

GOVERNANÇA E JUSTIÇA ORGANIZACIONAL: IMPACTOS NO DESEMPENHO RELACIONAL DE COOPERATIVAS AGROPECUÁRIAS

GOVERNANCE AND ORGANIZATIONAL JUSTICE: IMPACTS ON THE RELATIONAL PERFORMANCE OF AGRICULTURAL COOPERATIVES

Autor(es) Régio Márcio Toesca Gimenes; Ismael Martins da Silva; Gabrielli do Carmo Martinelli; Ricardo Guimarães de Queiroz.

Filiação: Universidade Federal da Grande Dourados

E-mail: regiogimenes@ufgd.edu.br; ismael.agronomo@hotmail.com; gabrielli_martinelli@hotmail.com; rgq7@yahoo.com.br.

Grupo de Trabalho (GT): GT6. Cooperativismo, associativismo e demais ações coletivas no meio rural

Resumo

Este estudo investiga a relação entre governança formal e informal, justiça organizacional e desempenho relacional em cooperativas agropecuárias nos estados do Paraná e Mato Grosso do Sul. Utilizando modelagem de equações estruturais, a pesquisa analisou dados coletados por meio de questionários aplicados a cooperados, avaliando como percepções de justiça distributiva, processual e interacional mediam a influência dos mecanismos de governança sobre o desempenho relacional. Os resultados indicam que percepções positivas de justiça organizacional estão associadas a um melhor desempenho relacional, destacando o papel complementar da governança formal e informal na promoção da coesão organizacional. Além disso, a justiça interacional emergiu como a dimensão mais relevante para o engajamento dos cooperados. Esses achados reforçam a necessidade de estratégias gerenciais que promovam equidade, transparência e confiança, apontando caminhos para a sustentabilidade e aprimoramento da governança cooperativa. O estudo sugere novas investigações sobre os impactos contextuais e culturais na relação entre governança e justiça organizacional.

Palavras-chave: Mediação; Modelagem estatística; Engajamento organizacional; Eficácia cooperativa.

Abstract

This study investigates the relationship between formal and informal governance, organizational justice, and relational performance in agricultural cooperatives in the states of Paraná and Mato Grosso do Sul. Using structural equation modeling, the research analyzed data collected through questionnaires applied to cooperative members, assessing how perceptions of distributive, procedural, and interactional justice mediate the influence of governance mechanisms on relational performance. The results indicate that positive perceptions of organizational justice are associated with better relational performance, highlighting the complementary role of formal and informal governance in fostering organizational cohesion. Furthermore, interactional justice emerged as the most relevant dimension for cooperative members' engagement. These findings reinforce the need for managerial strategies that promote equity, transparency, and trust, pointing to pathways for the sustainability and improvement of cooperative governance. The study suggests further research on the contextual and cultural impacts on the relationship between governance and organizational justice.

Key words: Mediation; Statistical modeling; Organizational engagement; Cooperative effectiveness.

1. Introdução

A governança corporativa é essencial para a longevidade das organizações, equilibrando os interesses das partes envolvidas. Em cooperativas agropecuárias, a governança formal, baseada em normas e regulamentos, e a informal, fundamentada na confiança e cooperação, garantem a eficiência da gestão (Maciel et al., 2018; Poppo & Zenger, 2002). Além disso, a justiça organizacional, dividida em dimensões distributiva, processual e interacional, influencia a percepção de equidade, impactando o comprometimento dos cooperados e o desempenho da cooperativa (Colquitt et al., 2001; Baka, 2018).

Essas percepções de justiça têm um impacto significativo no desempenho relacional das cooperativas, uma vez que podem influenciar a satisfação dos cooperados, o comprometimento

com a organização e, consequentemente, a eficiência das operações (Gomes et al., 2020). Estudos demonstram que as organizações que promovem práticas justas, tanto na alocação de recursos quanto na gestão de processos e interações, conseguem alcançar níveis mais altos de desempenho relacional e econômico (Meyer; Allen, 1990).

Em cooperativas agropecuárias, onde a confiança e a cooperação entre os membros são essenciais, a justiça organizacional assume um papel ainda mais relevante, impactando diretamente a produtividade e a sustentabilidade a longo prazo (Schwans, 2008). Além disso, o desempenho relacional das cooperativas não pode ser analisado isoladamente dos mecanismos de governança. A literatura sugere que a governança formal, embora essencial para a coordenação e o controle das atividades, deve ser equilibrada com a governança informal para evitar conflitos e promover um ambiente de cooperação (Wanga; Dyball, 2019). Essa combinação de mecanismos permite que as cooperativas mantenham a flexibilidade necessária para lidar com mudanças no mercado, enquanto preservam a confiança entre seus membros, o que, por sua vez, impacta positivamente o desempenho relacional (Maciel et al., 2018).

No Brasil, as cooperativas agropecuárias desempenham um papel crucial na economia, sendo responsáveis por grande parte da produção e comercialização de produtos agrícolas, como grãos, carne e leite (OCB, 2020). Essas organizações são formadas por produtores rurais, que encontram nas cooperativas uma forma de obter vantagens competitivas, como acesso a mercados maiores, melhores condições de compra de insumos e a capacidade de armazenar e comercializar sua produção de forma coletiva. No entanto, o sucesso dessas cooperativas depende da qualidade da governança, além da capacidade de gerar percepções de justiça entre os cooperados (Neves; Castro; Freitas, 2019).

Com o crescimento das cooperativas agropecuárias, surgem também novos desafios relacionados à governança e à gestão das percepções de justiça. A governança formal, embora essencial para a coordenação das atividades, pode, em alguns casos, gerar insatisfações se não for complementada por uma governança informal eficaz (Schwans, 2008). Isso ocorre porque a formalização excessiva dos processos pode limitar a flexibilidade e a adaptabilidade das organizações, elementos essenciais para a gestão eficiente de cooperativas, que muitas vezes lidam com variáveis externas imprevisíveis, como mudanças climáticas e flutuações de mercado (Brandão; Breitenbach, 2019).

Nesse cenário, a governança informal emerge como um mecanismo complementar que, ao fortalecer os laços de confiança entre os cooperados, permite que as cooperativas enfrentem esses desafios com maior resiliência. Quando os membros da cooperativa percebem que suas contribuições são valorizadas e que as decisões são tomadas de forma justa e transparente, o nível de comprometimento aumenta, o que se reflete positivamente no desempenho da organização como um todo (Colquitt et al., 2001).

A análise das percepções de justiça e sua relação com os mecanismos de governança é especialmente relevante no contexto brasileiro, onde as cooperativas agropecuárias desempenham um papel vital no desenvolvimento econômico de várias regiões, especialmente em estados como Paraná e Mato Grosso do Sul, onde a agricultura é uma das principais atividades econômicas (Maciel et al., 2018). Estudar como a justiça organizacional pode atuar como mediadora entre a governança formal e informal e o desempenho relacional das cooperativas contribui para a formulação de práticas de gestão mais eficazes, que podem ser aplicadas para promover o crescimento sustentável dessas organizações.

Diante desse contexto, o presente estudo busca investigar as relações entre governança formal, governança informal, justiça organizacional e desempenho relacional nas cooperativas agropecuárias dos estados do Paraná e Mato Grosso do Sul. O foco está em entender como as percepções de justiça podem mediar a relação entre os mecanismos de governança e o desempenho relacional, oferecendo reflexões valiosas para a gestão dessas organizações. Tendo

como hipóteses: **H1:** A governança formal está associada positivamente às percepções de justiça distributiva nas cooperativas agropecuárias; **H2:** A governança informal está positivamente associada às percepções de justiça distributiva nas cooperativas agropecuárias; **H3:** A governança formal está positivamente associada às percepções de justiça processual nas cooperativas agropecuárias; **H4:** A governança informal está positivamente associada às percepções de justiça processual nas cooperativas agropecuárias; **H5:** A governança formal está associada positivamente às percepções de justiça interacional nas cooperativas agropecuárias; **H6:** A governança informal está associada positivamente às percepções de justiça interacional nas cooperativas agropecuárias; **H7:** A justiça distributiva está associada positivamente ao desempenho relacional nas cooperativas agropecuárias; **H8:** A justiça processual está associada positivamente ao desempenho relacional nas cooperativas agropecuárias e **H9:** A justiça interacional está associada positivamente ao desempenho relacional nas cooperativas agropecuárias.

O modelo estrutural, ilustrado na Figura 1, destaca as inter-relações entre a governança, as percepções de justiça organizacional e o desempenho relacional, mostrando como essas variáveis se conectam para impactar a eficácia das cooperativas agropecuárias.

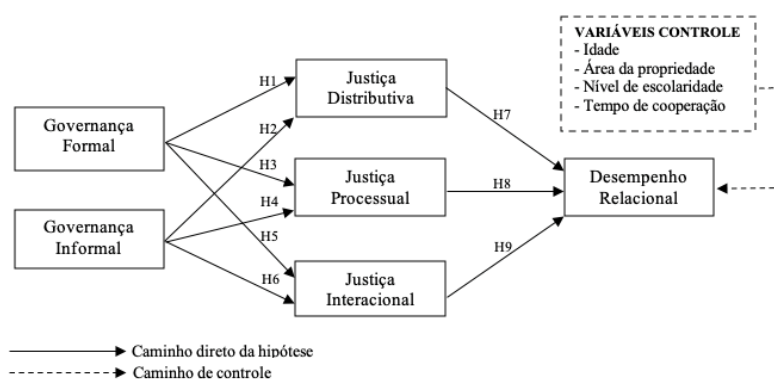


Figura 1 - Modelo Teórico das Relações entre Governança, Justiça organizacional e Desempenho Relacional em Cooperativas Agropecuárias.

