

家族企业父子共治影响审计收费吗？

金伟伟

南京审计大学，江苏省南京市，211815；

摘要：将2010-2021年沪深A股上市公司家族企业为研究对象，探究家族企业父子共治是否影响审计收费。研究发现父子共治显著提升审计费用。行业竞争程度和家族董事席位在两者之间分别发挥着正向和负向调节作用。机制检验表明父子共治增加了企业信息不透明度，提高审计师对于风险的警觉，致审计收费提高。本文将父子共治影响拓展到了审计领域，对企业治理和事务所改善风险评估程序具有参考价值。

关键词：审计收费；父子共治；家族企业

DOI：10.64216/3080-1486.25.07.019

引言

家族企业是中国民营经济重要力量，在我国资本市场发展中扮演着不可或缺的重要角色（李健等，2023）。家族企业传承问题日益成为学术界与企业界共同关注的焦点，父子共治这一传承模式逐渐崭露头角并引发广泛讨论。父子共治是指在家族企业传承中，父亲与子女共同参与企业管理决策，是一种独特治理结构。父子共治模式下，个人与家族情感交织，可能致决策偏离理性，增加企业经营风险与不确定性，而审计师在评估风险时会考虑这些因素，并反映在审计收费上。

现有研究主要集中于分析父子共治对于创新决策和企业风险承担水平影响（祝振铎等，2021；苏春等，2024），鲜有审计领域的研究。而审计收费是学术界与实务界研究热点。已有研究表明，审计收费受到多公司治理多因素综合作用，如股权结构（王焯等，2022）、董事会规模（王雅等，2021）、内部控制（孙伟艳，2022）等。家族企业传承特殊背景下，父子共治这独特治理模式是否会对审计收费产生影响？其影响机制又是怎样，亟待深入探讨。

本文创新与贡献在以下几点：一是从父子共治这一特定家族企业传承与治理模式出发，深入探究其对审计收费影响，丰富审计收费研究视角，为该领域研究开辟新方向与思路。二是将家族企业相关理论与审计收费理论有机结合，深入剖析父子共治影响审计收费的内在机制，揭示其作用原理，深化了对家族企业治理与审计收费复杂关系的理论认识。三是揭示了父子共治模式在实践过程中对审计收费具体影响，有助于家族企业管理者充分认识到这一治理模式在审计成本控制方面潜在效

应与重要意义。

1 理论分析与研究假设

1.1 家族企业父子共治和审计收费

家族企业中，核心信息多被家族成员掌控，他们清楚了解企业运营细节、财务状况及未来规划。于外部投资者、审计人员等而言，获取这些信息却非易事。企业管理层通常仅满足于按照法规最低要求进行信息披露（岳上植等，2017）。这种被动信息披露态度，使审计人员难以全面了解企业真实情况，增加审计难度。这也使审计人员获取内部信息渠道受诸多限制。因难以获取全面、准确的信息，审计人员在评估企业财务报表重大错报风险时，可能会陷入困境，致使投入更多时间与精力核实信息的真实和完整，甚至需采用复杂和繁琐的审计程序，以降低审计风险。这些额外工作量和资源投入，都会反映在审计收费上，导致增加审计收费。综上提出以下假设：

H1：家族企业父子共治与审计收费正相关。

1.2 家族企业父子共治、行业竞争程度和审计收费

行业竞争程度对企业家族治理产生重大影响。高竞争行业中，家族企业面临更大盈利压力与更高市场不确定性（曹荣等，2016）。虽然父子共治会使家族企业在应行业竞争时可以灵活决策调整经营策略，但因其致缺乏多元化视角，可能致做出错误决策几率上升，增加企业经营风险。因此家族企业在强竞争环境下会受到外部监管与市场机制约束更强，父子共治下潜在内部治理问题和财务操控动机更易受到审计关注，从而增加审计机构对风险评估与审计程序工作，推高审计成本与收费。

