ÁREA TEMÁTICA: Gestão de Pessoas
CATEGORIA: ENANGRAD PLENO

QUANDO A PROATIVIDADE SE CONVERTE EM INTENÇÃO DE ROTATIVIDADE: ASPIRAÇÕES E COMPROMETIMENTO DE CARREIRA NO SETOR PÚBLICO BRASILEIRO

RESUMO

A intenção de rotatividade no setor público resulta de fatores individuais e organizacionais. O estudo estimou um modelo integrado que articula personalidade proativa, aspirações de carreira, comprometimento com a carreira organizacional e gestão de carreira organizacional percebida na explicação da intenção de rotatividade no setor público brasileiro. Adotou-se abordagem quantitativa e delineamento transversal, com Modelagem de Equações Estruturais por Mínimos Quadrados Parciais em uma amostra de 212 trabalhadores em atividade em órgãos públicos das três esferas. A personalidade proativa apresentou efeito positivo e significativo sobre as aspirações de carreira, e estas aumentaram a intenção de rotatividade. As aspirações mediaram essa relação, enquanto o comprometimento com a carreira organizacional operou como mediador de sinal oposto, atenuando a conversão de aspirações em intenção de saída, inclusive na cadeia que parte da proatividade. A gestão de carreira organizacional percebida não apresentou efeito mediador e os dois termos de interação não alcançaram significância estatística, o que situa a retenção no vínculo que o servidor constrói com a própria carreira, e não na percepção de práticas organizacionais. O modelo explicou 12,0% da variância da intenção de rotatividade e preservou sinal, magnitude e significância de todos os coeficientes quando reestimado apenas entre servidores estatutários.

Palavras-chave: Intenção de rotatividade; Personalidade proativa; Aspirações de carreira; Comprometimento com a carreira; Servidores públicos.

ABSTRACT

Turnover intention in the public sector stems from individual and organizational factors that affect employee retention. This study estimated an integrated model linking proactive personality, career aspirations, commitment to the organizational career and perceived organizational career management in the explanation of turnover intention among Brazilian public employees. A quantitative, descriptive and explanatory approach was adopted, with primary data and a cross-sectional design, using Partial Least Squares Structural Equation Modeling on a sample of 212 workers currently active in federal, state and municipal public agencies. Proactive personality showed a positive and significant effect on career aspirations, and these increased turnover intention. Career aspirations mediated the relationship between proactivity and intention to leave, while commitment to the organizational career operated as a mediator with the opposite sign, dampening that conversion, including along the chain starting from proactivity. Perceived organizational career management showed no mediating effect, and the two interaction terms failed to reach statistical significance. The model accounted for 12.0% of the variance, a figure that calls for caution in reading the findings.

Keywords: Turnover intention; Proactive personality; Career aspirations; Career commitment; Public employees.

1 INTRODUÇÃO

A rotatividade de servidores públicos afeta a continuidade dos serviços, a eficiência institucional e os custos administrativos (Hom et al., 2017; Silva et al., 2025). Estudos recentes registram aumento da intenção de rotatividade entre servidores, apesar da estabilidade que caracteriza as carreiras públicas, o que sugere tensão entre expectativas individuais de desenvolvimento e as condições que a instituição oferece (Hur & Abner, 2024; Li et al., 2024).

Quatro construtos ajudam a explicar esse desejo. A personalidade proativa favorece aspirações de carreira mais elevadas (Bateman & Crant, 1993; Strauss et al., 2012), e quando essas aspirações não encontram condições de realização o desejo de mudança se intensifica (Pan et al., 2024). As percepções sobre o ambiente organizacional também importam, seja pela gestão de carreira que o servidor identifica na instituição (Guan et al., 2015; Weng & McElroy, 2010), seja pelo vínculo que constrói com a própria trajetória, capaz de redirecionar aspirações não atendidas para a permanência (Lapointe et al., 2019).

Apesar do avanço dos estudos sobre rotatividade no setor privado, ainda são limitadas as evidências sobre como características individuais e percepções organizacionais se articulam para explicar a intenção de rotatividade no setor público, cuja lógica de carreira e cujas motivações apresentam especificidades. Persistem dúvidas sobre como a proatividade se converte em intenção de saída, em que medida as aspirações operam como elo explicativo e se as percepções e vínculos de carreira atenuam esse efeito. Diante dessa lacuna, formula-se a seguinte questão de pesquisa. Como características individuais e percepções organizacionais se articulam para explicar a intenção de rotatividade entre servidores públicos?

