiais de controle interno e modificação de opinião sobre continuidade operacional) com pouca capacidade para produzir inferência sobre a influência dos serviços tributários no transbordamento de conhecimento ou comprometimento da independência do auditor. Além disso, as violações de princípios contábeis consideradas

imateriais não são reveladas pelas empresas e não podem ser capturadas por essas pesquisas.

Para avançar nessa questão, Choudhary et al. (2021) propõem o uso da qualidade do *accrual* do imposto de renda (*income tax accrual quality*) como *proxy* para qualidade da auditoria e dos relatórios financeiros das empresas. Conforme argumentam os autores, a qualidade do *accrual* é uma métrica relacionada às demonstrações contábeis que reflete o erro de estimativa do imposto de renda, pois captura o mapeamento entre o *accrual* e os impostos pagos em períodos atuais e adjacentes de uma empresa em relação aos pares do setor, de modo que valores mais altos indicam maior variância no mapeamento e, por consequência, maior erro de estimativa do imposto de renda corporativo. Por isso, é esperado que o efeito do APTS seja mais discernível com a utilização dessa medida.

Choudhary et al. (2016) explicam que o *accrual* do imposto de renda pode ser afetado tanto pelos erros de estimativas decorrentes da incapacidade dos gestores avaliarem adequadamente as implicações tributáveis das operações de suas empresas quanto pelas diferenças entre a despesa de imposto de renda apurada de acordo com os GAAP e os fluxos de caixa relacionados ao imposto de renda que não são capturados por impostos diferidos ativos e passivos. Como consequência, tanto o erro de estimativa gerencial quanto o erro induzido pelos GAAP afetam a capacidade da despesa tributária refletir os fluxos de caixa relacionados aos tributos, aumentando os erros de mapeamento dos *accruals* tributários nos fluxos de caixa vinculados ao imposto de renda, tornando-se

uma medida de qualidade das demonstrações contábeis que captura o erro de estimativa e as violações imateriais dentro dos GAAP. Isso é possível porque, como esclarecem Choudhary et al. (2016, 2021), a maneira como a qualidade do *accrual* é estimada permite capturar variações menos extremas (por meio de padrões estatísticos) nas contas específicas de impostos, além de violações reais ou potenciais de princípios contábeis para uma grande amostra de empresas em uma ampla série temporal. Como medida contínua, a qualidade do *accrual* é capaz de capturar pequenas quantidades de erros de estimativa que podem resultar em menor qualidade dos relatórios financeiros, mesmo na ausência de violações materiais mais flagrantes de princípios contábeis.

Por essa perspectiva, o *accrual* do imposto de renda se torna uma *proxy* interessante e poderosa no contexto dos estudos relativos ao uso de APTS, pois envolve uma despesa economicamente relevante para a maioria das empresas de capital aberto, cuja apuração é complexa e regulada por uma intrincada legislação e regras tributárias que requer dos gestores entendimento técnico de como os relatórios contábeis e fiscais se articulam (Choudhary et al., 2016; De Simone et al., 2015).

Sun e Habib (2021) argumentam que, em função da relação bem próxima entre os serviços tributários e a apuração do resultado tributável da empresa, o transbordamento de conhecimento deve manifestar-se por meio do compartilhamento de informações entre as equipes de consultoria tributária e de auditoria, podendo levar a melhores estimativas do imposto de renda. Por outro lado, a prestação de serviços tributários pode induzir ao viés de autorrevisão ou ameaças de interesse próprio se o auditor estiver na contingência de ter de revisar os trabalhos executados por membros de sua própria firma vinculados à prestação dos serviços tributários, podendo levar a piores estimativas do imposto de renda. Esse efeito do APTS na estimativa fiscal pode ser mais pronunciado em empresas mais agressivas tributariamente (Carr et al., 2021).

Nesta pesquisa, analisamos a associação entre a prestação conjunta de serviços de auditoria e tributários pelo auditor titular da firma e a qualidade do *accrual* do imposto de renda corporativo no Brasil. Estudos no contexto dos APTS que utilizam essa medida específica relativa à conta de provisão para o imposto de renda corporativo são escassos e os poucos existentes foram realizados nos Estados Unidos da América (EUA). Todavia, as diferenças nas regulamentações e outros aspectos institucionais de cada país podem afetar (moderando ou mediando) a relação entre os APTS e a qualidade do *accrual* do imposto de renda, de modo que essa relação ainda não está clara.

Apesar de no Brasil haver normas originadas tanto da Comissão de Valores Mobiliários (CVM) (p. ex.,

Resolução CVM n. 23/2021) quanto do Conselho Federal de Contabilidade (CFC) (p. ex., a NBC PA 400/2019, posteriormente alterada pela NBC n. 017/2022), limitando a prestação de NAS pelo auditor titular, caso haja conflito de interesses, na prática, as firmas de auditoria continuam fornecendo esses serviços, tendo em vista que são elas próprias, ou a companhia contratante, que fazem o julgamento sobre se há ou não conflito de interesses e, ainda assim, a eventual vedação pode ser contornada pela aplicação de salvaguardas que visam a mitigar as ameaças à independência do auditor. Dessa maneira, muitas empresas continuam contratando NAS de seus auditores, incluindo serviços tributários.

Além disso, tendo em vista que a agressividade tributária pode influenciar a relação entre os APTS e a divulgação de informações contábeis sobre impostos (Carr et al., 2021), o Brasil oferece um contexto institucional interessante para explorar esse problema porque há evidências observacionais sugerindo que a agressividade tributária afeta a qualidade das informações contábeis divulgadas no mercado nacional (Martinez et al., 2022; Ramos & Martinez, 2018; Santos et al., 2019) e que as taxas efetivas de tributos sobre a renda (ETR) (uma *proxy* para agressividade tributária) é influenciada pelos APTS (Santos et al., 2021).

Antecipando os resultados, identificamos em nossa amostra uma associação negativa e contemporânea entre APTS e a qualidade do *accrual* do imposto de renda. Os resultados são robustos para uma variedade de controles e modelos econométricos que abordam formalmente questões relativas a heterogeneidade não observada e invariante no tempo entre as firmas e testes adicionais que levam em consideração preocupações de endogeneidade, viés de seleção, *outliers* e erro de especificação. Esses resultados ampliam as evidências já apresentadas em Carr et al. (2021) e Choudhary et al. (2021) para o mercado estadunidense e são compatíveis com a ideia de comprometimento da independência do auditor e contrários ao argumento do transbordamento de conhecimento.

Ao documentar evidências sugerindo que o APTS influencia negativamente a qualidade da informação contábil relativa ao imposto de renda, este estudo lança luz sobre o debate em andamento e tem implicações para reguladores, empresas que contratam serviços tributários de seus auditores, firmas de auditoria que fornecem tais serviços e pesquisadores acadêmicos porque contraria o argumento do transbordamento de conhecimento e reforça a ideia de que os NAS em geral e os serviços tributários em particular podem comprometer a independência do auditor no caso de configurações institucionais como a brasileira. Finalmente, por se tratar de estudo fora do contexto americano, realizado em um ambiente institucional considerado de baixa proteção ao investidor,

baixo risco de litígio para o auditor e de alta complexidade tributária, a pesquisa ajuda a preencher a lacuna existente,

ampliando as evidências internacionais sobre o tema e a literatura empírica em auditoria e tributação.

2. LITERATURA RELACIONADA E HIPÓTESE

De acordo com Sun e Habib (2021), a literatura considera duas abordagens teóricas concorrentes para analisar as consequências da utilização de serviços tributários fornecidos pelo auditor titular da firma. A primeira é o argumento de transbordamento (*spillover*) de conhecimento, segundo o qual o APTS melhora a qualidade da auditoria, além de reduzir seus custos. A segunda é o argumento do comprometimento da independência do auditor, no qual se defende a ideia de que o APTS prejudica a qualidade da auditoria porque pode fortalecer o vínculo econômico entre o auditor e a firma auditada.