综上提出以下假设：

H2：在父子共治与审计收费关系中，行业竞争程度发挥着正向调节作用。

1.3 家族企业父子共治、家族董事席位和审计收费

家族往往借助掌控董事会来巩固对家族企业控股权。家族成员作为企业核心决策者，凭借血缘纽带形成紧密信任关系，在战略规划、资源分配等关键事务上能够快速达成共识，减少决策摩擦成本。家族董事席位在企业治理结构中充当重要角色（郭晨靖等，2023）。家族董事席位占比高时，家族对企业控制权进一步强化，决策层与执行层呈现高度家族化特征。家族成员间信息沟通更顺畅，降低代理成本，提升企业运营效率。因此与家族董事席位较少的家族企业相比，家族董事席位较多的家族企业不仅仅考虑父子利益，会形成家族内部监督，这削弱父子共治对审计收费正向影响。综上提出以下假设：

H3：在父子共治与审计收费关系中，家族董事席位发挥着负向调节作用。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

选取2010至2021年沪深A股上市家族企业为研究

对象。参照已有研究，将满足以下三个条件的公司界定为家族企业：一，企业实际控制权最终归属于某位自然人或某个家族，且该自然人或家族是上市家族企业直接或间接第一大股东（刘星等，2021）；二，实际控制人直接或间接持有上市家族企业股份比例不低于10%（苏启林等，2003）；其三，至少有两名及以上亲属关系家族成员持有上市家族企业股份，或在企业中担任高管职务，如董事长、董事、高级管理人员等（刘星等，2021）。此外执行了以下操作：排除当年ST类公司；剔除金融和保险行业公司；去除存在数据缺失的公司。经上述筛选后，共获得8678个公司年度观测值。

2.2 变量定义

被解释变量：审计费用（*Lnfee*），借鉴李香花等（2023）研究，财务报告审计费用取自然对数。

解释变量：父子共同决策（*Co-Decision*）。参考苏春等（2024）研究，本文将家族二代成员定为创始人的儿子、女儿、儿媳和女婿。当二代成员担任CEO，同时父辈为公司创始人且担任董事长时，该家族企业被认定为父子共同决策（*Co-Decision*）型企业。若家族企业处于这种父子共同决策阶段，则*Co-Decision*取值为1；反之，则取值为0。

表1 变量定义表

变量	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	审计费用	<i>Lnfee</i>	财务报告审计费用取自然对数
解释变量	父子共治	<i>Co-Decision</i>	当父辈担任家族企业董事长、二代担任总经理时，取值为1，否则为0
调节变量	行业竞争程度	<i>HHI</i>	企业所处行业的赫芬达尔指数取倒数
	家族董事席位	<i>Fdnr</i>	家族董事人数除以董事会人数
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	年末资产总额取对数
	盈利水平	<i>Roa</i>	年总资产净利润率
	财务杠杆	<i>Lev</i>	年末资产负债率
	董事会规模	<i>Board</i>	董事会总人数
	企业成长率	<i>Growth</i>	企业营业收入的年增速
	存货水平	<i>Inv</i>	期末存货除以总资产
	应收账款水平	<i>Rec</i>	期末应收账款除以总资产
	经营亏损	<i>Loss</i>	若净利润为负数则取值为1，否则为0
	资本密集度	<i>Sd</i>	总资产除以营业收入
	企业上市年限	<i>Age</i>	公司上市年数
	会计事务所类型	<i>Big4</i>	国际“四大”审计取1，否则取0
	审计意见类型	<i>Opinion</i>	审计意见为标准无保留意见取1，否则取0
	年度	<i>YEAR</i>	自然年度
行业	<i>INDUS</i>	根据证监会行业分类标准（2012）确定	

调节变量：行业竞争程度（*HHI*），采用企业所处行业赫芬达尔指数取倒数衡量，值越大，企业行业竞争程度越高；家族董事席位（*Fdnr*），通过计算家族企业中家族董事人数与董事会总人数的比例来进行衡量。

控制变量：借鉴杨肃昌（2020）、吴武清（2022）

等的研究结果,选择盈利水平、财务杠杆、企业上市年限、会计事务所类型和审计意见类型等变量作为控制变量。变量定义如表 3.1 所示。

2.3 模型设定

为了检验父子共治对审计费用影响本文构建模型

(1) 如下：

$$Lnfee_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \times Co-Decision_{i,t} + \alpha_i \times CONTROLS_{i,t} + \sum YEAR + \sum INDUS + \varepsilon \quad (1)$$