Fonte: Elaboração própria.

2 Procedimentos metodológicos

2.1 Seleção da amostra e coleta de dados

A coleta de dados primários foi conduzida em cooperativas de grãos localizadas nos estados do Paraná (4 cooperativas) e Mato Grosso do Sul (1 cooperativa) por meio da aplicação de questionários estruturados. Inicialmente, foi realizado um contato prévio com o gerente da unidade local da cooperativa, com o objetivo de apresentar a proposta do estudo. Após a manifestação de interesse por parte da organização, o gerente desempenhou um papel fundamental na identificação e indicação dos cooperados que poderiam participar da pesquisa, além de facilitar o contato entre o entrevistador e os entrevistados.

Um aspecto crucial para o sucesso desta etapa foi garantir o anonimato da cooperativa e dos cooperados participantes, de modo a aumentar a adesão à pesquisa e reduzir o potencial viés nas respostas. Para atingir os objetivos desta pesquisa, o questionário foi composto por três grupos de perguntas, com o intuito de captar as percepções sobre governança, justiça organizacional e desempenho relacional. A estrutura do questionário foi baseada nas variáveis de controle propostas por Das e Teng (2000).

O instrumento foi composto por 24 questões, distribuídas da seguinte forma: 4 questões sobre Justiça Distributiva (JD), 4 questões sobre Justiça Processual (JP), 4 questões sobre

Justiça Interacional (JI), 4 questões sobre Governança Formal (GF), 4 questões sobre Governança Informal (GR) e 4 questões sobre Desempenho Relacional (DR). A escala de avaliação utilizada em cada item foi adaptada do trabalho de Wanga e Dyball (2019), que sugerem a utilização de uma escala Likert de 7 pontos (1 = discordo totalmente, 7 = concordo totalmente). No entanto, para os fins desta pesquisa, a escala foi ampliada para 10 pontos, onde 1 representa "discordo totalmente" e 10 representa "concordo totalmente". Essa adaptação foi implementada com o objetivo de aumentar a sensibilidade das respostas e proporcionar maior precisão na medição das percepções dos entrevistados. O questionário podia ser respondido diretamente pelo entrevistador durante a entrevista ou preenchido pelo próprio entrevistado, conforme sua preferência. As respostas foram coletadas tanto nas propriedades dos cooperados quanto em eventos realizados pela cooperativa, o que facilitou significativamente o processo de coleta de dados. Ao final da pesquisa, foi obtida uma amostra com respostas de 250 cooperados, 50 de cada cooperativa.

2.2 Medição de Constructos

A medição dos constructos centrais desta pesquisa – justiça organizacional, governança formal e informal, e desempenho relacional – foi realizada por meio de questionários estruturados, utilizando escalas validadas previamente na literatura. A utilização de medidas robustas e consistentes visa garantir a confiabilidade e validade dos dados coletados, permitindo uma análise precisa das relações entre os constructos estudados. Nesta seção, são detalhados os instrumentos e métodos utilizados para mensurar cada um dos constructos, além das adaptações feitas para o contexto das cooperativas agropecuárias.

2.3 Variáveis de Controle

Nesta pesquisa, foram incluídas quatro variáveis de controle com o objetivo de captar fatores contextuais que poderiam influenciar as relações entre os construtos principais, quais sejam: idade, área da propriedade, nível de escolaridade e tempo de cooperação. A inclusão dessas variáveis visa controlar a influência de características individuais e contextuais que, conforme a literatura, podem impactar o desempenho relacional.

A idade do cooperado foi incluída como variável de controle, com base em estudos que indicam que a idade pode influenciar a forma como os indivíduos percebem e respondem aos mecanismos de governança e justiça organizacional (Colquitt et al., 2001; Martins; Euzebio; Beuren, 2023). O nível de escolaridade, por sua vez, tem sido associado à capacidade dos indivíduos de compreender e interagir com processos de governança, especialmente em contextos cooperativos, onde a educação pode influenciar a participação e o engajamento dos membros (Borgen, 2001). A área da propriedade reflete o tamanho das operações agrícolas e foi incluída como um indicador relevante, dado que estudos anteriores mostram que o tamanho da propriedade pode influenciar o nível de interação e dependência dos cooperados em relação à cooperativa (Fulton; Giannakas, 2001). Por fim, o tempo de cooperação foi considerado para capturar a experiência acumulada dos cooperados com a organização, uma vez que membros mais antigos tendem a desenvolver laços mais fortes com a cooperativa e podem ter percepções diferenciadas sobre os mecanismos de governança (Bijman et al., 2012).

2.4 Análise Estatística

Inicialmente, foi realizada uma análise descritiva dos dados coletados para fornecer um resumo das informações e possibilitar uma visão clara das características das variáveis em estudo. Para garantir a consistência interna dos construtos analisados, foi realizada uma análise de fidelidade utilizando os coeficientes alfa de Cronbach e ômega de McDonald. O coeficiente alfa de Cronbach é amplamente empregado para avaliar a confiabilidade das escalas,

verificando o grau de correlação entre os itens que compõem um mesmo fator (Cronbach, 1951). Já o coeficiente ômega de McDonald, considerado uma medida complementar, oferece uma avaliação mais robusta da confiabilidade ao considerar a estrutura fatorial subjacente dos itens (McDonald, 1999). Ambos os coeficientes asseguram que os instrumentos utilizados para medir Justiça Distributiva (JD), Justiça Processual (JP), Justiça Interacional (JI), Governança Formal (GF), Governança Informal (GI) e Desempenho Relacional (DR) apresentam confiabilidade adequada, sendo essa etapa fundamental para a validade das conclusões subsequentes. Em seguida, foi aplicada uma Análise Fatorial Exploratória (AFE) para identificar a estrutura subjacente dos dados e revelar os principais fatores ou dimensões que explicam a variância nas respostas. A AFE é uma técnica recomendada para a exploração inicial de dados em estudos onde as relações entre variáveis ainda não estão completamente estabelecidas (Fabrigar et al., 1999). Nessa etapa, a AFE foi conduzida para as variáveis de Justiça Distributiva (JD), Justiça Processual (JP), Justiça Interacional (JI), Governança Formal (GF), Governança Informal (GI) e Desempenho Relacional (DR).

A adequação da amostra foi avaliada por meio do teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), que mede o grau de adequação das amostras para a análise fatorial, e pelo teste de esfericidade de Bartlett, que verifica se a matriz de correlação é apropriada para a AFE (Kaiser, 1974; Bartlett, 1954). A interpretação das cargas fatoriais foi baseada na recomendação de Hair et al. (2010), considerando-se cargas acima de 0,50 como significativas. Posteriormente, foi realizada uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC) para testar a validade do modelo teórico e a adequação da estrutura fatorial identificada pela AFE. A AFC é amplamente recomendada quando se busca confirmar uma estrutura previamente definida, e a adequação do modelo foi avaliada utilizando-se índices como o *Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)*, o *Comparative Fit Index (CFI)* e o *Standardized Root Mean Square Residual (SRMR)*, todos comumente utilizados em estudos de Modelagem de Equações Estruturais (Hu; Bentler, 1999). O *RMSEA* avalia o quão bem o modelo ajusta-se à amostra, enquanto o *CFI* compara o modelo ajustado com um modelo nulo, e o *SRMR* fornece uma medida do erro médio entre as correlações observadas e estimadas.

A Modelagem de Equações Estruturais (MEE), uma técnica multivariada que combina aspectos de regressão múltipla e análise fatorial, foi utilizada para testar o modelo teórico proposto, que inclui as relações entre Justiça Distributiva (JD), Justiça Processual (JP), Justiça Interacional (JI), Governança Formal (GF), Governança Informal (GI) e Desempenho Relacional (DR). Essa abordagem possibilitou a análise das relações diretas entre as variáveis, além de explorar o papel mediador de JD, JP e JI nas relações entre GF, GI e DR. Os índices de ajuste, como *Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)*, *Comparative Fit Index (CFI)* e *Standardized Root Mean Square Residual (SRMR)*, foram utilizados para avaliar a qualidade do ajuste do modelo aos dados observados. Esses índices são amplamente aceitos na literatura para verificar a adequação de modelos teóricos a dados empíricos (Hu; Bentler, 1999). O *RMSEA* avalia a discrepância por grau de liberdade no modelo, o *CFI* compara o modelo ajustado com um modelo nulo, e o *SRMR* indica o erro médio entre as correlações observadas e as estimadas, sendo todos essenciais para garantir a robustez do modelo.

Para a análise das cargas fatoriais, foram mantidos apenas os itens que apresentaram cargas elevadas nos fatores esperados ($> 0,5$), de acordo com os critérios de significância sugeridos por Hair et al. (2022). A confiabilidade e a validade dos construtos foram avaliadas por meio dos alfas de Cronbach, com valores superiores a 0,7 considerados indicativos de alta consistência interna (Nunnally; Bernstein, 1994). Essa análise é fundamental para garantir que os construtos utilizados no modelo sejam confiáveis e válidos para a interpretação dos resultados.

