



**GOVERNANÇA E JUSTIÇA ORGANIZACIONAL NAS COOPERATIVAS
AGROPECUÁRIAS: UMA ANÁLISE DE SEU PAPEL NO DESEMPENHO
RELACIONAL**

**GOVERNANCE AND ORGANIZATIONAL JUSTICE IN AGRICULTURAL
COOPERATIVES: AN ANALYSIS OF THEIR ROLE IN PERFORMANCE**

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.

Eixo temático: 3.3 Governança e Gestão

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.

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 administered to cooperative members, evaluating 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 promoting organizational cohesion. Furthermore, interactional justice emerged as the most relevant dimension for member engagement. These findings reinforce the need for management strategies that promote fairness, transparency, and trust, pointing toward pathways for sustainability and the enhancement of cooperative governance. The study also suggests further investigations into the contextual and cultural impacts on the relationship between governance and organizational justice.

Keywords: Mediation, statistical modeling, organizational engagement, cooperative effectiveness.

1. Introdução

A governança corporativa é essencial para a longevidade das organizações, especialmente em cooperativas agropecuárias, onde a combinação entre governança formal — baseada em normas — e informal — sustentada pela confiança — garante a eficiência da gestão (Maciel et al., 2018; Poppo & Zenger, 2002). Nesse contexto, a justiça organizacional, nas dimensões distributiva, processual e interacional, influencia diretamente a percepção de equidade, afetando o comprometimento dos cooperados e o desempenho da cooperativa (Colquitt et al., 2001; Baka, 2018).

Estudos demonstram que percepções positivas de justiça organizacional estão associadas à maior satisfação dos cooperados e à eficiência das operações, com impactos positivos sobre o desempenho relacional e econômico (Meyer & Allen, 1990). A governança formal, embora necessária, deve ser equilibrada com mecanismos informais, pois a confiança e cooperação são fundamentais para o engajamento e a sustentabilidade das cooperativas (Schwans, 2008; Wanga & Dyball, 2019). Esse equilíbrio permite



flexibilidade frente às mudanças externas, mantendo a coesão organizacional (Maciel et al., 2018).

No Brasil, cooperativas agropecuárias têm papel relevante na economia e no desenvolvimento regional (OCB, 2020), mas enfrentam desafios que exigem práticas de gestão alinhadas à justiça organizacional e à governança eficaz (Neves, Castro & Freitas, 2019). A excessiva formalização pode prejudicar a adaptabilidade das cooperativas, tornando a governança informal um recurso estratégico para fortalecer os vínculos internos e promover desempenho sustentável. Assim, compreender como a justiça organizacional pode mediar os efeitos da governança sobre o desempenho relacional é essencial para o avanço da gestão cooperativista, especialmente em estados como Paraná e Mato Grosso do Sul (Colquitt et al., 2001; Maciel et al., 2018).

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.

2. Procedimentos metodológicos

2.1 Seleção da amostra e coleta de dados

A pesquisa foi realizada em cinco cooperativas de grãos nos estados do Paraná e Mato Grosso do Sul, totalizando 250 cooperados (50 por cooperativa). Os dados foram coletados por meio de questionários estruturados aplicados com o apoio dos gerentes locais, garantindo anonimato para reduzir vieses. O instrumento contou com 24 questões distribuídas em seis dimensões: Justiça Distributiva, Justiça Processual, Justiça Interacional, Governança Formal, Governança Informal e Desempenho Relacional. Utilizou-se uma escala *Likert* de 10 pontos, adaptada de Wanga e Dyball (2019), com base nas variáveis de Das e Teng (2000). A aplicação ocorreu presencialmente nas propriedades ou em eventos das cooperativas, com opção de preenchimento assistido ou autônomo pelos participantes.

2.2 Medição dos Constructos

Os constructos centrais – justiça organizacional, governança formal e informal, e desempenho relacional – foram mensurados com questionários baseados em escalas validadas na literatura, adaptadas ao contexto das cooperativas agropecuárias, garantindo confiabilidade e validade nas análises.

2.3 Variáveis de Controle

Foram utilizadas quatro variáveis de controle: idade, escolaridade, área da propriedade e tempo de cooperação. Esses fatores foram incluídos para isolar efeitos contextuais e individuais que podem influenciar o desempenho relacional, conforme apontam estudos anteriores (Colquitt et al., 2001; Fulton & Giannakas, 2001; Bijman et al., 2012).