式(1)中, $Lnfee_{i,t}$ 表示第 t 年 i 公司的审计费用, $Co-Decision_{i,t}$ 表示父子共治, $CONTROLS_{i,t}$ 表示第 t 年 i 公司控制变量, $YEAR$ 表示年度变量, $INDUS$ 表

示行业变量, ε 为误差修正项。

为了对假设 H2 和 H3 进行实证检验本文构建了模型

(2) 和模型 (3) 如下：

$$Lnfee_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Co-Decision_{i,t} + \beta_2 HHI_{i,t} + \beta_3 Co-Decision_{i,t} \times HHI_{i,t} + \beta_i CONTROLS_{i,t} + \sum YEAR + \sum INDUS + \varepsilon \quad (2)$$

$$Lnfee_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Co-Decision_{i,t} + \gamma_2 Fdnr_{i,t} + \gamma_3 Co-Decision_{i,t} \times Fdnr_{i,t} + \gamma_i CONTROLS_{i,t} + \sum YEAR + \sum INDUS + \varepsilon \quad (3)$$

3 实证结果与分析

3.1 描述性统计

表 2 描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Lnfee</i>	8678	13.7206	0.564	12.61	13.65	15.47
<i>Co-Decision</i>	8678	0.4990	0.500	0.00	0.00	1.00
<i>HHI</i>	8678	8.3030	5.544	1	6.83	24.77
<i>Fdnr</i>	8678	0.2378	0.116	0.00	0.22	0.67
<i>Size</i>	8678	21.9058	1.023	20.01	21.79	24.92
<i>Roa</i>	8678	0.0441	0.066	-0.30	0.05	0.21
<i>Lev</i>	8678	0.3782	0.185	0.05	0.37	0.83
<i>Board</i>	8678	8.0939	1.439	4.00	9.00	17.00
<i>Growth</i>	8678	0.1000	0.248	-1.03	0.12	0.68
<i>Inv</i>	8678	0.1355	0.097	0.00	0.12	0.51
<i>Rec</i>	8678	0.1440	0.117	0.00	0.12	0.77
<i>Loss</i>	8678	0.0624	0.242	0.00	0.00	1.00
<i>Sd</i>	8678	2.2452	1.496	0.48	1.84	9.33
<i>Age</i>	8678	2.7824	0.357	1.61	2.83	3.40
<i>Big4</i>	8678	0.0258	0.159	0.00	0.00	1.00
<i>Opinion</i>	8678	0.9741	0.159	0.00	1.00	1.00

表 2 展示了主要变量描述性统计结果。其中, 审计收费 (*Lnfee*) 最高值为 15.47, 最低值为 12.61, 标准差为 0.564, 说明上市家族企业审计收费存在较大差

异。父子共治 (*Co-Decision*) 最大值是 1, 最小值是 0, 平均值是 0.4990, 表明近一半家族企业进入父子共治阶段。行业竞争程度 (*HHI*) 平均值为 8.3030,

标准差为 5.544，家族董事席位 (*Fdnr*) 平均值为 0.2379，说明家族企业董事会中有 23.79% 为家族成员。

3.2 回归结果分析

基准回归结果见表 3 列 (1)。家族企业父子共治 (*Co-Decision*) 回归系

表 3 基准回归与调节效应

	(1)	(2)	(3)
	<i>Lnfee</i>	<i>Lnfee</i>	<i>Lnfee</i>
<i>Co-Decision</i>	0.1874*** (3.6632)	0.1929*** (3.8840)	0.1724*** (3.4529)
<i>HHI</i>		0.0124*** (7.0694)	
<i>Co-Decision</i> × <i>HHI</i>		0.0228*** (6.6147)	
<i>Fdnr</i>			-0.2342*** (-5.2248)
<i>Co-Decision</i> × <i>Fdnr</i>			-0.3680*** (-4.2112)
常数项	6.3831*** (28.5721)	6.4430*** (39.5089)	6.5531*** (40.2932)
控制变量	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES
年度	YES	YES	YES
观测值	8678	8678	8678
调整的 R2	0.582	0.579	0.581