Para responder a essa questão, o estudo estima um modelo integrado com efeitos de mediação e de mediação moderada, que articula personalidade proativa, aspirações de carreira, comprometimento com a carreira organizacional e gestão de carreira organizacional percebida na explicação da intenção de rotatividade de servidores. O trabalho contribui ao integrar disposições individuais e percepções organizacionais em um modelo aplicado a contexto pouco estudado, e ao reportar a magnitude de todos os efeitos, inclusive dos que não se sustentaram.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Intenção de rotatividade no setor público

A intenção de rotatividade corresponde à disposição subjetiva do indivíduo para deixar a organização em que trabalha e antecede a ruptura efetiva do vínculo (Kelloway et al., 1999; Lapointe et al., 2019), razão pela qual tem sido usada como indicador proximal de saída voluntária. A literatura mostra que ela resulta da interação entre fatores individuais e organizacionais, o que explica a recorrência do construto em pesquisas de diferentes setores (Hur & Abner, 2024).

No setor público, o construto assume características próprias. A estabilidade formal, a estrutura burocrática e os mecanismos normatizados de progressão reduzem a mobilidade imediata, mas não eliminam o desejo de saída, que responde menos a incentivos econômicos e mais a fatores psicossociais como percepção de estagnação, ausência de reconhecimento e desalinhamento entre expectativas individuais e condições organizacionais (Hom et al., 2017; Li et al., 2024; Pan et al., 2024). Compreender esse fenômeno exige um modelo que articule disposições pessoais de desenvolvimento com percepções sobre as oportunidades efetivamente oferecidas pela organização.

2.2 Carreiras e vínculos no setor público brasileiro

A administração pública brasileira reúne trabalhadores sob regimes distintos. O servidor estatutário ingressa por concurso, adquire estabilidade após o estágio probatório e progride segundo normas impessoais. Ao lado dele atuam contratados por tempo determinado, comissionados, terceirizados e bolsistas, cujos vínculos não oferecem estabilidade nem trajetória de carreira formalizada. Essa heterogeneidade importa, porque o custo percebido da saída, as alternativas disponíveis e o horizonte de progressão variam conforme o regime. Tratar o setor público como categoria homogênea mistura mecanismos distintos, ponto retomado nas seções 3.1 e 4.3.

A literatura de carreiras oferece duas leituras concorrentes para a permanência nesse contexto. As perspectivas das carreiras sem fronteiras e da carreira proteana descrevem trajetórias autogeridas, nas quais o indivíduo responde pelo próprio desenvolvimento e a mobilidade entre organizações opera como recurso legítimo de progresso (Arthur & Rousseau, 1996; Hall, 2004). No serviço público, isso sugere que servidores proativos avaliem alternativas externas quando a trajetória interna se mostra insuficiente. O entrincheiramento oferece o contraponto, ao descrever a permanência que decorre de investimentos já realizados e da percepção de poucas alternativas, e não de identificação com a carreira (Carson et al., 1995; Rodrigues & Bastos, 2012). A distinção interessa a este estudo, porque o comprometimento com a carreira organizacional, tal como mensurado aqui, capta o vínculo desejado e não a permanência por falta de opção, e porque evidências brasileiras mostram que os dois vínculos têm consequências próprias para o esforço no trabalho (Rowe et al., 2011).

2.3 Proatividade, aspirações e vínculos de carreira

A personalidade proativa é uma disposição relativamente estável, associada à iniciativa, à orientação para metas e à busca de mudança, que em carreira favorece o autogerenciamento e o investimento contínuo no próprio desenvolvimento (Bateman & Crant, 1993; Parker et al., 2010). As aspirações de carreira referem-se às metas e expectativas que orientam o progresso profissional (Strauss et al., 2012) e organizam a trajetória do indivíduo, pois dirigem escolhas, esforços de qualificação e avaliação do próprio avanço (Guan et al., 2019). A literatura associa a proatividade a indicadores de sucesso de carreira (Seibert et al., 2001; Wang et al., 2024) e mostra que metas elevadas podem aumentar a intenção de saída quando o contexto se mostra insuficiente para atendê-las.