Em relação ao argumento do transbordamento de conhecimento, De Simone et al. (2015) racionalizam que as firmas de auditoria que prestam serviços tributários conjuntamente com o serviço de auditoria contábil têm mais chances de obter conhecimento sobre as operações e os negócios de seus clientes. Com isso, melhoram sua capacidade de reconhecer as transações relevantes para as demonstrações contábeis, os controles internos essenciais para o adequado registro das transações que importam para divulgação financeira e a experiência para avaliar a qualidade desses controles. O conhecimento adquirido pode ser compartilhado entre as diferentes equipes de trabalho, permitindo ao pessoal de auditoria o desenvolvimento de *expertise* que pode ser útil no próprio serviço de auditoria das demonstrações contábeis e dos controles internos. McGuire et al. (2012) consideram, ainda, que o transbordamento de conhecimento pode ser gerado a partir do conhecimento específico da indústria que as firmas de auditoria adquirem ao prestar serviços tributários às empresas do mesmo setor. Além disso, conforme destacam Sun e Habib (2021), a prestação dos serviços tributários proporciona aos auditores melhor entendimento das estratégias tributárias do cliente, facilitando o trabalho de atestar as declarações relativas aos impostos, bem como a avaliação das atitudes dos clientes diante da agressividade dos relatórios financeiros.

No entanto, como lembram Sun e Habib (2021), o fornecimento concomitante de serviços tributários e de auditoria pela mesma firma pode gerar preocupações com o surgimento de ameaças de interesse próprio e de autorrevisão e comprometimento da independência do auditor. De acordo com a International Federation of Accountants (IFAC, 2009), a ameaça de interesse próprio trata da preocupação de que um interesse (financeiro ou diverso) possa influenciar negativamente o julgamento ou

o comportamento profissional do auditor. Por sua vez, a ameaça de autorrevisão se refere ao risco de a auditoria deixar de avaliar adequadamente o julgamento ou o resultado de um serviço já realizado pelo próprio auditor ou por algum membro da firma onde ele trabalha.

Assim como qualquer serviço de não auditoria, os APTS podem aumentar o vínculo econômico entre auditores e clientes, tornando-se fontes de ameaça de interesse próprio. Simunic (1984) desenvolveu um modelo analítico da demanda conjunta por serviços de auditoria e não auditoria e demonstrou que as eventuais eficiências de produção conjunta resultantes do transbordamento de conhecimento podem ser parcialmente apropriadas como renda pelo auditor e criar uma ameaça à sua independência, porque o auditor estará vinculado economicamente ao cliente. Portanto, as rendas atuais e futuras relacionadas ao APTS podem estreitar os laços econômicos entre as firmas de auditoria e seus clientes de auditoria, ameaçando a independência do auditor (Sun & Habib, 2021). Além disso, no contexto dos APTS, a independência do auditor também poderá ser comprometida por causa do risco de a equipe de auditoria não avaliar adequadamente o resultado do trabalho envolvendo questões fiscais do cliente realizado pela equipe dos serviços tributários, quando ambas pertencem à mesma firma que fornece os dois serviços (Choudhary et al., 2021).

Muitos dos estudos observacionais que investigam a associação entre APTS e diferentes *proxies* relativas à qualidade da divulgação financeira das empresas (diretamente e não diretamente relacionadas a tributos) documentaram evidências que dão suporte tanto ao argumento de transbordamento de conhecimento (Gleason & Mills, 2011; Watrin et al., 2019) quanto ao argumento de comprometimento da independência do auditor (Knechel & Payne, 2001).

Entretanto, segundo Choudhary et al. (2021), essas pesquisas não analisaram a área onde deveria existir repercussão de conhecimento ou ameaça à independência do auditor em função do APTS porque utilizaram medidas específicas da qualidade dos relatórios financeiros, ou medidas específicas relativas ao imposto de renda, que apenas conseguem identificar erros materiais de violação de princípios contábeis. Para Choudhary (2021), o efeito do APTS deverá ser mais bem distinguido ao se empregar uma medida de qualidade das demonstrações contábeis que captura erros de estimativas e violações imateriais

de princípios contábeis no *accrual* do imposto de renda porque essa métrica está diretamente relacionada à conta de provisão para o imposto de renda corporativo. Para Choudhary et al. (2021), como os profissionais tributários estão mais habilitados para avaliar questões fiscais, a conta de provisão para o imposto de renda auditada no balanço deve aumentar a interação entre a equipe de auditoria e a equipe de serviços tributários.

Todavia, Carr et al. (2021) argumentam que o fornecimento de serviços tributários altamente agressivos pelo auditor aos seus clientes de auditoria, cuja remuneração é decorrente do resultado financeiro desses serviços, provavelmente compromete o julgamento independente e gera ameaça de autorrevisão na execução da auditoria da conta de imposto de renda porque coloca os auditores na posição de auditar o trabalho da sua própria empresa, além de fazer com que tenham uma mutualidade inadequada de interesse com o cliente em função dos incentivos financeiros.

Ao investigarem os efeitos das restrições impostas pelo The Public Company Accounting Oversight Board (PCAOB) para APTS agressivos, Carr et al. (2021) documentaram evidências robustas de que as empresas que reduziram significativamente a contratação de APTS experimentaram uma melhoria na qualidade do *accrual* do imposto de renda

e que essa melhoria foi mais pronunciada para as empresas que eram mais agressivas tributariamente no período pré-regulamentação. Do mesmo modo, Choudhary et al. (2021) documentaram que maiores montantes de APTS estão associados a maiores erros de estimativa na despesa de imposto de renda, sugerindo uma relação negativa entre APTS e qualidade do *accrual* tributário.

No caso específico do Brasil, evidências observacionais documentaram que a agressividade tributária: (i) afeta características qualitativas do relato financeiro das empresas (Martinez et al., 2022); e (ii) diminui a qualidade das informações contábeis divulgadas (Ramos & Martinez, 2018; Santos et al., 2019). Além disso, Santos et al. (2021) identificaram uma relação negativa entre APTS e a taxa efetiva de tributos. Dado que muitos estudos interpretam o aumento da ETR como *proxy* para agressividade tributária, é esperado que, nesse contexto, o APTS influencie negativamente a qualidade do *accrual* do imposto de renda dessas empresas, como sugerido por Carr et al. (2021). Com isso, a seguinte hipótese pode ser formulada, quando se analisa o caso brasileiro:

H1: Os serviços tributários fornecidos pelo auditor titular estão negativamente associados à qualidade do *accrual* do imposto de renda corporativo da firma.

3. METODOLOGIA

3.1 Mensuração da Qualidade do *Accrual* do Imposto de Renda e Modelo Empírico

A qualidade do *accrual* do imposto de renda (QAIR) corporativo é a principal variável de interesse

$$AIR_{ij} = \beta_0 + \beta_1 IRPAGO_{it-1} + \beta_2 IRPAGO_{it} + \beta_3 IRPAGO_{it+1} + \beta_4 \Delta IRDP_{it} + \beta_5 \Delta IRDA_{it} + \varepsilon_{it} \quad 1$$

Na equação 1, a variável dependente AIR é a diferença entre a despesa total de imposto de renda e o imposto de renda pago (IRPAGO) no período t (uma conta da demonstração de resultados menos os fluxos de caixa relacionados). A variável IRPAGO representa o valor do imposto de renda corporativo pago em $t-1$, t e $t+1$. O modelo original proposto por Choudhary et al. (2016) utiliza diretamente o valor do imposto de renda pago, obrigatoriamente divulgado pelas empresas nos EUA. Como no Brasil as empresas não são obrigadas a informar publicamente quanto efetivamente pagaram de imposto de renda em cada período fiscal, para a nossa pesquisa, o imposto de renda pago foi calculado por meio da seguinte fórmula:

$$IRPAGO = Despesa\ Total\ de\ IR - \Delta\ de\ IR\ a\ Pagar \quad 2$$

da pesquisa e, para sua mensuração, recorre-se a uma adaptação da metodologia desenvolvida e validada por Choudhary et al. (2016), onde inicialmente se calcula o *accrual* do imposto de renda (AIR) por meio da seguinte fórmula:

As variáveis $\Delta IRDP$ e $\Delta IRDA$ representam as variações no período corrente do Imposto de Renda Diferido Passivo e Imposto de Renda Diferido Ativo de longo prazo e servem para controlar diferenças temporárias entre os GAAP e as regras fiscais na apuração do imposto de renda que não representam erros de estimativas gerenciais e que geralmente se revertem fora da janela $t-1$ até $t+1$. Todas as variáveis são escalonadas pelo ativo total. Em seguida, são estimadas regressões em cortes transversais, baseadas em mínimos quadrados ordinários (MQO), para cada ano e setor. Depois disso, a variável QAIR é definida como o desvio padrão dos resíduos da empresa i da estimativa anual da Equação (1) ao longo da janela de $t-3$ até t . Neste estudo, testamos as janelas de $t-4$ até t , de 5 períodos, mas não identificamos mudanças qualitativas em relação à janela de 4 períodos. Então, para trabalhar com uma amostra maior, mantivemos a janela de 4 períodos.