注：*、** 和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著；括号内为 t 值，下同。

数为 0.1874，显著为正。表明父子共治的程度越高，审计费用也越高，假设 H1 成立。表 3 列 (2) 为行业竞争程度调节效应检验结果。父子共治 (*Co-Decision*) 与行业竞争程度 (*HHI*) 交互项 (*Co-Decision* × *HHI*) 系数为 0.0124，结果显著，说明父子共治对审计收费影响受到行业竞争程度正向调节，假设 H2 成立。表 3 列 (3) 展示了家族董事席位调节效应检验结果。父子共治 (*Co-Decision*) 与家族董事席位 (*Fdnr*) 交互项 (*Co-Decision* × *Fdnr*) 系数为 -0.3680 且显著。表明随着家族成员在董事会中人数增加，父子共治对审计收费正向影响受抑制，假设 H3 成立。

3.3 稳健性检验

替换变量。为确保实证结果准确性，参照邱学文等 (2010)，用审计费用与期末总资产之比自然对数重新衡量审计收费，并控制行业年度交互固定效应，以消除行业层面随时间变化的不可观测因素的影响。回归结果如表 4 列 (1) 至列 (3) 所示，与前文结果一致说明本文结论具有稳健性。

3.4 内生性控制

变量滞后一期。为减轻父子共治与审计收费之间潜在的反向因果等内生性问题影响结果，将主要解释变量父子共治 (*Co-Decision*) 及相关控制变量均滞后一期，重新对前述模型进行回归分析。回归结果呈现于表 4 的列 (4) 至列 (5) 与前期结论保持一致。

表 4 替换变量与滞后一期基准回归与调节效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Lnfee</i>	<i>Lnfee</i>	<i>Lnfee</i>	<i>Lnfee</i>	<i>Lnfee</i>	<i>Lnfee</i>
<i>Co-Decision</i>	0.0093*** (4.0110)	0.0096*** (4.2577)	0.0086*** (3.8021)	0.0058** (2.5009)	0.0057** (2.4532)	0.0051** (2.2079)
<i>HHI</i>		0.0006***			0.0006***	

		(6.9219)			(6.6203)	
<i>Co - Decision</i> × <i>HHI</i>		0.0011***			0.0010***	
		(6.7991)			(5.8477)	
<i>Fdnr</i>			-0.0108***			-0.0081***
			(-5.2684)			(-3.7046)
<i>Co - Decision</i> × <i>Fdnr</i>			-0.0174***			-0.0169***
			(-4.3806)			(-4.0145)
常数项	0.9237***	0.9266***	0.9314***	0.9588***	0.9551***	0.9590***
	(90.8234)	(124.7970)	(125.8024)	(98.2107)	(98.0076)	(98.4776)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年度	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业-年度固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	8678	8678	8678	8678	8678	8678
调整的 R2	0.118	0.113	0.116			

4 影响机制检验

本研究结果表明，父子共治与审计收费之间存在显著正相关。如前文理论分析所述，家族企业父子共治时信息不透明度是审计费用增加的重要因素，审计师倾向于收取更高审计费用来应对潜在审计风险。因此，引入信息透明度 (*Trans*) 为中介变量，进行中介效应检验。参考辛清泉 (2014)，信息透明度 (*Trans*) 衡量指标

$$Lnfee_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Co - Decision_{i,t} + \delta_i CONTROLS_{i,t} + \sum YEAR + \sum INDUS + \varepsilon \quad (4)$$

$$Trans_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 Co - Decision_{i,t} + \eta_i CONTROLS_{i,t} + \sum YEAR + \sum INDUS + \varepsilon \quad (5)$$

$$Lnfee_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 Co - Decision_{i,t} + \lambda_2 Trans_{i,t} + \lambda_i CONTROLS_{i,t} + \sum YEAR + \sum INDUS + \varepsilon \quad (6)$$

表 5 机制检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>Lnfee</i>	<i>Trans</i>	<i>Lnfee</i>
<i>Co - Decision</i>	0.1928***	-0.0736***	0.1866***
	(3.8745)	(-2.7270)	(3.7468)
<i>Trans</i>			-0.0851***
			(-3.9313)
常数项	6.5556***	-1.0013***	6.4704***
	(40.2504)	(-11.3350)	(39.4189)
控制变量	YES	YES	YES
行业	YES	YES	YES
年度	YES	YES	YES
观测值	8678	8678	8678
调整的 R2	0.581	0.580	0.581