A gestão de carreira organizacional percebida corresponde ao grau em que o trabalhador percebe que a organização apoia o desenvolvimento de sua carreira, por meio de práticas como feedback, treinamento, mentoria, clareza sobre promoções e planejamento profissional (Guan et al., 2015; Weng & McElroy, 2010). O foco está na percepção do indivíduo sobre tais práticas, e não na existência formal delas, o que importa em organizações públicas, nas quais a percepção de avanço possível influencia o desejo de permanência (Pan et al., 2024).

O comprometimento com a carreira organizacional diz respeito ao vínculo psicológico e afetivo do indivíduo com sua trajetória profissional dentro da organização (Lapointe et al., 2019). Diferentemente do comprometimento organizacional genérico, esse vínculo focaliza a carreira desenvolvida em uma instituição determinada. Quando elevado, indica que o servidor percebe sentido em construir sua trajetória na própria instituição e acredita que ali pode realizar objetivos de crescimento e continuidade profissional (Cho & Lewis, 2012).

Duas correntes sustentam as relações propostas. A teoria do controle explica a passagem das aspirações para a intenção de saída, pois os indivíduos monitoram a distância entre suas metas e as condições percebidas para alcançá-las. Quando o desalinhamento persiste, emerge uma tensão que pode levar à busca por alternativas

externas (De Vos et al., 2020; Direnzo & Greenhaus, 2011). A teoria da troca social explica o papel das percepções e dos vínculos, pois práticas percebidas como apoio ao desenvolvimento sinalizam valorização institucional, geram reciprocidade e reduzem a propensão à saída (Guan et al., 2015; Weng & McElroy, 2010).

2.4 Hipóteses e modelo conceitual

Indivíduos com escores mais altos em personalidade proativa tendem a estabelecer metas de desenvolvimento mais elevadas, porque percebem maior capacidade de agência sobre a própria trajetória (Bateman & Crant, 1993; Seibert et al., 2001; Strauss et al., 2012). Espera-se, portanto, que servidores mais proativos apresentem aspirações profissionais mais ambiciosas.

H1a - A personalidade proativa está positivamente associada às aspirações de carreira de servidores públicos.

Aspirações elevadas podem aumentar a intenção de rotatividade quando o servidor conclui que a organização não oferece oportunidades compatíveis com seus objetivos, caso em que a saída opera como estratégia de ajuste entre metas pessoais e possibilidades percebidas (De Vos et al., 2020; Direnzo & Greenhaus, 2011).

H1b - As aspirações de carreira estão positivamente associadas à intenção de rotatividade de servidores públicos.

A relação entre proatividade e intenção de rotatividade tende a ser indireta. A proatividade, isoladamente, não gera desejo de saída, que emerge quando as aspirações de crescimento por ela alimentadas não encontram espaço para realização. As aspirações medeiam o processo ao traduzir a disposição para mudança em avaliação das oportunidades disponíveis (Guan et al., 2015; Pan et al., 2024).

H2a - As aspirações de carreira medeiam a relação entre personalidade proativa e intenção de rotatividade no setor público.

Espera-se também que o comprometimento com a carreira organizacional medeie essa relação. Quando o servidor percebe que sua trajetória interna é compatível com seus objetivos, o vínculo converte aspirações em permanência. Quando esse vínculo é fraco, as aspirações podem ser canalizadas para a busca de oportunidades em outras instituições (Lapointe et al., 2019; Pan et al., 2024).

H2b - O comprometimento com a carreira organizacional medeia a relação entre aspirações de carreira e intenção de rotatividade no setor público.

A gestão de carreira organizacional percebida pode mediar a mesma relação, pois a percepção de suporte transforma aspirações elevadas em expectativa de desenvolvimento interno. Quando tal percepção é baixa, aumentam as chances de que o servidor interprete suas ambições como incompatíveis com a organização (Li et al., 2024; Weng & McElroy, 2010).

H2c - A gestão de carreira organizacional percebida medeia a relação entre aspirações de carreira e intenção de rotatividade no setor público.

O modelo propõe ainda dois mecanismos de mediação moderada. Quando a gestão de carreira organizacional é percebida como alta, o servidor tende a interpretar que existem canais legítimos para concretizar suas aspirações internamente, o que deve enfraquecer a relação indireta entre proatividade e intenção de rotatividade por meio das aspirações de carreira (Guan et al., 2015; Wang et al., 2024). Raciocínio análogo se aplica ao comprometimento com a carreira organizacional, pois um vínculo forte com a trajetória interna faz do crescimento algo a ser perseguido dentro da instituição (Lapointe et al., 2019).