De acordo com Choudhary et al. (2021), QAIR reflete a capacidade do sistema contábil da uma empresa, em comparação com seus pares do setor, gerar *accruals* tributários que mapeiam adequadamente os fluxos de caixa relativos ao imposto de renda. Valores mais altos de desvio padrão indicam baixa qualidade de *accrual* decorrente de erros de estimativas gerenciais (intencionais ou não) e observância

$$QAIR_{it} = \beta_0 + \beta_1 APTS_{it} + \beta_2 OutrosNAS_{it} + \beta_3 QACG_{it} + \beta_4 ESO_{it} + \beta_5 DISC\&EXTRA_{it} + \beta_6 VOLLAIR_{it} \\ + \beta_7 PFISCAL_{it} + \beta_8 TAM_{it} + \beta_9 INTENSIT_{it} + \beta_{10} INTANG_{it} + \beta_{11} MTB_{it} + \beta_{12} ROA_{it} \\ + \beta_{13} ALAV_{it} + \beta_{14} BIG4_{it} + \beta_{15-23} ANO_{it} + \beta_{24-31} SETOR_{it} + \varepsilon_{it}$$

3

É importante salientar que nosso cálculo do *accrual* do imposto de renda, baseado em variações de contas do Balanço Patrimonial, pode não ser tão preciso, pois existem limitações de dados relativos a componentes que podem refletir o *accrual* tributário como, por exemplo, o imposto de renda diferido (ativo e passivo) do circulante. Além disso, em alguns casos, a conta de Impostos a Pagar pode conter impostos municipais, estaduais e federais, incluindo o próprio imposto de renda.

Outro aspecto que deve ser considerado é o fato do modelo de cálculo do *accrual* adotado nesta pesquisa ter sido desenvolvido considerando o contexto americano. A legislação tributária relativa ao imposto de renda das empresas americanas tem diferenças relevantes em relação à brasileira que podem afetar o *accrual* tributário. Por exemplo, como explica Soares (2020), no Brasil, o prejuízo fiscal só pode ser compensado com lucros futuros e limita-se à redução destes em 30%. Por outro lado, nos EUA, além dos lucros futuros (com um limite de 80%) é possível a compensação “para trás” (*carry-back loss*) com a devolução de impostos pagos em exercícios anteriores. Essa característica faz com que a sistemática de apuração do imposto de renda a pagar e do imposto efetivamente pago pelas empresas tenha uma dinâmica diferente nos dois países.

Em outro exemplo, no Brasil, as empresas nacionais pagam imposto sobre lucros auferidos por suas controladas e coligadas estabelecidas fora do país. Já nos EUA, os dividendos recebidos por empresas norte-americanas de suas coligadas e controladas estabelecidas no exterior têm dedução de 100% na apuração do imposto de renda corporativo. No entanto, alguns tipos de rendimentos (*passive income*) não fazem jus a essa dedução. Finalmente, a legislação norte-americana também possui uma série de normas tributárias para evitar abusos na manipulação

$$\Delta CG_{ij} = \beta_0 + \beta_1 FCO_{it-1} + \beta_2 FCO_{it} + \beta_3 FCO_{it+1} + \beta_4 \Delta Receita_{it} + \beta_5 \Delta Imobilizado_{it} + \varepsilon_{it}$$

4

em que ΔCG é a variação no capital de giro da empresa, FCO é o fluxo de caixa operacional, $\Delta Receita$ é a variação na receita e $\Delta Imobilizado$ é a variação no imobilizado. Todas as variáveis são escalonadas pelo ativo total.

de princípios contábeis que levam a diferenças entre a despesa e os fluxos de caixa relativos ao imposto de renda não capturados por impostos diferidos ativos e passivos.

Em seguida, a inferência sobre a influência do APTS na qualidade do *accrual* do imposto de renda foi feita por meio do seguinte modelo de regressão baseado em Carr et al. (2021), Choudhary et al. (2021) e Walton et al. (2021):

de resultados e deslocamento dos lucros para paraísos fiscais (Soares, 2020).

3.2 Descrição da Variável Independente Principal e Controles

Na equação 3, APTS é a variável de interesse e foi mensurada de duas maneiras. Primeiro, usamos a razão entre o valor pago pelos serviços tributários e o valor total de todos os serviços pagos à firma de auditoria (APTS contínuo) para avaliar se a qualidade do *accrual* varia diretamente com a proporção de honorários relacionados a serviços tributários. Em seguida, adotamos uma variável indicadora (DAPTS) para saber se a QAIR das empresas que contratam serviços tributários do auditor é diferente das empresas que não contratam. DAPTS assume valor 1 na presença de serviços tributários e 0 nos demais casos. Os valores do APTS e dos serviços totais contratados do auditor foram obtidos nos Formulários de Referência (FR) divulgados pelas empresas. O APTS inclui quaisquer serviços fiscais e tributários prestados pela firma de auditoria (p. ex., *compliance* fiscal e assessoria e consultoria tributária). Esperamos que $\beta_1 > 0$ no caso de transbordamento de conhecimento e $\beta_1 < 0$ no caso de comprometimento da independência do auditor.

A variável OutrosNAS representa o percentual de outros serviços contratados do auditor (em relação aos serviços totais) que não sejam serviços tributários e serve para controlar outras fontes de dependência econômica do auditor. QACG representa a qualidade do capital de giro e, segundo Choudhary et al. (2021), serve para estimar a relação entre APTS e QAIR sem a influência do capital de giro. QACG foi calculada com base em Francis et al. (2005) e representa o desvio padrão dos resíduos da empresa *i* da estimativa empresa-ano da Equação (4) ao longo das janelas de *t-3* até *t*.

De acordo com Choudhary et al. (2021) outras fontes importantes de mapeamento incorreto induzido por GAAP são a presença de remuneração de executivos baseada em opção de ação (ESO) e a presença de despesas

discricionárias e extraordinárias (DISC&EXTRA). No modelo, esses fatores são operacionalizados por variáveis indicadoras onde o valor 1 indica a presença do fator e 0 caso contrário. Seguindo Choudhary et al. (2021), atribuiu-se o valor 1 para DISC&EXTRA quando o lucro das operações descontínuas era superior a 1% da receita de vendas.

O modelo também controla para fatores que capturam características das empresas que podem estar associadas a maior julgamento e complexidade na aplicação dos GAAP relacionados ao imposto de renda e que aumentam a propensão de ocorrências de práticas tributárias mais sofisticadas e complexas, ampliando o potencial de erro de estimativa do imposto de renda (Choudhary et al. 2016), por meio das seguintes variáveis: volatilidade do Lucro antes do Imposto de Renda (VOL_LAIR) medida pelo desvio padrão do LAIR escalonado pelo ativo total defasado, medido dos anos $t-3$ a t ; Prejuízo Fiscal (PFISCAL), que é uma variável indicadora onde 1 sinaliza a presença de prejuízo fiscal e 0 em caso contrário; e tamanho (TAM) medido pelo logaritmo natural do ativo total.

Seguindo Walton et al. (2021), o modelo de regressão controla para os seguintes fatores explicativos do comportamento tributário das empresas: intensidade de capital (INTENSITCAP) mensurada com base no valor do ativo imobilizado da empresa escalonado pelo ativo total defasado; ativo intangível (INTANG) representado pelo valor dos intangíveis de uma empresa dimensionado pelo ativo total defasado; razão do valor de mercado atual da empresa em relação ao seu valor contábil (MTB); retorno sobre ativo (ROA) calculado pela divisão do LAIR pelo ativo total defasado; alavancagem (ALAV) definido como a dívida total da empresa dividida pelo ativo total; e se a empresa é auditada por auditoria Big Four (BIG4) operacionalizado por uma variável indicadora onde 1 indica a presença de uma das quatro maiores firmas internacionais de auditoria e 0 em caso contrário. São incluídos efeitos fixos do setor para controlar as práticas tributárias não observáveis das empresas que são afetadas pelas características do setor e que podem influenciar a

qualidade do *accrual* do imposto de renda, e os efeitos fixos de ano para mitigar o efeito de fatores inobserváveis que variam ao longo do tempo.