3 Resultados

3.1 Análise Estatística Descritiva

A análise estatística descritiva apresenta as principais características da amostra investigada, como idade, nível de escolaridade e área das propriedades dos cooperados, além das medidas centrais e de dispersão das variáveis de estudo.

A distribuição etária dos cooperados revela uma concentração na faixa de 46 a 55 anos (30,8%), seguida por 36 a 45 anos (24,4%) e 18 a 25 anos (23,6%). Essa predominância de adultos em idade produtiva sugere um grupo experiente no setor agropecuário, enquanto a participação de indivíduos com 66 anos ou mais (4,0%) é reduzida, possivelmente indicando uma transição geracional ou menor envolvimento de idosos nas atividades cooperativas. Esses dados destacam a necessidade de políticas que promovam o engajamento de diferentes faixas etárias, considerando seu impacto na governança e na percepção de justiça organizacional.

As propriedades dos cooperados situam-se predominantemente entre 51 e 200 hectares (31,6%), seguidas por 201 a 500 hectares (25,6%) e 11 a 50 hectares (21,6%). Propriedades acima de 501 hectares representam 18,8%, enquanto áreas de até 10 hectares são minoritárias (2,4%). Esses resultados indicam uma concentração em escalas médias de produção, com significativa representatividade de grandes produtores. A baixa presença de pequenos produtores pode refletir dificuldades no acesso às cooperativas ou barreiras estruturais, sugerindo a necessidade de estratégias para ampliar sua participação no cooperativismo.

O nível de escolaridade entre os cooperados varia amplamente, com 37,6% possuindo ensino fundamental completo, 29,2% ensino médio e 24,8% formação superior. Apenas 8,4% têm pós-graduação. Essa diversidade educacional pode influenciar a compreensão sobre mecanismos de governança e justiça organizacional, ressaltando a importância de ações formativas que promovam maior engajamento e alinhamento estratégico no contexto cooperativo.

O tempo de cooperação apresenta distribuição equilibrada, com 27,6% dos cooperados entre 11 e 15 anos, seguidos por 26,8% com 6 a 10 anos. As faixas de maior e menor tempo de cooperação — 21 anos ou mais e até 5 anos — possuem representatividade similar (11,2%). Esse perfil indica uma boa renovação da base de membros, aspecto fundamental para compreender o impacto do tempo de cooperação nas percepções de governança e justiça organizacional dentro da cooperativa.

A análise a seguir examinará a adequação dos itens, identificando possíveis assimetrias ou dispersões significativas, que podem indicar a necessidade de ajustes metodológicos ou refinamentos na escala utilizada. Além disso, a comparação das médias e medianas possibilita avaliar a tendência central das respostas, enquanto o desvio-padrão reflete a heterogeneidade das percepções dos respondentes.

Na dimensão Justiça Distributiva, os itens JD1 a JD4 apresentam médias entre 6,89 e 7,01, com medianas consistentes em 7, sugerindo percepções predominantemente positivas dos cooperados sobre a distribuição de recursos. Os desvios-padrão, variando de 0,90 a 1,19, indicam uma leve dispersão nas respostas, mas com um padrão central bem definido. Além disso, os valores mínimos (entre 4 e 5) e máximos (entre 8 e 9) confirmam a concentração das respostas em níveis elevados da escala, reforçando uma percepção equilibrada de justiça distributiva, fator que pode fortalecer o comprometimento dos cooperados com a cooperativa.

Na dimensão Justiça Processual, os itens JP1 a JP4 apresentam médias entre 6,32 e 6,54, apontando percepções moderadamente positivas sobre a equidade nos processos decisórios. As medianas, que variam entre 6 e 7, corroboram essa tendência. Contudo, os desvios-padrão, de 1,17 a 2,05, sugerem uma maior variabilidade nas respostas, o que pode indicar diferenças na percepção da Justiça Processual entre os cooperados. A amplitude dos valores mínimos (entre

2 e 4) e máximos (entre 8 e 10) reforça essa heterogeneidade, possivelmente associada a experiências individuais distintas com os processos internos da cooperativa.

Os itens JI1 a JI4 da dimensão Justiça Interacional, revelam médias entre 6,49 e 6,67, indicando avaliações geralmente favoráveis sobre a qualidade das interações interpessoais na cooperativa. As medianas, fixadas em 7, evidenciam essa tendência positiva. No entanto, os desvios-padrão, que oscilam entre 1,16 e 1,89, apontam uma dispersão moderada das respostas, sugerindo que, embora a maioria dos cooperados perceba essas interações de forma positiva, há variações nas experiências individuais. Os valores mínimos (entre 2 e 5) e máximos (entre 8 e 10) confirmam essa diversidade de percepções.

No que diz respeito aos mecanismos formais de governança, os itens GF1 a GF4 apresentam médias de 6,32 a 6,43, refletindo percepções equilibradas, mas moderadas, sobre esse aspecto. As medianas situam-se entre 6,00 e 7,00, apontando uma tendência central consistente. Os desvios-padrão, variando de 1,22 a 1,82, indicam dispersão moderada entre os respondentes, o que sugere diferentes níveis de satisfação com os mecanismos formais da cooperativa. Os valores mínimos (2 em todos os itens) e máximos (entre 8 e 10) destacam a existência de percepções tanto favoráveis quanto críticas dentro do grupo. Em relação à governança informal, os itens GI1 a GI4 registram médias entre 6,37 e 6,49, demonstrando avaliações moderadamente positivas sobre esse aspecto. As medianas, que variam entre 6,00 e 7,00, sugerem certa uniformidade nas respostas centrais. Entretanto, os desvios-padrão, entre 1,18 e 1,87, evidenciam uma dispersão significativa, indicando que as percepções dos cooperados sobre confiança, compromisso e cooperação são heterogêneas. Essa variação também é confirmada pelos valores mínimos (2 em todos os itens) e máximos (entre 8 e 10), refletindo experiências distintas entre os respondentes.

Por fim, os itens DR1 a DR4, relacionados ao desempenho relacional, apresentam médias entre 6,43 e 6,54, sugerindo avaliações globalmente positivas. As medianas, que variam entre 6,00 e 7,00, reforçam a concentração das respostas em níveis favoráveis. Os desvios-padrão, situados entre 1,20 e 1,79, indicam uma dispersão moderada, refletindo diferenças individuais nas interações entre os cooperados. Os valores mínimos (2 em todos os itens) e máximos (entre 8 e 10) mostram que, embora a maioria tenha percepções favoráveis, há variações na satisfação e nos benefícios percebidos nas relações com a cooperativa.

3.2 Análise de Fiabilidade

A avaliação da fiabilidade dos instrumentos de pesquisa foi conduzida com o objetivo de verificar a consistência interna dos construtos analisados, garantindo que os itens mensurem de forma confiável os conceitos propostos. Para isso, foram utilizados os coeficientes α de Cronbach e ω de McDonald, amplamente reconhecidos na literatura como medidas de confiabilidade interna. De acordo com Nunnally e Bernstein (1994), valores de α de Cronbach acima de 0,70 indicam uma consistência interna aceitável, enquanto valores superiores a 0,80 são considerados muito bons. O ω de McDonald, por sua vez, é um estimador mais robusto da confiabilidade composta, sendo particularmente útil para escalas com cargas fatoriais heterogêneas (McDonald, 1999), adotando critérios semelhantes para sua interpretação.

Os resultados indicam que todos os construtos analisados possuem confiabilidade elevada, com valores de α de Cronbach variando entre 0,840 e 0,898, e ω de McDonald oscilando entre 0,855 e 0,904. O construto Desempenho Relacional (DR) obteve os coeficientes mais elevados ($\alpha = 0,898$; $\omega = 0,904$), evidenciando a maior coerência entre seus itens. Já Justiça Distributiva (JD) apresentou os menores valores ($\alpha = 0,840$; $\omega = 0,855$), mas ainda dentro do intervalo considerado adequado para garantir a consistência das respostas (Fornell; Larcker, 1981).

Os demais construtos (Justiça Processual - JP, Justiça Interacional - JI, Governança Formal - GF e Governança Informal - GI) apresentaram coeficientes bastante próximos, todos acima de 0,87, reforçando a confiabilidade das escalas utilizadas. Além disso, observa-se que os valores de ω de McDonald são ligeiramente superiores aos de α de Cronbach, corroborando a literatura que indica o ω como uma medida mais robusta da consistência interna, pois leva em conta a estrutura fatorial dos itens (Raykov, 1997).

Com base nesses resultados, pode-se concluir que os construtos analisados demonstram alta confiabilidade, garantindo a precisão das escalas utilizadas e conferindo robustez às análises subsequentes.

3.3 Análise Fatorial Exploratória

A Análise Fatorial Exploratória (AFE) foi realizada para identificar a estrutura subjacente dos dados e compreender as dimensões que explicam a variância observada nas variáveis analisadas.

Os itens de Justiça Distributiva (JD1 a JD4) carregam significativamente no Fator 6, com pesos fatoriais variando de 0,688 a 0,951, indicando uma forte associação com este construto. Para Justiça Processual (JP1 a JP4), os itens carregam principalmente no Fator 2, com pesos fatoriais entre 0,801 e 0,871, confirmando a consistência deste agrupamento. A Justiça Interacional (JI1 a JI4) está associada ao Fator 3, com pesos entre 0,694 e 0,941, demonstrando uma estrutura coerente e bem definida. A Governança Formal (GF1 a GF4) apresenta pesos elevados no Fator 4, variando de 0,690 a 0,924, reforçando sua adequação ao modelo. A Governança Informal (GI1 a GI4) carrega predominantemente no Fator 5, com pesos entre 0,679 e 0,912. Por fim, os itens de Desempenho Relacional (DR1 a DR4) estão fortemente associados ao Fator 1, com pesos entre 0,715 e 0,911.