2.4 Análise Estatística

A análise começou com estatísticas descritivas e avaliação da confiabilidade dos constructos por meio dos coeficientes alfa de Cronbach e ômega de McDonald. Em seguida, realizou-se uma Análise Fatorial Exploratória (AFE) para identificar a estrutura dos dados, com base nos testes KMO e de esfericidade de Bartlett. A validade da estrutura foi confirmada com Análise Fatorial Confirmatória (AFC), utilizando os índices RMSEA, CFI e SRMR. Por fim, aplicou-se a Modelagem de Equações Estruturais (MEE) para testar o modelo teórico e analisar relações diretas e mediações entre governança (formal e informal), justiça organizacional (distributiva, processual e interacional) e desempenho relacional. Foram mantidos apenas itens com cargas fatoriais superiores a 0,5, e a confiabilidade dos constructos foi confirmada por alfas acima de 0,7.

3 Resultados

3.1 Análise Estatística Descritiva

A análise estatística descritiva revelou que a maioria dos cooperados está na faixa etária de 46 a 55 anos (30,8%), indicando um perfil experiente e produtivo no setor agropecuário. A participação de jovens (18 a 25 anos) ainda é expressiva (23,6%), enquanto os idosos (66 anos ou mais) representam apenas 4%, sugerindo uma possível transição geracional. Em termos de escolaridade, há diversidade: 37,6% possuem ensino fundamental, 29,2% ensino médio e 24,8% ensino superior, com apenas 8,4% tendo pós-graduação. Essa variação educacional pode influenciar diretamente a forma como os cooperados compreendem e se engajam nos processos de governança e justiça organizacional.

Quanto às propriedades, há predominância de médias (51 a 200 ha – 31,6%) e grandes (201 a 500 ha – 25,6%) extensões, enquanto áreas muito pequenas (até 10 ha) são pouco representadas (2,4%). Esse cenário sugere concentração produtiva e possíveis barreiras de acesso ao cooperativismo por pequenos produtores. O tempo de cooperação também mostrou distribuição equilibrada, com destaque para os grupos de 11 a 15 anos (27,6%) e 6 a 10 anos (26,8%), apontando para uma base de membros relativamente



renovada e estável. Esses dados reforçam a importância de estratégias inclusivas que contemplem diferentes perfis e promovam maior equidade e engajamento nas cooperativas.

A análise dos dados revela que, na dimensão Justiça Distributiva, os cooperados possuem percepções predominantemente positivas quanto à distribuição de recursos, com médias entre 6,89 e 7,01, medianas em 7 e desvios-padrão moderados (0,90 a 1,19), indicando baixa dispersão e consenso entre os respondentes. Já na Justiça Processual, as médias variam de 6,32 a 6,54, com medianas entre 6 e 7, sinalizando avaliações moderadamente positivas; no entanto, os desvios-padrão mais altos (1,17 a 2,05) e a maior amplitude entre os valores mínimos e máximos evidenciam maior diversidade de percepções entre os cooperados, possivelmente influenciada por diferentes experiências com os processos decisórios internos.

Os dados referentes à Justiça Interacional (JI1 a JI4) indicam avaliações geralmente positivas sobre as relações interpessoais na cooperativa, com médias entre 6,49 e 6,67 e medianas fixadas em 7. No entanto, a dispersão moderada das respostas, evidenciada pelos desvios-padrão entre 1,16 e 1,89, aponta para variações nas experiências individuais dos cooperados. Essa diversidade é reforçada pelos valores mínimos e máximos que variam de 2 a 10, sugerindo que, embora o clima relacional seja bem avaliado pela maioria, há percepções divergentes no grupo.

Em relação à governança, os mecanismos formais (GF1 a GF4) apresentaram médias entre 6,32 e 6,43 e medianas entre 6 e 7, demonstrando percepções equilibradas, ainda que moderadas. A dispersão das respostas, com desvios-padrão entre 1,22 e 1,82, reflete uma variação nos níveis de satisfação entre os cooperados. A governança informal (GI1 a GI4) também foi avaliada de forma moderadamente positiva, com médias de 6,37 a 6,49 e medianas similares, porém com considerável heterogeneidade nas respostas (desvios entre 1,18 e 1,87). Isso evidencia diferentes percepções sobre aspectos como confiança, cooperação e compromisso no ambiente cooperativo.