表 5 第 (1) 列展示了模型 (4) 的回归结果，结果

包括：盈余质量、上市公司信息披露考评分数、跟踪该公司分析师人数及分析师对该公司盈余预测准确性百分等级平均值。若上市公司中存在某个或多个透明度变量缺失情况，则该变量值应取剩余透明度变量百分位数平均值。即 *Trans* 值越大，表明公司透明度越高。

本文构建中介效应模型如模型 (4) 至模型 (6) 所示。

显示父子共治与审计收费显著相关，系数为 0.1928，与前文研究结论一致。表 5 第 (2) 列验证父子共治对信息透明度影响，结果显示两者显著为负，系数为 -0.0736，表明随着父子共治加深，企业信息不透明度增加。模型 (6) 回归结果如表 5 第 (3) 列所示，信息透明度与审计收费、父子共治与审计收费均显著，这证明中介效应存在。此外，父子共治与审计收费回归系数为 0.1866，小于第 (1) 列回归系数 0.1928，表明信息透明度在父子共治与审计收费之间起部分中介作用。综上所述，父子共治提高企业信息不透明度，审计师会通过提高审计收费来应对增加的审计风险，验证了本文分析逻辑。

5 结论性评述

根据以上研究结论，本文提出以下建议：对于家族

企业而言,应意识到父子共治对审计费用显著影响。为平衡审计费用与审计质量,家族企业可以考虑优化治理结构,通过建立更加透明信息披露机制,加强内部控制,提升财务报告质量和透明度。不仅可以降低审计风险,也可减少因信息不对称而导致高审计费用;对于审计师而言,在承接家族企业审计业务时,应充分了解家族企业治理结构和特点,特别是父子共治模式下决策机制和信息透明度及其内部控制。这有助于审计师更准确地评估审计风险,制定合理审计计划和程序;对于审计行业协会而言,可根据家族企业特点,制定针对性审计指南和风险评估标准,为审计师提供更具指导性执业规范,同时开展针对家族企业审计专项培训,提高审计师对家族企业治理结构和潜在风险认识与应对能力,提升审计师专业素养和执业水平,帮助审计师更好应对家族企业审计中的特殊风险。

参考文献

- [1]孙伟艳,胡士集.非金融企业影子银行化、内部控制与审计收费[J].会计之友,2022,(10):76-82.
- [2]祝振铎,李新春,赵勇.父子共治与创新决策——中国国家家族企业代际传承中的父爱主义与深谋远虑效应[J].管理世界,2021,37(09):191-206+232+207.
- [3]吴武清,赵越,苏子豪.企业信息化建设与审计费用——数字化转型时期的新证据[J].审计研究,2022,(01):106-117.
- [4]杨肃昌,马亚红.对外直接投资、控制风险与上市公

- 司审计费用[J].审计研究,2020,(02):76-86.
- [5]刘星,苏春,邵欢.代际传承与家族董事席位超额控制[J].经济研究,2021,56(12):111-129.
- [6]苏春,时萍萍,管璇.父子共同决策对企业风险承担水平的影响研究[J].商业会计,2024,(07):53-57.
- [7]苏启林,朱文.上市公司家族控制与企业价值[J].经济研究,2003,(08):36-45+91.
- [8]王烨,柳希望,孙慧倩.双重股权结构如何影响审计定价?——基于在美中概股的实证研究[J].审计与经济研究,2022,37(02):58-68.
- [9]王雅,杨航.企业内部控制质量、董事会规模与审计收费研究[J].全国流通经济,2021,(07):174-177.
- [10]岳上植,范芮希.企业社会责任披露意愿对会计信息质量影响分析[J].财会通讯,2017,(19):13-17.
- [11]曹荣,王怀明.行业竞争程度、股权集中度与股权融资成本[J].会计之友,2016,(04):76-79.
- [12]李香花,谢妍,姜佳良.家族企业国际化对审计收费的影响研究[J].南京审计大学学报,2023,20(06):21-30.
- [13]辛清泉,孔东民,郝颖.公司透明度与股价波动性[J].金融研究,2014,(10):193-206.
- [14]邱学文,吴群.现代风险导向下重大错报风险与审计定价[J].中国工业经济,2010,(11):149-158.

作者简介:金伟伟(2002.02-),男,汉族,福建莆田,硕士,,研究方向:社会审计方向。