As singularidades, que variam de 0,110 (JI3) a 0,658 (GF1), indicam que a maior parte da variância dos itens é explicada pelos fatores extraídos. Segundo Tabachnick e Fidell (2013), valores de singularidade abaixo de 0,70 são desejáveis, pois sugerem que os itens possuem um bom grau de explicação pelos fatores. No caso apresentado, todos os itens atendem a esse critério, reforçando a validade do modelo exploratório. Adicionalmente, a variância total explicada pelos fatores, de 66,6%, supera o limite de 60% frequentemente considerado como um critério adequado para a interpretação de estruturas fatoriais em ciências sociais (Costello; Osborne, 2005). Isso sugere que a solução fatorial captura uma porção significativa da variância nos dados, garantindo a representatividade das dimensões subjacentes.

A Tabela 1 apresenta as medidas de ajustamento do modelo geradas na Análise Fatorial Exploratória (AFE). O *RMSEA* (*Root Mean Square Error of Approximation*) é de 0,0583, com intervalo de confiança de 95% variando de 0,0487 a 0,0684. Valores de *RMSEA* abaixo de 0,08 são considerados adequados para modelos exploratórios, e resultados próximos de 0,06 indicam um ajustamento muito bom (Browne; Cudeck, 1993). A proximidade entre o valor do *RMSEA* e o limite inferior do intervalo sugere uma qualidade consistente no ajustamento do modelo aos dados. O *TLI* (*Tucker-Lewis Index*), com um valor de 0,916, está acima do limiar de 0,90, o que reforça que o modelo apresenta uma boa parcimônia e adequação teórica (Hu, Bentler, 1999). Esses indicadores destacam a robustez do modelo, especialmente considerando que o processo de extração em contextos exploratórios pode envolver desafios adicionais (Weibenberger; Angelkort, 2011). Adicionalmente, o qui-quadrado ($\chi^2 = 375$) com 147 graus de liberdade (gl) e $p < 0,001$ revela um desvio significativo entre os dados observados e o modelo. No entanto, como apontado por Burkert, Fischer e Scheaffer (2011), em amostras grandes, o qui-quadrado tende a ser significativo, o que exige maior atenção às outras métricas de ajuste. O *BIC* (*Bayesian Information Criterion*) de -438 reforça que o modelo mantém um equilíbrio entre simplicidade e ajustamento, o que é especialmente importante para análises voltadas à gestão

interorganizacional, como observado por Windolph e Moeller (2012). Esses resultados indicam que o modelo na AFE atende aos critérios recomendados na literatura e fornece uma base sólida para interpretações subsequentes, com potencial para explorar mais profundamente as relações entre os fatores.

Tabela 1 - Medidas de Ajustamento do Modelo na AFE

RMSEA	IC 95% RMSEA		TLI	BIC	Teste do Modelo		
	Li	Ls			χ^2	gl	p
0.0583	0.0487	0.0684	0.916	-438	375	147	<.001

Nota: Li = Limite Inferior. Ls = Limite Superior.
Fonte: Elaboração própria.

O índice global da Medida de Adequação de Amostragem *KMO* (Kaiser-Meyer-Olkin), de 0,845 indica boa adequação amostral, sugerindo que os dados possuem correlações suficientes entre as variáveis para identificar fatores latentes. Segundo Tabachnick e Fidell (2013), valores acima de 0,80 são considerados muito bons, enquanto Kaiser (1974) define 0,50 como o limite mínimo para realizar a análise fatorial. Esse resultado, aliado ao *Teste de Esfericidade de Bartlett* significativo ($\chi^2 = 3784$; gl = 276; $p < .001$), confirma que os dados analisados são apropriados para a aplicação de uma análise fatorial exploratória, oferecendo uma base sólida para a identificação de dimensões subjacentes.

3.4 Análise Fatorial Confirmatória

A Análise Fatorial Confirmatória (AFC) foi utilizada para testar a validade do modelo de mensuração, verificando se a estrutura fatorial identificada na Análise Fatorial Exploratória (AFE) se mantém consistente. Esse procedimento permite avaliar a adequação dos indicadores a seus respectivos construtos, considerando aspectos como confiabilidade interna, validade convergente e discriminante (Kline, 2023; Hair et al., 2022).

A Tabela 2 apresenta os pesos fatoriais estimados, erros-padrão, valores *Z*, níveis de significância (*p*) e estimativas padronizadas dos indicadores associados aos construtos justiça distributiva, justiça processual, justiça interacional, governança formal, governança informal e desempenho relacional. Todos os pesos fatoriais foram estatisticamente significativos ($p < 0,001$), confirmando a validade dos indicadores na mensuração dos construtos. Os indicadores de justiça distributiva apresentaram estimativas padronizadas entre 0,693 e 0,932, com JD1 sendo o mais representativo, evidenciando forte contribuição dos itens para a mensuração do construto e assegurando validade convergente (Hair et al., 2022). Da mesma forma, os indicadores de justiça processual apresentaram pesos fatoriais elevados, com destaque para JP3 (0,877) e JP4 (0,849), reforçando a robustez dos itens segundo os critérios de Fornell e Larcker (1981). No construto justiça interacional, os indicadores JI3 (0,963) e JI4 (0,818) foram os mais relevantes, sugerindo que esses itens capturam com eficácia a essência do construto, um aspecto crucial em modelos baseados em teoria (Byrne, 2016). Para governança formal, GF3 destacou-se como o item de maior peso fatorial (0,956), enquanto GF1 obteve o menor valor (0,540), indicando uma contribuição mais limitada, porém ainda aceitável. Já em governança informal, GI3 foi o indicador mais representativo (0,938), evidenciando sua relevância no modelo. O construto desempenho relacional apresentou pesos fatoriais padronizados entre 0,692 e 0,935, com DR3 sendo o mais representativo, reforçando a importância desse indicador na mensuração da qualidade das relações no contexto analisado. Além disso, os erros-padrão baixos e os valores *Z* elevados confirmam a precisão das estimativas, conforme recomendado por Kline (2023).

A avaliação da validade convergente e da confiabilidade interna dos construtos foi realizada por meio dos coeficientes AVE (Average Variance Extracted) e CR (Composite Reliability). Os valores de AVE variam de 0,596 (JD) a 0,705 (DR), indicando que a maior parte dos construtos explica mais de 50% da variância de seus indicadores, conforme o critério de Fornell e Larcker (1981). A única exceção é justiça distributiva (AVE = 0,596), que se aproxima do limite mínimo de 0,50, sugerindo que, apesar de aceitável, esse construto pode requerer atenção para otimização futura. Os coeficientes de CR variam de 0,852 (JD) a 0,905 (DR), todos acima do limite de 0,70 recomendado por Hair et al. (2022), demonstrando elevada consistência interna entre os indicadores. Os construtos justiça processual (0,896), justiça interacional (0,890) e desempenho relacional (0,905) apresentaram os índices mais altos, reforçando sua robustez no modelo.

O Teste ao Ajustamento Exato do Modelo Estrutural avalia a correspondência entre o modelo estrutural proposto e os dados observados. Embora o teste seja amplamente utilizado em modelagem de equações estruturais, ele é sensível ao tamanho da amostra, o que pode inflacionar seu valor e levar à rejeição de modelos potencialmente adequados em amostras grandes (Byrne, 2016). Assim, é recomendável complementar esta análise com índices de ajustamento adicionais, como o CFI (Comparative Fit Index), RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) e SRMR (Standardized Root Mean Square Residual), que oferecem uma visão mais robusta do desempenho do modelo (Hair et al., 2022). Estudos recentes sugerem que o teste deve ser interpretado em conjunto com os graus de liberdade e o valor do χ^2/gl , idealmente deveria ser inferior a 3 para indicar um ajustamento aceitável (Kline, 2023). Nesse caso, o valor $\chi^2/\text{gl} = 1,91$ sugere que o modelo pode ter um ajustamento razoável, mesmo com a significância estatística do χ^2 .

Tabela 2 - Estimativa Padronizadas, Confiabilidade e Validade Convergente

Itens	Estimativas	Erro-Padrão	Z	p	Est. Padr.	CR	AVE
JD						0.852	0.596
JD1	0.840	0.0465	18.05	<.001	0.932		
JD2	0.848	0.0674	12.59	<.001	0.714		
JD3	0.793	0.0667	11.89	<.001	0.693		
JD4	0.885	0.0677	13.07	<.001	0.740		
JP						0.896	0.683
JP1	0.924	0.0644	14.35	<.001	0.790		
JP2	1.247	0.0884	14.10	<.001	0.780		
JP3	1.591	0.0941	16.91	<.001	0.877		
JP4	1.749	0.1085	16.12	<.001	0.849		
JI						0.890	0.671
JI1	0.750	0.0683	10.99	<.001	0.650		
JI2	1.152	0.0774	14.89	<.001	0.803		
JI3	1.473	0.0742	19.86	<.001	0.963		
JI4	1.539	0.0986	15.62	<.001	0.818		
GF						0.883	0.659
GF1	0.657	0.0742	8.85	<.001	0.540		
GF2	1.107	0.0710	15.58	<.001	0.823		
GF3	1.519	0.0768	19.79	<.001	0.956		
GF4	1.543	0.0929	16.60	<.001	0.853		
GI						0.874	0.637
GI1	0.762	0.0693	10.98	<.001	0.647		
GI2	1.110	0.0864	12.85	<.001	0.728		
GI3	1.577	0.0838	18.83	<.001	0.938		
GI4	1.580	0.0982	16.09	<.001	0.841		
DR						0.905	0.705
DR1	0.828	0.0688	12.04	<.001	0.692		
DR2	1.252	0.0781	16.03	<.001	0.840		
DR3	1.576	0.0823	19.15	<.001	0.935		

DR4 1.538 0.0909 16.91 <.001 0.864

Nota: Est. Padr. = Estimativas Padronizadas.