3.3 Critério de Seleção da Amostra

A população-alvo da pesquisa consiste em todas as empresas de capital aberto que operaram na Bolsa de Valores de São Paulo ao longo de todo o período de 2010 a 2022. Foram usadas duas fontes principais para a obtenção de dados da pesquisa: (i) Sistema Economatica – para coletar dados contábeis e para o cálculo da variável QAIR; e (ii) *site* da CVM – para obter os dados sobre remuneração do auditor. Limitamos a amostra para as empresas que estavam listadas na bolsa de valores brasileira (B3) e que apresentaram todas as informações necessárias, sem valores ausentes, para mensurar as variáveis do modelo empírico entre os anos de 2010 e 2022, de modo que um painel equilibrado de empresas fosse definido. Optamos por usar um painel equilibrado porque o controle da heterogeneidade entre as empresas e os efeitos das variáveis omitidas tendem a ser mais eficientes em um contexto de análise de painel com efeito fixo, além de permitir uma análise mais conveniente de efeitos dinâmicos entre as variáveis do modelo empírico, maior eficiência estatística e estimativas mais precisas dos parâmetros (Hsiao, 2007).

A data inicial da amostra foi definida dessa maneira em razão de 2010 ter sido o ano em que as empresas começaram a divulgar as informações sobre a remuneração dos auditores. Seguindo o padrão para esse tipo de pesquisa, todas as empresas do setor financeiro foram excluídas. A amostra final foi definida com 102 empresas sob um corte transversal, observadas ao longo de 9 períodos anuais. A extensão da série temporal foi definida em função do cálculo da variável *accrual* do imposto de renda, que leva em consideração o valor do imposto pago em $t-1$, t e $t+1$, e da defasagem do ativo total. No final, resultaram 918 observações empresa-ano para cada variável da equação 3. A Tabela 1 apresenta o processo de seleção da amostra.

Tabela 1
Seleção da amostra

| | |
|---|---------|
| Total de observações empresa-ano na base Economatica entre 2010 e 2022 (empresas com CNPJ válido) | 22.368 |
| (-) Observações empresa-ano do setor financeiro | -3.072 |
| (-) Observações de empresas com dados faltantes em algum ano entre 2010 e 2022 para definição da variável QAIR | -14.426 |
| (-) Observações de empresas sem dados completos em todos os anos entre 2012 e 2022 para definição da variável APTS e demais controles | -3.952 |
| (=) Amostra final (observações empresa-ano) | 918 |
| Total de empresas na amostra | 102 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

4. RESULTADOS: ANÁLISE E DISCUSSÃO

4.1 Estatística Descritiva e Correlações

A Tabela 2 fornece as principais estatísticas que descrevem as variáveis utilizadas na equação 2. As variáveis contínuas estão wisorizadas a 1% e 99%. Das 102 empresas, 45 (aproximadamente 44%) contrataram em algum momento

entre 2012 e 2021 serviços tributários do seu auditor, gerando 178 observações de APTS ou 19,40% das 918 observações empresa-ano. Além disso, do total de taxas de serviços pagas ao auditor aproximadamente 7,2% e 9,11% dizem respeito a APTS e OutrosNAS (dados não tabulados). A Tabela 3 evidencia as correlações entre as variáveis do modelo empírico.

Tabela 2
Estatística descritiva

| | AMOSTRA COMPLETA | | | | | SUB-AMOSTRA COM APTS | | | | | SUB-AMOSTRA SEM APTS | | | | |
|-----------|------------------|---------|---------------|---------------|--------------|----------------------|---------|---------------|---------------|--------------|----------------------|---------|---------------|---------------|--------------|
| | Média | Mediana | Desvio padrão | Percentil 95° | Percentil 5° | Média | Mediana | Desvio padrão | Percentil 95° | Percentil 5° | Média | Mediana | Desvio padrão | Percentil 95° | Percentil 5° |
| QAIR | -2,510 | -1,669 | -2,267 | -0,113 | -10,452 | -2,616 | -2,427 | 1,799 | -6,932 | -0,438 | -2,485 | -1,629 | 2,364 | -0,113 | -10,452 |
| APTS | 0,019 | 0,000 | 0,057 | 0,329 | 0,000 | 0,100 | 0,060 | 0,095 | 0,329 | 0,008 | - | - | - | - | - |
| DAPTS | 0,190 | 0,000 | 0,392 | 1,000 | 0,000 | 1,000 | 1,000 | 0,000 | 1,000 | 1,000 | - | - | - | - | - |
| OutrasNAS | 0,095 | 0,000 | 0,183 | 0,791 | 0,000 | 0,131 | 0,030 | 0,191 | 0,717 | 0,000 | 0,086 | 0,000 | 0,180 | 0,791 | 0,000 |
| QACC | 0,084 | 0,061 | 0,070 | 0,320 | 0,008 | 0,065 | 0,052 | 0,046 | 0,200 | 0,008 | 0,088 | 0,063 | 0,073 | 0,320 | 0,008 |
| ESO | 0,419 | 0,000 | 0,494 | 1,000 | 0,000 | 0,437 | 0,000 | 0,497 | 1,000 | 0,000 | 0,415 | 0,000 | 0,493 | 1,000 | 0,000 |
| DISC | 0,696 | 1,000 | 0,460 | 1,000 | 0,000 | 0,810 | 1,000 | 0,393 | 1,000 | 0,000 | 0,669 | 1,000 | 0,471 | 1,000 | 0,000 |
| VOLLAIR | 33,226 | 0,041 | 271,05 | 2.586,68 | 0,006 | 10,726 | 0,034 | 62,31 | 371,96 | 0,007 | 38,488 | 0,046 | 299,37 | 2.586,7 | 0,006 |
| PFISCAL | 0,031 | 0,000 | 0,172 | 1,000 | 0,000 | 0,023 | 0,000 | 0,150 | 0,000 | 0,000 | 0,032 | 0,000 | 0,177 | 1,000 | 0,000 |
| TAM | 15,358 | 15,817 | 2,653 | 19,540 | 3,506 | 16,589 | 16,729 | 1,273 | 18,403 | 14,044 | 15,070 | 15,655 | 2,806 | 19,540 | 3,506 |
| INTENSIT | 0,228 | 0,172 | 0,272 | 1,905 | 0,000 | 0,275 | 0,260 | 0,227 | 0,717 | 0,002 | 0,216 | 0,152 | 0,281 | 1,905 | 0,000 |
| INTANG | 0,121 | 0,013 | 0,225 | 1,349 | 0,000 | 0,117 | 0,023 | 0,205 | 0,709 | 0,000 | 0,122 | 0,010 | 0,230 | 1,349 | 0,000 |
| MTB | 2,260 | 1,772 | 2,149 | 11,287 | -1,756 | 2,415 | 1,756 | 2,101 | 9,151 | 0,238 | 2,223 | 1,782 | 2,160 | 11,287 | -1,756 |
| ROA | -2,733 | 4,071 | 37,835 | 22,178 | -271,76 | 3,712 | 4,633 | 11,058 | 12,480 | -8,651 | -4,240 | 3,947 | 41,548 | 22,178 | -271,76 |
| ALAV | 0,783 | 1,625 | 13,062 | 44,346 | -99,953 | 2,504 | 1,701 | 6,904 | 24,101 | -4,522 | 0,381 | 1,604 | 14,093 | 44,346 | -99,953 |
| BIG4 | 0,837 | 1,000 | 0,370 | 1,000 | 0,000 | 0,994 | 1,000 | 0,076 | 1,000 | 1,000 | 0,800 | 1,000 | 0,400 | 1,000 | 0,000 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 3
Correlação de Pearson para a amostra completa