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 análise de confiabilidade dos instrumentos de pesquisa, realizada por meio dos coeficientes α de cronbach e ω de mcdonald, demonstrou que todos os construtos possuem alta consistência interna, com valores que variam entre 0,840 e 0,898 para α e entre 0,855 e 0,904 para ω . o desempenho relacional apresentou os maiores coeficientes, indicando excelente coerência entre os itens, enquanto a justiça distributiva obteve os menores, ainda dentro do padrão considerado adequado. os demais construtos também apresentaram coeficientes elevados, reforçando a confiabilidade das escalas. a ligeira superioridade dos valores de ω em relação ao α confirma a robustez do primeiro como estimador da confiabilidade, especialmente em escalas com variabilidade nas cargas fatoriais. esses resultados asseguram a precisão dos instrumentos utilizados, conferindo solidez às análises posteriores.

3.3 Análise Fatorial Exploratória

A análise fatorial exploratória (afe) identificou uma estrutura bem definida entre os construtos analisados, com cada conjunto de itens carregando significativamente em fatores distintos, refletindo coerência e validade na formação das dimensões: justiça distributiva (fator 6), justiça processual (fator 2), justiça interacional (fator 3), governança formal (fator 4), governança informal (fator 5) e desempenho relacional (fator 1), com pesos fatoriais elevados (entre 0,679 e 0,951). as singularidades variaram entre 0,110 e 0,658, indicando que os itens foram bem explicados pelos fatores extraídos, conforme os critérios de tabachnick e fidell. além disso, a variância total explicada pelos fatores



alcançou 66,6%, superando o patamar mínimo de 60% recomendado na literatura, o que confirma a representatividade e a adequação do modelo exploratório adotado.

A Tabela 1 evidencia que o modelo obtido na Análise Fatorial Exploratória apresenta um bom ajuste aos dados, com RMSEA de 0,0583 (IC 95% entre 0,0487 e 0,0684), indicando qualidade satisfatória de ajustamento, especialmente por estar próximo do valor ideal de 0,06. O índice TLI (0,916) reforça a boa adequação do modelo em termos de parcimônia e coerência teórica. Embora o qui-quadrado tenha sido significativo ($\chi^2 = 375$; gl = 147; $p < 0,001$), essa medida tende a apresentar sensibilidade em amostras grandes, sendo necessário considerar outros índices de ajuste, como o BIC (-438), que reforça o equilíbrio entre simplicidade e ajustamento do modelo. Esses indicadores demonstram que a estrutura fatorial proposta é robusta e adequada, fornecendo uma base confiável para análises futuras sobre 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) confirmou a validade do modelo de mensuração identificado na AFE, evidenciando que os indicadores se ajustam de forma consistente aos seus respectivos construtos. Todos os pesos fatoriais foram estatisticamente significativos ($p < 0,001$), com estimativas padronizadas elevadas que asseguram validade convergente, conforme os critérios da literatura. Os itens mais representativos variaram entre os construtos: JD1 para justiça distributiva, JP3 e JP4 para justiça processual, JI3 para justiça interacional, GF3 para governança formal, GI3 para governança informal e DR3 para desempenho relacional. Apesar de algumas variações, como o menor peso de GF1 (0,540), todos os indicadores mantiveram contribuição satisfatória. A precisão das estimativas também foi confirmada pelos baixos erros-padrão e altos valores Z, consolidando a robustez do modelo e sua adequação para mensurar os construtos teóricos propostos.

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 indicou que, apesar da significância estatística do qui-quadrado, o valor de $\chi^2/g1 = 1,91$ aponta para um ajustamento razoável do modelo, especialmente considerando sua sensibilidade ao tamanho da amostra. Como essa medida isolada pode ser limitada, foram utilizados



índices complementares como CFI, RMSEA e SRMR, que oferecem uma avaliação mais robusta da adequação do modelo aos dados. A interpretação conjunta dessas métricas, conforme recomendado pela literatura, reforça que o modelo estrutural apresenta um bom desempenho geral, sendo coerente com os dados observados e teoricamente plausível.

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 demonstra que o modelo estrutural apresenta um bom ajustamento aos dados, com índices de qualidade dentro dos padrões recomendados na literatura. O CFI (0,941) e o TLI (0,931) superam o limiar de 0,90, indicando um ajuste global satisfatório, enquanto o SRMR (0,0429) abaixo de 0,08 reforça a adequação do modelo. O RMSEA (0,0601), com intervalo de confiança entre 0,0517 e 0,0685, permanece dentro da faixa



considerada aceitável, ainda que sua interpretação requeira atenção aos graus de liberdade e ao tamanho da amostra. Além disso, os valores do AIC (18312) e do BIC (18619) oferecem suporte à comparação com modelos alternativos, sugerindo que o modelo atual é plausível e bem ajustado.