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 3 apresenta os resultados das medidas de ajustamento do modelo estrutural, com destaque para índices amplamente utilizados na avaliação da qualidade do modelo. Os valores do *CFI* (*Comparative Fit Index*) = 0,941 e *TLI* (*Tucker-Lewis Index*) = 0,931 estão acima do limiar geralmente aceito de 0,90, indicando um bom ajustamento global do modelo aos dados observados (Hair et al., 2022). Adicionalmente, o *SRMR* (*Standardized Root Mean Square Residual*) = 0,0429 está abaixo de 0,08, reforçando a adequação do modelo (Kline, 2023). O *RMSEA* (*Root Mean Square Error of Approximation*) = 0,0601 apresenta valores dentro da faixa considerada aceitável (0,05 a 0,08), com um intervalo de confiança de 95% variando entre 0,0517 e 0,0685, confirmando a plausibilidade do modelo (Byrne, 2016). No entanto, a interpretação do *RMSEA* deve ser feita com cautela, considerando os graus de liberdade e o tamanho da amostra. Os valores do *AIC* (*Akaike Information Criterion*) = 18312 e *BIC* (*Bayesian Information Criterion*) = 18619 são úteis para a comparação com modelos alternativos, com valores menores indicando melhor ajuste relativo (Schreiber et al., 2006).

Tabela 3 - Indicadores de Qualidade do Ajustamento do Modelo Estrutural

CFI	TLI	SRMR	RMSEA	IC 95% RMSEA		AIC	BIC
				Li	Ls		
0.941	0.931	0.0429	0.0601	0.0517	0.0685	18312	18619

Nota: Li = Limite Inferior. Ls = Limite Superior.

Fonte: Elaboração própria.

3.5 Modelagem de Equações Estruturais

Nesta seção, será realizada a Modelagem de Equações Estruturais (MEE) com o objetivo de testar as hipóteses formuladas no modelo teórico proposto, conforme ilustrado na Figura 1 apresentada. O modelo considera as relações diretas entre os construtos governança formal e informal, justiça distributiva, processual e interacional, e o desempenho relacional, além de incluir variáveis de controle, como idade, área da propriedade, nível de escolaridade e tempo de cooperação. A análise visa avaliar a validade dos caminhos hipotetizados e a adequação geral do modelo aos dados, contribuindo para a compreensão das interações entre os construtos estudados. A seguir, são descritos os procedimentos analíticos e os resultados obtidos.

Os resultados de ajuste de dois modelos distintos, o *User Model* (modelo proposto) e o *Baseline Model* (modelo de referência). Ambos foram avaliados pelo teste do qui-quadrado (χ^2), com graus de liberdade (df) e *p*-valores indicando significância estatística. O *User Model* apresenta $\chi^2 = 456$ com df = 242 e $p < 0,001$, sugerindo que ele não se ajusta perfeitamente aos dados observados. Entretanto, é importante destacar que o teste do qui-quadrado é altamente sensível ao tamanho da amostra, frequentemente rejeitando modelos bem ajustados em estudos com grandes tamanhos amostrais (Kline, 2023). Assim, o resultado do χ^2 deve ser interpretado com cautela e complementado por outros índices de ajuste, como o *Comparative Fit Index* (*CFI*) e o *Root Mean Square Error of Approximation* (*RMSEA*). O *Baseline Model*, por sua vez, apresentou um χ^2 muito superior, igual a 3943, com df = 276 e $p < 0,001$. Este modelo é estruturado para assumir independência completa entre as variáveis, resultando, como esperado, em um ajuste significativamente pior aos dados. A grande discrepância no χ^2 entre os dois modelos evidencia que o *User Model* oferece um ajuste consideravelmente melhor para descrever as relações teóricas. De acordo com Bentler e Bonett (1980), o *Baseline Model*

funciona como uma referência de ajuste ruim, permitindo que a superioridade do modelo teórico seja mensurada através de índices comparativos. Com base nesses resultados, o *User Model* apresenta maior capacidade de representar as relações entre as variáveis observadas, embora não seja possível avaliar a qualidade completa de seu ajuste sem índices adicionais, como o *RMSEA* e o *CFI*. A literatura destaca que índices comparativos, como o *CFI*, que avaliam o ajuste relativo ao *Baseline Model*, são essenciais para confirmar a adequação do modelo teórico proposto (Hu; Bentler, 1999). Portanto, os resultados indicam que o *User Model* é adequado como ponto de partida para investigações mais detalhadas.

Os índices da Tabela 4 avaliam o ajuste do modelo teórico aos dados observados, destacando sua adequação com base nos critérios amplamente aceitos na literatura. O *Standardized Root Mean Square Residual (SRMR)* é de 0,047, indicando um ajuste muito bom, pois valores inferiores a 0,05 são considerados excelentes (Hu; Bentler, 1999). O *Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)* é de 0,039, com intervalo de confiança de 95% variando de 0,041 a 0,057. Este valor sugere um ajuste excelente, já que valores abaixo de 0,06 indicam excelente compatibilidade do modelo com os dados (Browne; Cudeck, 1993).

O *p*-valor associado ao *RMSEA*, denominado *RMSEA p*, é de 0,036. Esse *p*-valor testa a hipótese de que o *RMSEA* é menor ou igual a 0,05. Como o valor é inferior a 0,05, rejeita-se a hipótese de que o modelo possui ajuste perfeito, mas isso não compromete a análise geral, pois o *RMSEA* está bem dentro dos limites aceitáveis e indica forte adequação do modelo.

De forma geral, os resultados apontam que o modelo se ajusta muito bem aos dados observados, com o *RMSEA* abaixo do limite ideal e o *SRMR* reforçando a qualidade do ajuste. Esses valores mostram que o modelo teórico é adequado para representar as relações entre as variáveis observadas.

Tabela 4 - Análise dos Índices de Ajuste do Modelo

SRMR	RMSEA	IC 95%		RMSEA p
		Li	Ls	
0.047	0.039	0.041	0.057	0.036

Nota: Li = Limite Inferior. Ls = Limite Superior.

Fonte: Elaboração própria.

Os dados apresentados na Tabela 5 fornecem uma análise detalhada do ajuste do *User Model* em relação ao *Baseline Model*, com base em diversos índices comparativos de qualidade. Os resultados indicam que o *User Model* possui um ajuste muito bom, atendendo aos critérios estabelecidos por Hu e Bentler (1999) para modelagem de equações estruturais. O Comparative Fit Index (CFI), com um valor de 0,963, demonstra que o modelo teórico se ajusta muito bem aos dados observados, ultrapassando o limite de 0,95 recomendado por Hu e Bentler (1999) para ajustes excelentes. O Tucker-Lewis Index (TLI), com 0,957, confirma essa adequação, sugerindo que o modelo teórico é substancialmente melhor que o modelo de referência. De acordo com Bentler e Bonett (1980), valores de *TLI* superiores a 0,95 indicam que o modelo se ajusta bem aos dados sem ser penalizado pelo excesso de parâmetros. Outros índices, como o Bentler-Bonett Non-normed Fit Index (NNFI) e o Relative Noncentrality Index (RNI), apresentam valores de 0,931 e 0,942, respectivamente, reforçando a robustez do modelo teórico. Conforme Kline (2023), índices como *NNFI* e *RNI*, quando superiores a 0,90, são indicativos de que o modelo apresenta uma estrutura teórica consistente com os dados observados. O Bollen's Incremental Fit Index (IFI), com um valor de 0,942, confirma a superioridade do *User Model* sobre o *Baseline Model*, destacando que modelos com *IFI* superiores a 0,90 são considerados adequados para representar os dados (Bollen, 1989). Finalmente, o Parsimony Normed Fit Index (PNFI), com um valor de 0,903, destaca a capacidade do modelo de equilibrar

ajuste e parcimônia. Segundo Mulaik et al. (1989), índices de parcimônia avaliam a eficiência do modelo em descrever os dados observados, garantindo simplicidade sem comprometer a qualidade geral do ajuste. De maneira geral, a análise desses índices mostra que o *User Model* descreve adequadamente os dados observados, apresentando um ajuste superior ao modelo de referência. Segundo Kline (2023), a combinação de índices como *CFI*, *TLI*, *IFI* e *PNFI* é essencial para uma avaliação abrangente da qualidade do modelo, e os resultados apresentados indicam que o modelo teórico é confiável para análises posteriores.

Tabela 5 - Avaliação do Ajuste: User Model versus Baseline Model

Índice de Ajuste	Índices
Comparative Fit Index (CFI)	0.963
Tucker-Lewis Index (TLI)	0.957
Bentler-Bonett Non-normed Fit Index (NNFI)	0.931
Relative Noncentrality Index (RNI)	0.942
Bentler-Bonett Normed Fit Index (NFI)	0.913
Bollen's Relative Fit Index (RFI)	0.925
Bollen's Incremental Fit Index (IFI)	0.942
Parsimony Normed Fit Index (PNFI)	0.903

Fonte: Elaboração própria.