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 |
|--------------|----------|----------|----------|---------|----------|---------|---------|---------|--------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|
| 1. QAIR | 1 | 0,005 | -0,023 | -0,084* | -0,269** | 0,101** | -0,021 | -0,055 | 0,013 | -0,028 | -0,071* | -0,159** | -0,058 | -0,036 | 0,05 | 0,042 |
| 2. APTS | 0,005 | 1 | 0,678** | -0,005 | -0,143** | -0,007 | 0,027 | -0,032 | -0,038 | 0,097** | 0,091** | -0,080* | 0,022 | 0,042 | 0,034 | 0,148** |
| 3. DAPTS | -0,023 | 0,678** | 1 | 0,096** | -0,130** | 0,017 | 0,120** | -0,04 | -0,021 | 0,224** | 0,084* | -0,007 | 0,035 | 0,082* | 0,064 | 0,206** |
| 4. OutrasNAS | -0,084* | -0,005 | 0,096** | 1 | 0,013 | -0,036 | 0,078* | 0,196** | -0,028 | 0,138** | 0,064 | 0,121** | 0,012 | 0,072* | 0,005 | 0,120** |
| 5. QACG | -0,269** | -0,143** | -0,130** | 0,013 | 1 | -0,056 | -0,059 | 0,096** | -0,023 | -0,229** | -0,041 | 0,112** | 0,016 | -0,308** | -0,055 | -0,145** |
| 6. VOLLAIR | 0,101** | -0,007 | 0,017 | -0,036 | -0,056 | 1 | 0,034 | 0,024 | -0,022 | 0,242** | 0,067* | -0,038 | 0,134** | 0,115** | 0,001 | 0,262** |
| 7. TAM | -0,021 | 0,027 | 0,120** | 0,078* | -0,059 | 0,034 | 1 | -0,025 | -0,034 | 0,284** | 0,084* | 0,042 | 0,144** | 0,377** | 0,141** | 0,201** |
| 8. MTB | -0,055 | -0,032 | -0,04 | 0,196** | 0,096** | 0,024 | -0,025 | 1 | 0,039 | 0,013 | 0,089** | 0,228** | -0,036 | -0,002 | 0,019 | -0,018 |
| 9. ROA | 0,013 | -0,038 | -0,021 | -0,028 | -0,023 | -0,022 | -0,034 | 0,039 | 1 | 0,063 | 0,06 | 0,077* | -0,026 | 0,029 | 0,01 | -0,024 |
| 10. ALAV | -0,028 | 0,097** | 0,224** | 0,138** | -0,229** | 0,242** | 0,284** | 0,013 | 0,063 | 1 | 0,203** | 0,138** | 0,005 | 0,642** | 0,037 | 0,575** |
| 11. INTANG | -0,071* | 0,091** | 0,084* | 0,064 | -0,041 | 0,067* | 0,084* | 0,089** | 0,06 | 0,203** | 1 | 0,031 | -0,03 | 0,123** | 0,003 | 0,071* |
| 12. INTENSIT | -0,159** | -0,080* | -0,007 | 0,121** | 0,112** | -0,038 | 0,042 | 0,228** | 0,077* | 0,138** | 0,031 | 1 | 0,136** | 0,100** | -0,032 | 0,094** |
| 13. BIG4 | -0,058 | 0,022 | 0,035 | 0,012 | 0,016 | 0,134** | 0,144** | -0,036 | -0,026 | 0,005 | -0,03 | 0,136** | 1 | 0,077* | -0,008 | 0,075* |
| 14. PFISCAL | -0,036 | 0,042 | 0,082* | 0,072* | -0,308** | 0,115** | 0,377** | -0,002 | 0,029 | 0,642** | 0,123** | 0,100** | 0,077* | 1 | 0,017 | 0,322** |
| 15. ESO | 0,05 | 0,034 | 0,064 | 0,005 | -0,055 | 0,001 | 0,141** | 0,019 | 0,01 | 0,037 | 0,003 | -0,032 | -0,008 | 0,017 | 1 | 0,047 |
| 16. DISC | 0,042 | 0,148** | 0,206** | 0,120** | -0,145** | 0,262** | 0,201** | -0,018 | -0,024 | 0,575** | 0,071* | 0,094** | 0,075* | 0,322** | 0,047 | 1 |

* e ** indicam correlação significativa no nível 5% e 1% (bilateral).

Fonte: Elaborada pelos autores.

A variável QAIR apresenta sinal negativo porque foi multiplicada por -1.000 para facilitar a interpretação. Na amostra completa, o valor de -2,510 representa aproximadamente 20% dos valores reportados nos estudos de Carr et al. (2021), Choudhary et al. (2021) e Walton et al. (2021) para o mercado estadunidense. Isso sugere que em nossa amostra o erro de estimativa do *accrual* do imposto de renda é menor em relação aos estudos citados. Isso pode dever-se às diferenças nas legislações e à forma de apuração do imposto de renda corporativo entre os dois países. Além disso, as amostras utilizadas nos trabalhos internacionais são bem maiores em número de observações empresa-ano. Ademais, 83,7% das observações empresa-ano foram auditadas por BIG4. Os valores das variáveis VOLLAIR, PFISCAL, ESO e DISC são compatíveis com os resultados apresentados em estudos que tratam diretamente dos determinantes da QAIR (p. ex., Carr

et al., 2021; Choudhary et al., 2021; Walton et al., 2021). Os valores das demais variáveis de controle estão de acordo com os resultados documentados em estudos que analisam as consequências do APTS sobre outras *proxies* específicas de qualidade da auditoria (p. ex., McGuire et al., 2012; Watrin & Weiss, 2019). Quando comparamos a variável QAIR entre as empresas com e sem APTS, observamos as médias -2,616 e -2,485, respectivamente. Essa diferença não é estatisticamente significativa.

Nessa análise univariada preliminar para toda a amostra, podemos observar que QAIR não está significativamente correlacionada com APTS, mas tem correlação significativa com OutrasNAS, QACG, VOLLAIR, INTANG e INTENSIT. No geral, as correlações entre as variáveis de controle são baixas, sinalizando previamente a ausência de multicolinearidade no modelo empírico.

4.2 Análise Multivariada

Nosso estudo investiga a associação temporal entre o fornecimento de serviços tributários pelo auditor e a qualidade das estimativas do *accrual* do imposto de renda corporativo. A Tabela 4 apresenta os resultados das regressões que utilizamos em nossa análise.

Tabela 4

Regressões para qualidade do accrual do imposto de renda

| Variáveis | Variável Dependente = QAIR | | | |
|------------------|----------------------------|--------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | Efeito Fixo (1) | Efeito Fixo (2) | Pooled (3) | Pooled (4) |
| APTS | -2,625*** (0,555) | - | -3,016*** (0,257) | - |
| DATPS | - | -0,323*** (0,0457) | - | -0,268** (0,112) |
| OUTROSNAS | -0,750*** (0,122) | -0,669*** (0,143) | -0,398*** (0,123) | -0,338** (0,132) |
| QACG | -4,238*** (0,265) | -4,238*** (0,271) | -2,089*** (0,567) | -2,098*** (0,612) |
| ESO | 0,211*** (0,0548) | 0,232*** (0,0567) | 0,248*** (0,0451) | 0,267*** (0,0430) |
| DISC | -0,178*** (0,0634) | -0,156** (0,0691) | 0,0637 (0,0933) | 0,0778 (0,0872) |
| VOLLAIR | 2,57e-05 (5,85e-05) | -2,10e-06 (5,96e-05) | 0,000338*** (0,000113) | 0,000314** (0,000122) |
| PFISCAL | 0,197 (0,121) | 0,202* (0,116) | 0,325*** (0,110) | 0,349*** (0,110) |
| TAM | -0,474*** (0,0358) | -0,476*** (0,0370) | -0,0979*** (0,00791) | -0,0907*** (0,0110) |
| INTENSIT | -0,616** (0,268) | -0,623** (0,272) | -0,0922 (0,0807) | -0,121 (0,0805) |
| INTANG | 0,843*** (0,283) | 0,878*** (0,299) | -0,0763 (0,163) | -0,0345 (0,165) |
| MTB | -0,00237 (0,0101) | -0,00517 (0,0100) | -0,00117 (0,00911) | -0,00201 (0,00855) |
| ROA | 0,00218*** (0,000663) | 0,00233*** (0,000673) | -0,00233*** (0,000436) | -0,00252*** (0,000371) |
| ALAV | 0,00217 (0,00374) | 0,00220 (0,00374) | 0,00279 (0,00393) | 0,00285 (0,00398) |
| BIG4 | 0,341** (0,153) | 0,343** (0,152) | 0,373** (0,168) | 0,335** (0,165) |
| Constante | 5,789*** (0,591) | 5,807*** (0,627) | 1,348*** (0,126) | 1,204*** (0,148) |
| Observações | 918 | 918 | 918 | 918 |
| Número de Grupos | 102 | 102 | 102 | 102 |
| R2 | - | - | 0,367 | 0,363 |
| Within R2 | 0,2326 | 0,2303 | - | - |
| F (valor p) | 535,01 (0,000) | 861,55 (0,000) | 238,55 (0,000) | 410,20 (0,000) |

Notas: Erros padrão entre parênteses. Todas as regressões foram estimadas com erro padrão robusto Driscoll-Kraay. As regressões em painel pooled têm efeito fixo de setor e ano e as regressões em painel com efeito fixo têm efeito fixo de ano.
*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fonte: Elaborada pelos autores.