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.

A comparação entre o User Model e o Baseline Model revela que, embora o teste do qui-quadrado ($\chi^2 = 456$; $df = 242$; $p < 0,001$) indique que o modelo proposto não se ajusta perfeitamente aos dados, essa estatística é sensível ao tamanho da amostra e deve ser interpretada com cautela. O Baseline Model, com $\chi^2 = 3943$ e $df = 276$, apresentou um ajuste significativamente pior, como esperado em modelos que assumem independência total entre variáveis. A discrepância entre os dois modelos reforça que o User Model representa melhor as relações teóricas propostas. Conforme apontado por



Bentler e Bonett (1980), o Baseline Model serve como referência mínima, e a superioridade do User Model deve ser confirmada por índices comparativos como o CFI e o RMSEA. Assim, apesar da rejeição estatística pelo χ^2 , os resultados apoiam a adequação do User Model como base para análises mais aprofundadas.

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.



A análise dos índices comparativos apresentados na Tabela 5 demonstra que o User Model possui um excelente ajuste aos dados observados, superando amplamente o Baseline Model e atendendo aos critérios estabelecidos por Hu e Bentler (1999). Com valores elevados em CFI (0,963), TLI (0,957), IFI (0,942), NNFI (0,931), RNI (0,942) e PNFI (0,903), o modelo teórico mostra-se robusto, parcimonioso e consistente com a estrutura proposta, confirmando sua superioridade e confiabilidade para análises futuras, conforme recomendado por autores como Kline (2023), Bentler e Bonett (1980), e Bollen (1989).

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 das relações diretas entre variáveis latentes no modelo teórico, validando todas as hipóteses com significância estatística ($p < 0,05$), o que evidencia a robustez do modelo. Os coeficientes padronizados (β) mostram que a



Justiça Interacional ($\beta = 0,893$) tem o maior impacto sobre o Desempenho Relacional, seguida pela Justiça Processual ($\beta = 0,746$) e, por fim, pela Justiça Distributiva ($\beta = 0,552$), indicando que, embora todas as dimensões de justiça influenciem o desempenho, a interacional é a mais determinante no contexto analisado.

As variáveis de justiça mostraram associações positivas e significativas com os mecanismos de governança, com destaque para a forte relação entre Justiça Interacional e Governança Formal ($\beta = 0,851$), enquanto a Justiça Distributiva apresentou uma associação menor ($\beta = 0,584$). Todos os intervalos de confiança não cruzaram zero e os valores de z variaram entre 6,030 e 10,423, confirmando a robustez estatística das estimativas. Esses resultados reforçam a validade do modelo teórico e evidenciam que percepções de justiça, especialmente a interacional, influenciam de forma relevante os mecanismos de governança.

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.

A Figura 1 ilustra o modelo estrutural que analisa como os mecanismos de governança formal e informal influenciam as percepções de justiça organizacional (distributiva, processual e interacional) e, conseqüentemente, o desempenho relacional dos cooperados. As setas indicam os caminhos teóricos e seus coeficientes padronizados, revelando a direção e intensidade das relações. Variáveis de controle como idade,



escolaridade, área da propriedade e tempo de cooperação foram incluídas, mas não apresentaram efeitos significativos sobre o desempenho relacional.

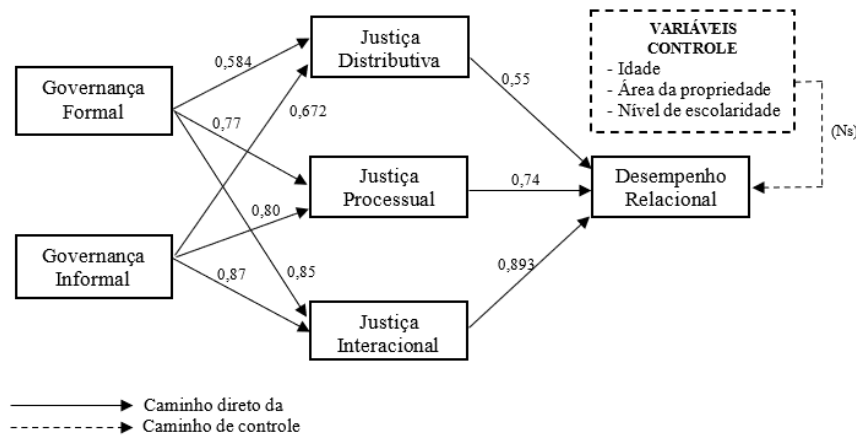


Figura 1 - Resultados do Modelo Estrutural das Relações Diretas Hipotetizadas.