3.6 Validação das Hipóteses

A testagem foi realizada por meio de técnicas estatísticas apropriadas, buscando validar empiricamente as associações hipotetizadas e verificar a adequação do modelo aos dados coletados. Os resultados obtidos fornecem evidências sobre a robustez do modelo e a coerência das relações teóricas estabelecidas, contribuindo para um entendimento mais aprofundado das dinâmicas estudadas. Além disso, cada hipótese será discutida com base nos resultados, ressaltando sua confirmação ou rejeição e seus desdobramentos para a pesquisa.

A Tabela 6 apresenta os resultados da análise de caminhos diretos entre variáveis latentes em um modelo teórico, validando as hipóteses propostas. As estimativas não padronizadas indicam a força das relações entre as variáveis dependentes e preditoras, enquanto os coeficientes padronizados (β) permitem a comparação direta das magnitudes das associações. Todas as hipóteses foram validadas com valores de significância estatística (p) menores que 0,05, o que reforça a robustez do modelo. As associações mais fortes foram observadas entre Desempenho Relacional (DR) e Justiça Interacional (JI), com estimativa = 0,9743 e $\beta = 0,893$, destacando o impacto significativo da percepção de justiça interacional sobre o desempenho relacional. Seguindo essa tendência, a relação entre DR e Justiça Processual (JP) também apresentou alta magnitude, com estimativa = 0,8092 e $\beta = 0,746$, reforçando a relevância desse aspecto no contexto analisado. Em contrapartida, a associação mais fraca foi entre DR e Justiça Distributiva (JD), com estimativa = 0,6187 e $\beta = 0,552$, ainda significativa, mas com menor intensidade comparada às demais dimensões.

As variáveis de justiça, por sua vez, também se associaram positivamente com os mecanismos de governança. A relação entre Justiça Interacional (JI) e Governança Formal (GF) apresentou estimativa = 0,9172 e $\beta = 0,851$, destacando-se como uma das mais fortes, enquanto a associação entre Justiça Distributiva (JD) e Governança Formal (GF) foi relativamente menor, com estimativa = 0,6421 e $\beta = 0,584$. Esses resultados indicam que percepções de justiça interacional têm maior impacto sobre os mecanismos de governança formal em comparação à justiça distributiva. Além disso, todos os intervalos de confiança (superior e inferior) não

cruzam zero, reforçando a significância estatística de todas as estimativas. Os valores de z variaram de 6,030 a 10,423, indicando associações robustas e confiáveis. Essas evidências demonstram que o modelo teórico é estatisticamente válido, com associações positivas e significativas em todas as hipóteses testadas.

Conclui-se que as hipóteses propostas foram validadas, com as relações mais fortes observadas nas dimensões de justiça interacional e processual, enquanto as associações envolvendo justiça distributiva, embora significativas, foram menos intensas. Esses resultados corroboram o papel central das percepções de justiça no desempenho relacional e nos mecanismos de governança. O modelo confirma a relevância teórica das dimensões analisadas e sua aplicação no contexto estudado.

Tabela 6 - Análise dos Caminhos Diretos entre Variáveis Latentes

Dep	Pred	Estim	SE	Li	Ls	β	Z	p
DR	JD	0.6187	0.0942	0.4330	0.8044	0.552	6.565	0.013
DR	JP	0.8092	0.0887	0.6354	0.9830	0.746	9.124	0.047
DR	JI	0.9743	0.0985	0.7814	1.1672	0.893	9.893	0.034
JD	GF	0.6421	0.1065	0.4333	0.8509	0.584	6.030	0.029
JD	GI	0.7156	0.1012	0.5172	0.9140	0.672	7.071	0.041
JP	GF	0.8567	0.0914	0.6775	1.0359	0.771	9.371	0.028
JP	GI	0.8914	0.0977	0.6990	1.0838	0.807	9.123	0.017
JI	GF	0.9172	0.0880	0.7447	1.0897	0.851	10.423	0.021
JI	GI	0.9398	0.0932	0.7561	1.1235	0.873	10.084	0.033

Nota: Dep = Variável dependente. Pred = Variável Preditora. Estim = Estimativa. SE = Erro-padrão. Li = Limite Inferior. Ls = Limite Superior. β = Coeficiente padronizado. Z = Estatística z . p = Nível de significância.

Fonte: Elaboração própria.

Com relação à mediação, a dimensão da justiça interacional apresentou os maiores efeitos indiretos em ambos os tipos de governança. O caminho $GI \Rightarrow JI \Rightarrow DR$ mostrou o maior impacto (estimativa = 0.0512, β = 0.043, p = 0.033), seguido por $GF \Rightarrow JI \Rightarrow DR$ (estimativa = 0.0534, β = 0.045, p = 0.034). Esses resultados indicam que a percepção de justiça interacional desempenha um papel significativo na mediação entre governança e desempenho relacional. As dimensões de justiça distributiva e processual também apresentaram efeitos mediadores relevantes. O caminho $GF \Rightarrow JD \Rightarrow DR$ teve um efeito significativo (estimativa = 0.0352, β = 0.029, p = 0.013), destacando a relevância da percepção de justiça distributiva. Similarmente, $GF \Rightarrow JP \Rightarrow DR$ e $GI \Rightarrow JP \Rightarrow DR$ também foram significativos, com estimativas de 0.0468 (p = 0.047) e 0.0405 (p = 0.041), respectivamente.

Ao testar os efeitos das variáveis de controle (Idade, Área da Propriedade, Nível de Escolaridade e Tempo de Cooperação) sobre o desempenho relacional (DR), verifica-se que a Idade apresentou o maior coeficiente (estimativa = 0.05393, β = 0.04527), embora sem significância estatística (p = 0.593). As demais variáveis tiveram coeficientes ainda menores, destacando-se Área da Propriedade (estimativa = 0.00791, β = 0.00631, p = 0.925) como a menor associação identificada. A variável Tempo de Cooperação também apresentou uma associação fraca (estimativa = 0.02814, β = 0.02440, p = 0.750) e sem significância estatística. Os erros-padrão (SE) variaram entre 0.0839 e 0.1035, sugerindo maior incerteza nas estimativas das variáveis de controle (Kline, 2023). Os valores de Z (entre 0.0537 e 0.5341) reforçam a ausência de força estatística nas associações (Hu; Bentler, 1999).

A Figura 2 apresenta o modelo estrutural que examina a relação entre os mecanismos de governança (formal e informal) e a percepção de justiça organizacional (distributiva,

processual e interacional) na explicação do desempenho relacional dos cooperados. As setas indicam os caminhos hipotetizados, com seus respectivos coeficientes padronizados, evidenciando a magnitude e a direção dos efeitos entre as variáveis. além disso, foram incluídas variáveis de controle, como idade, área da propriedade, nível de escolaridade e tempo de cooperação, cujos efeitos não foram significativos (ns) para a variável dependente.

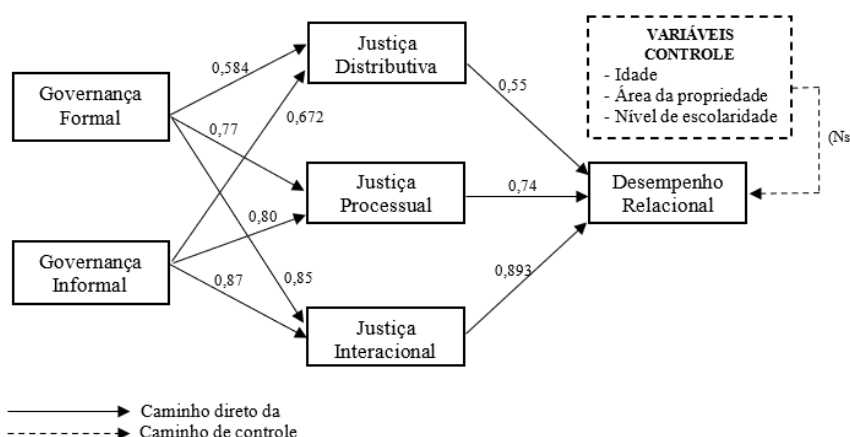


Figura 2 - Resultados do Modelo Estrutural das Relações Diretas Hipotetizadas.

Nota: Ns = não significativo ($p > 0.05$)

Fonte: Elaboração própria.

4 Discussão

Os resultados desta pesquisa reforçam a importância da governança formal e informal no desempenho relacional das organizações. A governança formal, representada por contratos, normas e processos explícitos, proporciona previsibilidade, clareza e segurança nas relações organizacionais, sendo particularmente relevante em projetos de grande escala, como os de infraestrutura, onde contratos colaborativos ajudam a mitigar incertezas e conflitos (Maciel et al., 2018; Martinsuo; Hovila, 2020; Freitas; Silva; Pereira, 2021). No entanto, a literatura evidencia que mecanismos exclusivamente formais podem ser insuficientes para lidar com a complexidade das relações dinâmicas, demandando a complementação da governança informal (Le Chen; Manley; Lewis, 2018; Boland, 2019). A governança informal desempenha um papel estratégico ao fomentar confiança, flexibilidade e inovação, especialmente em contextos onde os mecanismos formais apresentam limitações (Ayres; Bird, 2018).