As estimativas foram realizadas utilizando dados em painel *pooled* MQO e com efeito fixo. Os modelos MQO não tratam da heterogeneidade não observada entre as empresas da amostra. No entanto, os modelos de efeito fixo lidam formalmente com esses fatores não observados. Todos os modelos apresentaram problemas de heterocedasticidade, autocorrelação serial e dependência de corte transversal. Por esse motivo, os erros padrão foram calculados de maneira robusta por meio do estimador Driscoll-Kraay, como proposto por Driscoll e Kraay (1998). Em todas as regressões, os coeficientes das variáveis APTS ($p < 0,01$) e DAPTS ($p < 0,01$; $p < 0,05$) são significativos e negativos, sugerindo que a qualidade do *accrual* do imposto de renda difere entre empresas que contratam e não contratam serviços tributários de seu auditor e que maior uso relativo de APTS está associado a menor QAIR.

Esses resultados são consistentes com a ideia de comprometimento da independência do auditor, não dão suporte ao argumento do transbordamento de conhecimento e estão em linha com estudos anteriores (p. ex., Carr et al., 2021; Choudhary et al., 2021) realizados nos EUA, de maneira que não encontramos evidências que levem à rejeição da nossa hipótese de pesquisa. Apesar de serem países com ambientes institucionais diferentes, essa igualdade nos resultados pode ser explicada pela grande proporção de empresas auditadas por firmas BIG4 na amostra utilizada em nossa pesquisa e nos estudos americanos. Estudos anteriores sugerem que as auditorias BIG4 estão diferencialmente associadas às práticas tributárias mais agressivas das empresas (p. ex., Kanagaretnam et al., 2016; McGuire et al., 2012) e isso pode favorecer os erros de estimativas intencionais relacionados às práticas que visam à economia tributária.

Nossos resultados também revelam que a variável OUTRASNAS ($p < 0,01$; $p < 0,05$) é negativa e significativa, sugerindo que outros serviços de não auditoria, além dos tributários, afetam negativamente a qualidade do *accrual* do imposto de renda. Esse achado é interessante porque sinaliza que podem existir outros mecanismos, vinculados a diferentes fontes de dependência econômica, relacionados ao trabalho do auditor, influenciando os erros de estimativas (intencionais e não intencionais) do

accrual específico do imposto de renda. Outra explicação para esse resultado pode ser a inclusão dos serviços tributários no rol dos outros serviços de não auditoria pelas empresas contratantes.

Em relação aos demais determinantes da QAIR, documentamos que ESO ($p < 0,01$), VOLLAIR ($p < 0,01$), PFISCAL ($p < 0,01$) e BIG4 ($p < 0,05$) têm associação positiva, sinalizando que essas características, em média, melhoram a qualidade do *accrual* tributário no Brasil. Por outro lado, OutrasNAS ($p < 0,01$), QACG ($p < 0,01$), TAM ($p < 0,01$) e ROA ($p < 0,01$) estão negativamente associados, sugerindo que, em média, essas variáveis pioram a qualidade do *accrual* tributário. Os resultados de ESO, VOLLAIR, BIG4 e TAM são contrários àqueles documentados por Choudhary et al. (2021), o que pode dever-se ao efeito moderador e/ou mediador de fatores institucionais brasileiros. No geral, apesar de não fazermos previsão sobre os sinais esperados para essas variáveis, nossos achados são compatíveis com a literatura, quando consideramos outros estudos que analisam a influência do APTS em *outputs* tributários (p. ex., Krishnan et al., 2013; McGuire et al., 2012; Watrin et al., 2019).

4.3 Teste de Sensibilidade e Análise Adicional

Como esclarecem Sun e Habib (2021), a literatura empírica adota uma grande variedade de formas de mensuração de APTS. Para verificar se nossos resultados são sensíveis à forma de cálculo do APTS, estimamos a equação 3 utilizando 4 diferentes *proxies*: (i) serviços tributários divididos pela receita operacional; (ii) logaritmo natural dos serviços tributários; (iii) serviços tributários divididos pelo ativo total; e (iv) serviços tributários divididos pelo serviço de auditoria. Além disso, incluímos uma mensuração do *accrual* discricionário do imposto de renda adaptando a metodologia apresentada em Calegari (2002), que decompõe o *accrual* discricionário total da firma em *accrual* discricionário contábil e *accrual* discricionário tributário (envolvendo apenas o imposto de renda). A partir dessa nova mensuração, estimamos QAIR como o desvio padrão de 4 períodos ($t-3$ a t). Os resultados são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5Regressões para qualidade do *accrual* do imposto de renda utilizando diversas proxies de APTS

| Variáveis | Variável Dependente = QAIR | | | | |
|---|------------------------------|-------------------------|----------------------|-----------------------------|-----------------------------------|
| | APTS/Receita Operacional (1) | LN (APTS) (2) | APTS/Ativo Total (3) | APTS/Taxas de Auditoria (4) | APTS/Remuneração Total do Auditor |
| APTS | -5,331*** (1,862) | -0,0267*** (0,00717) | -5,984*** (1,667) | -1,276*** (0,337) | - |
| Observações | 918 | 918 | 918 | 918 | - |
| Within R2 | 0,2302 | 0,2305 | 0,2300 | 0,2308 | - |
| F (valor p) | 697,58 (0,000) | 560,52 (0,000) | 568,56(0,000) | 562,74(0,000) | - |
| Variável Dependente = QAIR (baseado em Calegari, 2000) | | | | | |
| APTS | - | - | - | - | -0,131*** (0,038) |

Notas: Erros padrão entre parênteses. Todas as regressões foram estimadas em painel com efeito fixo, com erro padrão robusto Driscoll-Kraay e efeito fixo de ano.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Conforme se observa na Tabela 5 (que omite os resultados das demais variáveis por questão de espaço) o coeficiente da variável APTS continua negativo e significativo ($p < 0,01$) em todos os modelos, sinalizando que nossas estimativas não são sensíveis à forma de mensuração dos serviços tributários nem à mudança na forma de mensuração do *accrual* tributário, tampouco têm seu poder explicativo alterado. O mesmo ocorre quando mudamos a forma de mensuração do *accrual* do imposto de renda. Esses achados são interessantes porque, consoante destacam Sun e Habib (2021), as diversas medidas capturam diferentes aspectos do APTS que estão relacionados a distintas questões de pesquisa. Os resultados de nossa amostra sugerem que os diferentes aspectos do APTS afetam a qualidade do *accrual* do imposto de renda de modo semelhante.

Muitos estudos consideram que a decisão de contratar

serviços tributários do auditor titular é endógena porque não é aleatória, de modo que as firmas que adquirem serviços fiscais de seus auditores são fundamentalmente diferentes daquelas que não contratam (p. ex., Choudhary et al., 2021; Krishnan et al., 2013; Lassila et al., 2010; McGuire et al., 2012; Watrin et al., 2019). Caso isso seja verdade, os coeficientes da variável APTS estimados em nossos modelos de regressão podem ser viesados em função do problema de vies de seleção. Seguindo a estratégia adotada em outros estudos (p. ex., Chyz et al., 2021; Krishnan et al., 2013; McGuire et al., 2012; Watrin et al., 2019), nós abordamos essa questão usando o Modelo de Seleção desenvolvido por Heckman (1979). Em um primeiro estágio, estimamos a probabilidade de uma empresa contratar APTS por meio da seguinte regressão *probit* baseada em Chyz et al. (2021), Lassila et al. (2010), McGuire et al. (2012) e Watrin et al. (2019):

$$PR(DAPTS) = \beta_0 + INDEPAUDIT_1 + LNAUDIT_2 + CX_3 + ACCD_4 + TAM_5 + INTENSIT_6 + MTB_7 + ROA_8 + ALAV_9 + BIG4_{10} + ANO_{(11-19)} + SETOR_{(20-27)} + \varepsilon$$

5

em que:

- INDEPAUDIT representa a independência do auditor em relação ao cliente, calculada pela remuneração dos serviços de não auditoria menos a remuneração dos serviços tributários dividida pelo total da remuneração pelos serviços de auditoria.
- LNAUDIT é o logaritmo natural dos valores pagos pelos serviços de auditoria.
- CX representa o caixa e equivalentes mantidos pela firma no final do ano t dividido pelo total de ativos no início do ano.