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, composta por contratos, normas e processos explícitos, oferece previsibilidade e segurança, sendo essencial em projetos complexos, como os de infraestrutura (Maciel et al., 2018; Martinsuo & Hovila, 2020; Freitas, Silva & Pereira, 2021). No entanto, conforme apontam Le Chen, Manley e Lewis (2018) e Boland (2019), mecanismos estritamente formais podem não ser suficientes para lidar com a complexidade das relações organizacionais, exigindo a complementaridade da governança informal. Esta última contribui estrategicamente para a construção de confiança, a promoção da flexibilidade e o estímulo à inovação, especialmente em contextos nos quais os instrumentos formais mostram-se limitados (Ayres & Bird, 2018).



A justiça organizacional, especialmente a interacional, é essencial para mediar a relação entre governança e desempenho, fortalecendo a confiança e o engajamento. A integração entre mecanismos formais e informais melhora essas percepções, ampliando os efeitos positivos da governança (Wang & Dyball, 2025; Su et al., 2020; Crook & Combs, 2007; Silva et al., 2024).

Embora a governança informal contribua para relações mais colaborativas, sua utilização isolada pode comprometer a eficiência organizacional. A integração entre práticas formais e informais, no entanto, gera sinergias positivas, promovendo justiça e cooperação (Franklin, 2012). Normas relacionais e confiança são essenciais para o sucesso de projetos colaborativos, como destacam Arranz e Arroyabe (2012). Além disso, o contexto cultural influencia a eficácia da governança, exigindo alinhamento com normas sociais (Harrington, 2011), e a governança formal pode servir como base para o desenvolvimento da informal, favorecendo relações sustentáveis (Lioliou et al., 2014).

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 influencia diretamente o desempenho relacional, sendo que todas as suas dimensões — distributiva, processual e interacional — contribuem para melhores resultados organizacionais. Contudo, os dados desta pesquisa indicam que a justiça interacional tem impacto mais expressivo, especialmente em contextos cooperativos, onde a interação contínua e a coesão social são fundamentais para a sustentabilidade. Esse achado é reforçado por Guimarães, Porto e Borges-Andrade (2022), que ressaltam a importância de ambientes com comunicação aberta e relações interpessoais saudáveis para fortalecer a coesão e o desempenho dos grupos.



A teoria da equidade de Adams (1965) ressalta que o equilíbrio entre esforços e recompensas é essencial para a percepção de justiça, e embora a justiça distributiva tenha impacto menor no desempenho relacional, ela ainda influencia a satisfação dos cooperados. Ayres e Bird (2018) destacam que a governança informal pode compensar limitações da formal na promoção da justiça organizacional. Os resultados desta pesquisa confirmam essa interdependência, mostrando que a governança informal exerce papel crucial na justiça interacional, fortalecendo a confiança e a coesão nas cooperativas agropecuárias. Assim, uma abordagem integrativa, que combine mecanismos formais e informais, revela-se mais eficaz para promover um ambiente organizacional justo, colaborativo e sustentável.

5 Conclusão

Os resultados indicam que a justiça organizacional, especialmente a interacional, é peça-chave na relação entre governança e desempenho relacional. A combinação de mecanismos formais e informais se mostrou eficaz para promover práticas justas e fortalecer a confiança nas cooperativas.

Fatores como idade, escolaridade e tempo de cooperação não influenciaram significativamente o desempenho, reforçando a importância dos aspectos estruturais e perceptivos. Estratégias que integrem governança e justiça interacional são recomendadas para maior coesão e resiliência organizacional.

A pesquisa também aponta para futuras investigações sobre o papel de fatores culturais e institucionais nessa dinâmica, com potencial para orientar políticas mais eficazes e sustentáveis no setor cooperativista.

Referências

ADAMS, J. S. Toward an understanding of inequity. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, v. 67, n. 5, p. 422-436, 1965.

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.

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.

BIJMAN, J. *Support for Farmers' Cooperatives; Sector Report Fruit and Vegetables*. Wageningen: Wageningen UR, 2012.

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.
BORGÉN, 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.

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.

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.



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.; 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.

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.

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.

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.

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.

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.

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.

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. 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.