A justiça organizacional emerge como um elemento central na mediação entre governança e desempenho. Segundo Wang e Dyball (2025), a justiça organizacional amplifica os benefícios da governança ao reduzir conflitos e promover o engajamento dos atores. Entre suas dimensões, a justiça interacional se destaca como a mais impactante, pois percepções positivas dessa justiça fortalecem a confiança e o comprometimento entre stakeholders, aprimorando o desempenho relacional (Su; Zhang; Guo, 2020). Crook e Combs (2007) e Silva, Queiroz e Gimenes (2024) corroboram essa visão, demonstrando que a integração entre mecanismos formais e informais melhora as percepções de justiça, especialmente a interacional.

Contudo, a dependência excessiva da governança informal pode gerar desafios. Howard et al. (2019) alertam que práticas informais isoladas podem comprometer a eficiência organizacional. Por outro lado, Franklin (2012) argumenta que a integração entre práticas formais e informais cria sinergias positivas, promovendo um ambiente mais justo e colaborativo. Arranz e Arroyabe (2012) reforçam essa visão ao demonstrar que normas relacionais e confiança são fundamentais para o sucesso de projetos colaborativos de P&D. Além disso, o contexto cultural influencia a relação entre governança e justiça organizacional.

Harrington (2011) aponta que a eficácia dos mecanismos de governança depende do alinhamento com normas culturais e sociais, enquanto Lioliou et al. (2014) indicam que a governança formal frequentemente precede a informal, estabelecendo uma base de confiança para relações de longo prazo.

Os achados desta pesquisa indicam que a governança formal e informal não é excludentes, mas complementares. A justiça interacional emergiu como a dimensão mais impactante, enquanto a justiça distributiva e processual também desempenham papéis significativos. Esses resultados corroboram estudos anteriores (Poppo; Zenger, 2002; Benítez-Ávila et al., 2018), mas destacam a governança informal como um fator preponderante na percepção de justiça interacional, especialmente no contexto de cooperativas agropecuárias.

A justiça organizacional impacta diretamente o desempenho relacional. Estudos indicam que todas as suas dimensões (distributiva, processual e interacional) contribuem para um melhor desempenho organizacional (Lind; Tyler, 1988; Huo; Wang; Tian, 2016; Su; Zhang; Guo, 2020; Rossato et al., 2024). No entanto, os dados desta pesquisa mostram que a justiça interacional exerce um impacto significativamente maior que as demais dimensões. Essa predominância pode ser explicada pelo contexto cooperativo, no qual a interação contínua entre membros e a necessidade de coesão social são essenciais para a sustentabilidade organizacional.

A relação entre justiça organizacional e desempenho relacional também é explorada por Guimarães, Porto e Borges-Andrade (2022), que destacam que ambientes organizacionais que incentivam comunicação aberta e relações interpessoais saudáveis tendem a obter melhores resultados na coesão e na performance dos grupos.

A teoria da equidade de Adams (1965) destaca a importância do equilíbrio entre esforços e recompensas na percepção de justiça. Embora a justiça distributiva tenha menor impacto no desempenho relacional, ela ainda influencia a satisfação dos cooperados. Ayres e Bird (2018) apontam que a governança informal pode compensar falhas da governança formal na promoção da justiça organizacional. Os resultados confirmam a interdependência entre ambas, com a governança informal tendo um papel essencial na justiça interacional, fortalecendo a confiança e a coesão nas cooperativas agropecuárias.

Dessa forma, os dados desta pesquisa indicam que uma abordagem integrativa, combinando mecanismos formais e informais, tende a ser a mais eficaz para fortalecer a governança e otimizar as relações organizacionais, promovendo um ambiente mais justo, colaborativo e sustentável ao longo do tempo.

5 Conclusão

Os resultados confirmaram que a justiça organizacional media significativamente essa relação, com destaque para a justiça interacional, que influencia a coesão e eficiência organizacional. A governança formal garante previsibilidade, enquanto a informal fortalece a confiança e a adaptação, sendo essa combinação essencial para melhorar as percepções de justiça e o desempenho relacional. Assim, práticas baseadas em comunicação transparente e respeito interpessoal são determinantes para o sucesso das cooperativas.

As análises também revelaram que variáveis de controle, como idade, nível de escolaridade, área da propriedade e tempo de cooperação, não apresentaram influência estatisticamente significativa no desempenho relacional, reforçando que os fatores estruturais e perceptivos, como justiça organizacional e governança, desempenham papéis centrais. Recomenda-se que gestores de cooperativas agropecuárias adotem estratégias que combinem governança formal e informal, promovendo práticas justas e transparentes em todos os níveis organizacionais. Além disso, políticas que priorizem a justiça interacional podem fortalecer os laços de confiança entre os membros e garantir maior resiliência organizacional em face dos desafios externos.

Por fim, a pesquisa também abre caminhos para futuras investigações. Estudar como diferentes configurações culturais e institucionais influenciam a interação entre governança e justiça organizacional pode oferecer novas perspectivas para o aprimoramento das práticas de gestão em cooperativas. Assim, espera-se que este estudo sirva como base para o desenvolvimento de políticas mais inclusivas e eficazes, capazes de fortalecer a competitividade e sustentabilidade das cooperativas agropecuárias no Brasil e em outros contextos.

Agradecimentos

Agradecemos ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq)/Brasil pelo apoio financeiro, que viabilizou a realização deste estudo.

Referências

- ADAMS, J. S. Toward an understanding of inequity. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, v. 67, n. 5, p. 422-436, 1965.
- AKRAM, T.; LEI, S.; HAIDER, M. J.; AKRAM, M. W.; TARIQ, H. The impact of organizational justice on employee innovative work behavior: mediating role of knowledge sharing. *Journal of Innovation & Knowledge*, v. 5, n. 2, p. 117-129, 2020.
- ARRANZ, N.; ARROYABE, J. C. F. Effect of formal contracts, relational norms and trust on performance of joint research and development projects. *British Journal of Management*, 2012.
- AYRES, S.; BIRD, C. Using 'informal governance' as a city leadership asset: a case study of the Bristol Pound. Bristol: University of Bristol, 2018.
- BAKA, A. Development and validation of the polish version of Colquitt's organizational justice measure. *International Journal of Occupational Medicine and Environmental Health*, v. 31(4): 415-427, 2018.
- BARTLETT, M. S. A note on the multiplying factors for various chi-square approximations. *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 16, p. 296-298, 1954.
- BENÍTEZ-ÁVILA, C.; HARTMANN, A.; DEWULF, G.; HENSELER, J. Interplay of relational and contractual governance in public-private partnerships: the mediating role of relational norms, trust and partners' contribution. *International Journal of Project Management*, v. 36, n. 3, p. 429-443, 2018.
- BENTLER, P. M.; BONETT, D. G. Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, v. 88, n. 3, p. 588-606, 1980.
- BEUREN, I. M.; EGGERT, N. S. V.; SANTOS, E. A. Influência da avaliação de desempenho formal e seus mecanismos na confiança interpessoal entre gestores: justiça processual e qualidade do feedback percebidos. *Organizações & Sociedade*, v. 27, p. 113-131, 2020.
- BIES, R. J.; MOAG, J. S. Interactional justice: communication criteria of fairness. In: LEWICKI, R. J.; SHEPPARD, B. H.; BAZERMAN, M. H. (Eds.). *Research on negotiation in organizations*. Greenwich: JAI Press, 1986. v. 1, p. 43-55.
- BIJMAN, J. *Support for Farmers' Cooperatives; Sector Report Fruit and Vegetables*. Wageningen: Wageningen UR, 2012.
- BØHREN, Ø.; ØDEGAARD, B. A. Governance and Performance Revisited. *Norwegian School of Management*, 2004.
- BOLAND, M. A. Governance in agricultural cooperatives. *Western Economics Forum*, v. 17, n. 2, 2019. Disponível em: <https://ideas.repec.org/a/ags/weecfo/298052.html>. Acesso em: 12 nov. 2024.
- BOLLEN, K. A. *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley, 1989.
- BORGEN, O. Identification as a trust-generating mechanism in cooperatives. *Annals of Public and Cooperative Economics*, v. 72, n. 2, p. 209-228, 2001.