- ACCD é uma medida de *accrual* discricionário mensurada de acordo com o modelo proposto em Kothari et al. (2005).

As demais variáveis já foram definidas anteriormente. Há uma explicação mais detalhada sobre os determinantes da probabilidade de as firmas contratarem seu auditor titular como provedor de serviços tributários em Lassila et al. (2010) e McGuire et al. (2012).

Em seguida, usamos os coeficientes da equação 5 (que foram omitidos neste trabalho) para calcular a Razão Inversa de Mill (INVMILL), que foi incluída como uma

variável de controle na equação 3, representando o termo de correção de viés de seleção que controla a influência dos fatores observáveis e não observáveis da decisão das firmas de contratar serviços tributários de seus auditores titulares.

Além do Modelo de Seleção adaptado de Heckman (1979), utilizamos a abordagem de dados em painel baseado no Método dos Momentos Generalizados (GMM) para tratar de potenciais problemas envolvendo variáveis omitidas e erro de mensuração. Junto com o método de variáveis instrumentais, o GMM é a técnica de estimação predominante para modelos de dados em painel com heterogeneidade não observada e variáveis endógenas quando se trabalha com painéis curtos ($T < N$) (Kripfganz, 2019). Especificamente, a partir da equação 3, estimamos uma regressão em painel estático com base no GMM sistêmico (sys-GMM), conforme discutido em Blundell e Bond (1998), ajustado para amostra finita por meio do cálculo dos erros padrão robustos com base no estimador

proposto por Windmeijer (2005). Nosso modelo utiliza apenas as variáveis explicativas originais defasadas como instrumentos sequencialmente exógenos. Adicionalmente, usamos um modelo de regressão quantílica para verificar se o resultado da nossa variável de interesse é sensível a *outliers*. A Tabela 6, apresenta os resultados desses testes adicionais.

Finalmente, o modelo principal assume que a relação entre QAIR e APTS e as demais covariáveis do modelo é linear e depende fortemente da premissa de que a forma funcional paramétrica esteja bem especificada. Entretanto, caso essa premissa seja violada, nossas estimativas podem estar viesadas. Para abordar esse problema, reestimamos a equação 3 utilizando uma regressão não paramétrica baseada na função kernel gaussiana com estimador linear local e o método de validação cruzada que não é dependente de especificação, *a priori*, da forma funcional da relação entre a variável endógena (QAIR) e as variáveis explicativas do modelo.

Tabela 6

Regressões para qualidade do accrual do imposto de renda utilizando abordagens para endogeneidade e erro de especificação

| Variáveis | Variável dependente: QAIR | | | |
|---|---------------------------|---------------------|----------------------|------------------------|
| | Modelo de Seleção | GMM | Quantílica | Não Paramétrica |
| APTS | -0,646** (0,294) | -3,586** (1,557) | -3,135*** (0,888) | -3,0884*** (1,1885) |
| INVMILL | -0,410 (0,961) | - - | - - | |
| Constante | -37,75*** (5,394) | -0,847 (1,757) | 1,159** (0,475) | -2,488*** (0,0703) |
| Observações | 174 | 918 | 918 | 918 |
| Número de Grupos | 44 | 102 | 102 | 102 |
| Testes Sargan-Hansen para a validade das restrições de overidentificação: | | | | |
| Matriz de ponderação de 2 etapas (valor p Qui^2) | | 0,6947 | | |
| Matriz de ponderação de 3 etapas (valor p Qui^2) | | 0,1147 | | |
| Teste Arellano-Bond para autocorrelação dos resíduos da primeira diferença: | | | | |
| Autocorrelação de 1ª ordem (valor p z) | | 0,105 | | |
| Autocorrelação de 2ª ordem (valor p z) | | 0,734 | | |
| Autocorrelação de 3ª ordem (valor p z) | | 0,203 | | |

Notas: Erros padrão entre parênteses. O modelo de seleção foi estimado com erro padrão robusto Driscoll-Kraay e efeito fixo de ano. O modelo GMM foi estimado com a utilização do comando *xtldpdgmm* proposto por Kripfganz (2019) e erro padrão robusto WC-Robust. O na regressão quantílica os erros padrão foram calculados de forma robusta. Na regressão não paramétrica, os erros padrão foram estimados pelo método *bootstrap* robusto com 100 replicações.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A Tabela 6 apresenta apenas os resultados para o coeficiente da variável de interesse (APTS). Na regressão do Modelo de Seleção, o coeficiente da variável INVMILL não significativo indica que não há viés de seleção suficiente que leve à alteração da inferência sobre o coeficiente da

variável de interesse. Esse resultado é consistente com estudos anteriores (Chyz et al., 2021; McGuire et al., 2012; Watrin et al., 2019). O coeficiente da variável APTS continua significativo ($p < 0,05$; $p < 0,01$) e negativo, mesmo na regressão com GMM que modela formalmente

potenciais problemas de endogeneidade relativos à omissão de variável e erro de mensuração, na regressão quantílica, que estima a mediana dos coeficientes, e na regressão não paramétrica que é robusta para problemas de erro de especificação.

Tendo em vista que a literatura sugere a influência da agressividade tributária no relato financeiro das empresas no Brasil, conduzimos um teste adicional incluindo uma mensuração de ETR caixa (*proxy* para agressividade) na equação 3. Os resultados não tabulados não identificaram mudanças qualitativas no coeficiente da variável QAIR. Além disso, o coeficiente da variável ETR caixa foi negativo, mas não significativo. Importa destacar que no cálculo da variável ETR caixa excluímos as observações empresa-ano cujos LAIR eram negativos, reduzindo nossa amostra para 695 observações.

No geral, os resultados dos testes adicionais apresentados nas tabelas 5 e 6 conferem robustez aos achados primários apresentados na Tabela 3 e reforçam nossas evidências sobre a influência negativa da prestação conjunta de serviços tributários e de auditoria na qualidade das estimativas do *accrual* do imposto de renda, sugerindo o comprometimento da independência do auditor.

A qualidade da informação tributária relatada nos relatórios contábeis melhora a informatividade da provisão para o imposto de renda como um sinal do lucro tributável estimado, podendo auxiliar os investidores em suas decisões de investimentos (Choudhary et al., 2016).

5. CONCLUSÃO

A independência do auditor é a preocupação fundamental no debate em andamento sobre a prestação conjunta de serviços de auditoria e de serviços não relacionados à auditoria pelo auditor titular da firma em função de suas consequências na qualidade da auditoria e das demonstrações contábeis divulgadas pelas empresas. Analisamos esse problema estudando a associação entre o uso de APTS e a qualidade do *accrual* do imposto de renda corporativo no Brasil. Até o momento, as evidências empíricas disponíveis são inconclusivas e sugerem que o APTS pode tanto beneficiar as empresas contratantes, em função do fenômeno conhecido como *transbordamento de conhecimento*, que ajuda a melhorar a qualidade da auditoria e as informações contábeis relativas às contas envolvendo a tributação sobre o lucro, quanto prejudicar a independência do auditor, como resultado do vínculo econômico gerado pela magnitude dos serviços tributários ou pelo conflito de interesse que pode surgir quando os auditores precisam revisar de alguma maneira o resultado dos serviços tributários fornecidos pela firma da qual faz parte.

Entretanto, nossos resultados sugerem que, no Brasil, o APTS pode afetar negativamente a qualidade do *accrual* do imposto de renda e a capacidade dos investidores preverem os fluxos de caixa futuros relativos ao imposto de renda das empresas. Com base na literatura, formulamos a hipótese de que esse fenômeno pode ser explicado pelo comprometimento da independência do auditor devido ao viés de autorrevisão ou ameaças de interesse próprio.

Por isso, os resultados de nossa pesquisa podem interessar aos investidores e aos órgãos reguladores, uma vez que estudos anteriores têm sugerido que a imposição de restrição no APTS pode eliminar a mutualidade indesejada de interesses entre cliente e auditor e melhorar a qualidade das informações fiscais relatadas pelas empresas (Carr et al., 2021).