- BROWNE, M. W.; CUDECK, R. Alternative ways of assessing model fit. In: BOLLEN, K. A.; LONG, J. S. *Testing structural equation models*. Newbury Park: Sage, 1993. p. 136-162.
- BURKERT, M.; FISCHER, F. M.; SCHÄFFER, U. Application of the controllability principle and managerial performance: the role of role perceptions. *Management Accounting Research*, v. 22, p. 143–159, 2011.
- BYRNE, B. M. *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. 3. ed. New York: Routledge, 2016.
- COLQUITT, J. A. On the dimensionality of organizational justice: a construct validation of a measure. *Journal of Applied Psychology*, v. 86, n. 3, p. 386-400, 2001.
- COLQUITT, J. A.; CONLON, D. E.; WESSON, M. J.; PORTER, C. O. L. H.; NG, K. Y. Justice at the millennium: a meta-analytic review of 25 years of organizational justice research. *Journal of Applied Psychology*, v. 86, n. 3, p. 425-445, 2001.
- COSTELLO, A. B.; OSBORNE, J. W. Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, v. 10, n. 7, p. 1-9, 2005.
- CRONBACH, L. J. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, v. 16, n. 3, p. 297-334, 1951.
- CROOK, T. R.; COMBS, J. G. Sources and consequences of bargaining power in supply chains. *Journal of Operations Management*, v. 25, n. 2, p. 546-555, 2007.
- DAS, T. K.; TENG, B. S. A resource-based theory of strategic alliances. *Journal of Management*, v. 26, n. 1, p. 31-61, 2000.
- DHAUNDIYAL, M.; COUGHLAN, J. The impact of alliance justice capability on the performance of strategic alliances in the Indian IT sector: the mediating role of inter-firm commitment. *Cogent Business & Management*, v. 7, n. 1, p. 1719587, 2020.
- ELLÁH, I. A.; USHIE, G. B.; ODEY, T. O. Sustaining the growth and development of agricultural cooperative societies through training for sustainable agricultural development in the Sub-Sahara Africa. *International Journal of Education and Evaluation*, v. 10, n. 3, p. 48-61, 2024.
- FABRIGAR, L. R.; WEGENER, D. T.; MacCALLUM, R. C.; STRAHAN, E. J. Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, v. 4, n. 3, p. 272-299, 1999.
- FORNELL, C.; LARCKER, D. F. Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research*, v. 18, n. 1, p. 39-50, 1981.
- FRANKLIN, T. Relational accountability: Complexities of structural injustice. *Development in Practice*, v. 22, n. 7, p. 1057-1058, 2012.
- FREITAS, R. A.; SILVA, J. L. da; PEREIRA, M. C. Sensibilidade da sustentabilidade ao cooperativismo e a governança corporativa. *Revista Contabilidade, Gestão e Governança*, v. 24, n. 1, p. 89-105, 2021.
- GUIMARÃES, L. N.; PORTO, J. B.; BORGES-ANDRADE, J. E. Organizational Justice – An Overview of the Brazilian Scientific Production. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, v. 38, e38518, 2022.
- HAIR, J. F.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E. *Multivariate data analysis*. 7. ed. Upper Saddle River: Pearson Education, 2010.
- HAIR, J. F.; HULT, G. T. M.; RINGLE, C. M.; SARSTEDT, M. *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)*. 3. ed. Thousand Oaks: Sage Publications, 2022.

- HARRINGTON, A. R. Formal and informal, legal and behavioural approaches. In: KLABBERS, J.; WALLEND AHL, Å. (Org.). *Research handbook on the law of international organizations*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2011. p. 21-38.
- HOWARD, M.; ROEHRICH, J. K.; LEWIS, M. A.; SQUIRE, B. Converging and diverging governance mechanisms: The role of (dys)function in long-term inter-organizational relationships. *British Journal of Management*, v. 30, n. 3, p. 624-644, 2019.
- HU, L. T.; BENTLER, P. M. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, v. 6, n. 1, p. 1-55, 1999.
- HUO, B.; WANG, Z.; TIAN, Y. The impact of justice on collaborative and opportunistic behaviors in supply chain relationships. *International Journal of Production Economics*, v. 177, p. 12-23, 2016.
- JAMALUDDIN, F.; SALEH, N. M.; ABDULLAH, A.; HASSAN, M. S.; RAHIM, N. F. A.; ISHAK, S.; RAZAK, N. A.; MOHAMED, Z. Cooperative governance and cooperative performance: a systematic literature review. *SAGE Open*, v. 13, n. 3, set. 2023.
- KAISER, H. F. An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, v. 39, n. 1, p. 31-36, 1974.
- KLINE, R. B. *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. 5. ed. New York: The Guilford Press, 2023.
- LE CHEN, K.; MANLEY, K.; LEWIS, J. Procurement and Governance Choices for Collaborative Infrastructure Projects. *Journal of Construction Engineering and Management*, v. 144, n. 8, 2018.
- LIND, E. A.; TYLER, T. R. *The Social Psychology of Procedural Justice*. New York: Plenum Press, 1988.
- LIOLIOU, E.; ZIMMERMANN, A.; WILLCOCKS, L.; GAO, L. Formal and relational governance in IT outsourcing: substitution, complementarity and the role of the psychological contract. *Information Systems Journal*, v. 24, n. 6, p. 503-535, 2014.
- MACIEL, A. P. B.; SEIBERT, R. M.; SILVA, R. C. F.; WBATUBA, B. B. R.; SALLA, N. M. C. Governance in cooperatives: application in an agricultural cooperative. *Revista de Administração Contemporânea*, v. 22, n. 3, p. 1-23, 2018.
- MARTINS, A. D.; EUZEBIO, L. D. C.; BEUREN, I. M. Perception of organizational justice and home office work performance: influence of affective commitment. *Revista Brasileira de Gestão de Negócios*, v. 25, n. 3, 2023.
- MARTINSUO, M.; HOVILA, L. Enabling project governance and success in inter-organizational temporary organizations. *International Journal of Project Management*, v. 38, n. 7, p. 480-491, 2020.
- MCDONALD, R. P. *Test theory: A unified treatment*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates, 1999.
- MEYER, J. P.; ALLEN, N. J. A three-component conceptualization of organizational commitment. *Journal of Applied Psychology*, v. 74, n. 1, p. 152-156, 1990.
- MORGAN, R. M.; HUNT, S. D. The commitment-trust theory of relationship marketing. *Journal of Marketing*, v. 58, n. 3, p. 20-38, 1994.
- MULAİK, S. A. et al. Evaluation of goodness-of-fit indices for structural equation models. *Psychological Bulletin*, v. 105, n. 3, p. 430-445, 1989.
- NEVES, M. C. R.; CASTRO, L. S.; FREITAS, C. O. O impacto das cooperativas na produção agropecuária brasileira: uma análise econométrica espacial. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 57, n. 4, p. 559-576, 2019.
- NUNNALLY, J. C.; BERNSTEIN, I. H. *Psychometric theory*. 3. ed. New York: McGraw-Hill, 1994.

- OSBORN, R. N.; BAUGHN, C. C. New patterns in the formation of US/Japanese cooperative ventures: The role of technology. *Columbia Journal of World Business*, v. 22, n. 2, p. 57-65, 1987.
- POPPO, L.; ZENGER, T. *Do formal contracts and relational governance function as substitutes or complements?* *Strategic Management Journal*, v. 23, n. 8, p. 707-725, 2002.
- ROSSATO, V. P.; CAMPOS, S. A. P.; ANDRADE, T.; VIEIRA, K. M.; MATHEIS, T. K. Influência da justiça organizacional sobre a confiança interpessoal: um estudo numa cooperativa do setor agropecuário. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 62, n. 3, e271928, 2024.
- SCHREIBER, J. B.; NORA, A.; STAGE, F. K.; BARLOW, E. A.; KING, J. Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, v. 99, n. 6, p. 323-338, 2006.
- SCHWANS, A.; SCHWANS, S. A. K.; NOGUEIRA, D. R.; MORCH, R. B.; SILVEIRA, M. P. Controladoria e governança corporativa nas cooperativas agropecuárias do Paraná como mecanismo interno de redução dos custos de transação entre cooperados e cooperativa. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CUSTOS, 15., 2008. Anais [...]. [S. l.]: ABC, 2008. Disponível em: <https://anaiscbc.emnuvens.com.br>. Acesso em: 18 jan. 2025.
- SILVA, I. M. da; QUEIROZ, R. G. de; GIMENES, R. M. T. Governança e percepções de justiça organizacional: um estudo de produção científica. *Boletim de Conjuntura*, v. 17, n. 49, p. 128-149, 2024.
- SILVA, P. R. da; CAMPEÃO, P.; CALEMAN, S. M. de Q.; MARINHO, S. A. Relevância da formalização da governança em cooperativas agropecuárias. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE PESQUISADORES EM COOPERATIVISMO, 4., 2018. Anais [...]. Brasília: Sistema OCB, 2018. Disponível em: <https://www.somoscooperativismo.coop.br>. Acesso em: 20 jan. 2025.
- SU, X.; ZHANG, H.; GUO, S. A model and complexity analysis of the relationship based on organizational justice and embeddedness theories. *Complexity*, v. 2020, p. 1-16, 2020.
- TABACHNICK, B. G.; FIDELL, L. S. *Using multivariate statistics*. 6. ed. Boston: Pearson, 2013.
- THIBAUT, J.; WALKER, L. *Procedural justice: A psychological analysis*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates, 1975.
- WANG, A.; DYBALL, M. C. Management controls and their links with fairness and performance in inter-organisational relationships. *Accounting & Finance*, v. 59, n. 3, p. 1835-1868, 2019.
- WATHNE, K. H.; HEIDE, J. B. Opportunism in interfirm relationships: forms, outcomes, and solutions. *Journal of Marketing*, v. 64, n. 4, p. 36-51, 2000.
- WEIBENBERGER, B. E.; ANGELKORT, H. Integration of financial and management accounting systems: the mediating influence of a consistent financial language on controllership effectiveness. *Management Accounting Research*, v. 22, p. 160-180, 2011.
- WILLIAMSON, O. E. *Markets and hierarchies: analysis and antitrust implications*. New York: The Free Press, 1975.
- WINDOLPH, M.; MOELLER, K. Open-book accounting: reason for failure of inter-firm cooperation? *Management Accounting Research*, v. 23, p. 47-60, 2012.
- ZAHEER, A.; VENKATRAMAN, N. Relational governance and cooperative success: an empirical test of the role of trust in economic exchange. *Organization Science*, v. 6, n. 3, p. 373-392, 1995.