Por outro lado, em um contexto de grande complexidade tributária, como o brasileiro, é possível que as empresas queiram aumentar suas práticas de gerenciamento tributário, explorando brechas na legislação, na tentativa de reduzir o pagamento de tributos explícitos. No entanto, o aumento dessas práticas pode ampliar o nível de incerteza sobre os fluxos de caixa futuros relacionados ao imposto de renda e prejudicar a qualidade da informação financeira divulgada pelas empresas (Choudhary et al., 2016). Em função disso, não devemos desconsiderar que a influência negativa do APTS na qualidade do *accrual* tributário também pode ser explicada pela complexidade do sistema tributário brasileiro.

Documentamos evidências robustas, fundamentadas por uma variedade de modelos econométricos que abordam preocupações relativas a problemas de especificação, viés de seleção, omissão de variáveis relevantes e *outliers*, sugerindo uma associação negativa e estatisticamente significativa entre APTS e a qualidade da estimativa do *accrual* do imposto de renda corporativo, apoiando a hipótese do comprometimento da independência do auditor. Nossos resultados se mostram importantes e contribuem com o debate em andamento porque ampliam nosso entendimento sobre a influência dos serviços tributários fornecidos pelo auditor titular no erro (intencional e não intencional) na estimativa da despesa de imposto de renda e, conseqüentemente, na capacidade das empresas comunicarem informações tributárias de alta/baixa qualidade para os usuários externos.

Ao mesmo tempo, nossos achados precisam ser considerados à luz de algumas limitações, que podem servir de sugestões para trabalhos futuros. Por exemplo, nossa métrica de APTS inclui todo e qualquer serviço fiscal ou

tributário relatado pelas empresas sem fazer distinção entre serviços relativos a *compliance* ou planejamento tributário. Entretanto, há evidências sugerindo que a relação entre APTS e as práticas tributárias das empresas depende do tipo de serviço utilizado (p. ex., Chyz et al., 2021). Além

disso, é provável que haja imprecisão nas informações divulgadas pelas empresas referentes aos serviços não relativos à auditoria prestados pelo auditor titular, inclusive os serviços tributários, que podem afetar nossas estimativas da qualidade do *accrual* do imposto de renda.

REFERÊNCIAS

- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Calegari, M. J. (2000). The effect of tax accounting rules on capital structure and discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 30(1), 1-31. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(00\)00027-6](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(00)00027-6)
- Carr, K. M., Aier, J. K., & Cao, J. (2021). Did PCAOB rules on ethics, independence, and tax services influence financial reporting for income taxes? *Journal of Accounting and Public Policy*, 40(5), 106845. <https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2021.106845>
- Choudhary, P., Koester, A., & Pawlewicz, R. (2021). Tax non-audit services and client income tax estimation error. *AUDITING: A Journal of Practice & Theory*, 41(2), 113-139. <https://doi.org/10.2308/AJPT-2020-071>
- Choudhary, P., Koester, A., & Shevlin, T. (2016). Measuring income tax accrual quality. *Review of Accounting Studies*, 21, 89-139. <https://doi.org/10.1007/s11142-015-9336-9>
- Chyz, J. A., Gal-Or, R., Naiker, V., & Sharma, D. S. (2021). The association between auditor provided tax planning and tax compliance services and tax avoidance and tax risk. *Journal of the American Taxation Association*, 43(2), 7-36. <https://doi.org/10.2308/JATA-19-041>
- De Simone, L., Ege, M. S., & Stomberg, B. (2015). Internal control quality: The role of auditor-provided tax services. *The Accounting Review*, 90(4), 1469-1496. <https://doi.org/10.2308/accr-50975>
- Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-560. <https://www.jstor.org/stable/2646837>
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., & Schipper, K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics*, 39(2), 295-327. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.06.003>
- Gleason, C. A., & Mills, L. F. (2011). Do auditor-provided tax services improve the estimate of tax reserves? *Contemporary Accounting Research*, 28(5), 1484-1509. <https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.2010.01057.x>
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153-161. <https://doi.org/10.2307/1912352>
- Hsiao, C. (2007). Panel data analysis: Advantages and challenges. *TEST*, 16(1), 1-22. <https://doi.org/10.1007/s11749-007-0046-x>
- International Federation of Accountants (IFAC). (2009). *Code of ethics for professional accountants*. IFAC.
- Kanagaretnam, K., Lee J., Lim, Chee Y., & Lobo, Gerald J. (2016). Relation between auditor quality and tax aggressiveness: Implications of cross-country institutional differences. *Auditing: A Journal of Practice*, 35(4), 105-135. <https://doi.org/10.2308/ajpt-51417>
- Knechel, W. R., & Payne, J. L. (2001). Additional evidence on audit report lag. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 20(1), 137-146. doi.org/10.2308/aud.2001.20.1.137
- Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163-197. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.11.002>
- Kripfganz, S. (2019). Generalized method of moments estimation of linear dynamic panel data models. In *Proceedings of the 2019 London Stata Conference*. https://www.stata.com/meeting/uk19/slides/uk19_kripfganz.pdf
- Krishnan, G. V., Visvanathan, G., & Yu Wei. (2013). Do auditor-provided tax services enhance or impair the value relevance of earnings? *Journal of the American Taxation Association*, 35(1), 1-19. <https://doi.org/10.2308/atax-50270>
- Lai, K.-W. (2022). Separation of tax service from audit service, going-concern opinions and discretionary accruals. *Journal of Corporate Accounting and Finance*, 33(2), 13-30. <https://doi.org/10.1002/jcaf.22532>
- Lassila, D. R., Omer, T. C., Shelley, M. K., & Smith, L. M. (2010). Do complexity, governance, and auditor independence influence whether firms retain their auditors for tax services? *The Journal of the American Taxation Association*, 32(1), 1-23. <http://dx.doi.org/10.2308/jata.2010.32.1.1>
- Martinez, A. L., Santana, J. L., Júnior, & Sena, T. R. (2022). Agressividade tributária como fator determinante do conservadorismo condicional no Brasil. *Revista Contabilidade & Finanças*, 33(90), e1484. <https://doi.org/10.1590/1808-057x20221484.en>
- McGuire, S. T., Omer, T. C., & Wang, D. (2012). Tax avoidance: Does tax-specific industry expertise make a difference? *The Accounting Review*, 87(3), 975-1003. <https://doi.org/10.2308/accr-10215>
- Ramos, M. C., & Martinez, A. L. (2018). Agressividade tributária e o refazimento das demonstrações financeiras nas empresas brasileiras listadas na B3. *Pensar Contábil*, 20(72), 4-15.
- Santos, D. C. D., Guimarães, G. O. M., & Macedo, M. A. D. S. (2019). Gerenciamento tributário e qualidade da informação contábil: Análise do impacto da agressividade tributária na capacidade informacional do lucro para o mercado brasileiro de capitais. *Pensar Contábil*, 21(74), 3-10.
- Santos, L. P. G., Soares, P. A., Freitas, S. C., & Dias, J. M., Filho. (2021). A influência dos serviços tributários prestados

pelo auditor na *tax avoidance* das empresas: Evidências do Brasil. *Revista de Contabilidade e Organizações*, 15, e175839. <https://doi.org/10.11606/issn.1982-6486.rco.2021.175839>

Simunic, D. A. (1984). Auditing, consulting, and auditor independence. *Journal of Accounting Research*, 22(2), 679. <https://doi.org/10.2307/2490671>

Soares, M. R. C. (2020). Tributação no Brasil e nos Estados Unidos. *Câmara dos Deputados*. https://bd.camara.leg.br/bd/bitstream/handle/bdcamara/40693/tributacao_brasil_soares.pdf?sequence=2&isAllowed=y

Sun, X. S., & Habib, A. (2021). Determinants and consequence of auditor-provided tax services: A systematic review of the international literature. *International Journal*

of Auditing, 25(3), 675-715. <https://doi.org/10.1111/ijau.12244>

Walton, S., Yang, L., & Zhang, Y. (2021). XBRL tag extensions and tax accrual quality. *Journal of Information Systems*, 35(2), 91-114. <https://doi.org/10.2308/ISYS-19-054>

Watrin, C., Burggraef, S., & Weiss, F. (2019). Auditor-provided tax services and accounting for tax uncertainty. *The International Journal of Accounting*, 54(3), 1950011. <https://doi.org/10.1142/S1094406019500112>

Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25-51. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.02.005>

FINANCIAMENTO

Este trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) – Código de Financiamento 001.