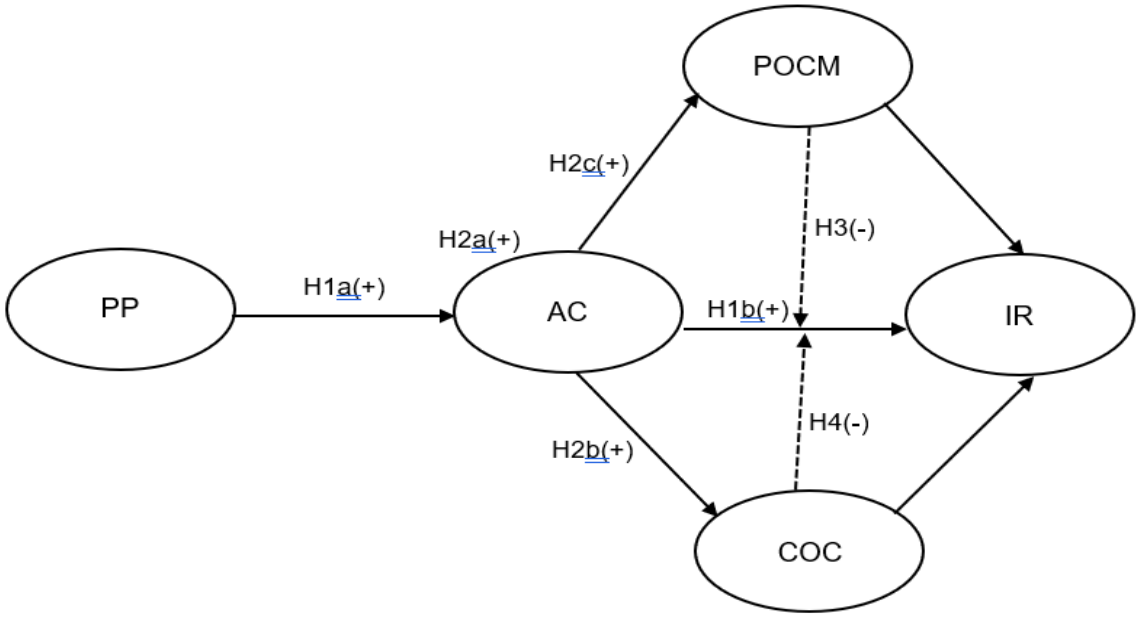
H3 - A gestão de carreira organizacional percebida modera a relação indireta entre personalidade proativa e intenção de rotatividade por meio das aspirações de

carreira, de modo que essa relação se torna mais fraca quando a gestão de carreira percebida é maior.

H4 - O comprometimento com a carreira organizacional modera a relação indireta entre personalidade proativa e intenção de rotatividade por meio das aspirações de carreira, de modo que essa relação se torna mais fraca quando o comprometimento é maior.

Cabe registrar uma implicação da especificação adotada. Comprometimento com a carreira organizacional e gestão de carreira organizacional percebida figuram, no mesmo trecho do modelo, como mediadores em H2b e H2c e como moderadores em H3 e H4. A escolha decorre da literatura, que lhes atribui tanto a função de canalizar aspirações quanto a de condicionar seus efeitos, mas exige cautela, pois a variação dos moderadores não é independente da variação do mediador que os antecede. A Figura 1 apresenta o modelo conceitual.

Figura 1 - Modelo conceitual proposto



Nota: Setas contínuas representam relações diretas e setas tracejadas representam moderação. AC – Aspiração de Carreira; COC – Comprometimento com a Carreira Organizacional; IR – Intenção de Rotatividade; POCM – Gestão de Carreira Organizacional Percebida; PP – Personalidade Proativa.
Fonte: Elaborado pelos autores (2026).

3 METODOLOGIA

3.1 Delineamento, população e amostra

A pesquisa adotou abordagem quantitativa, descritivo-explicativa, com dados primários e delineamento transversal, e abrangeu trabalhadores em atividade em órgãos públicos das três esferas. A unidade e o nível de análise são individuais. O único critério de inclusão, sem exigência de tempo mínimo de vínculo, foi estar em atividade em órgão público no momento da coleta, condição verificada por questão de triagem no início do instrumento. A população-alvo foi definida como o conjunto de trabalhadores do setor público, e não apenas os estatutários, de modo que a amostra reúne regimes distintos, ainda que com forte predomínio de um deles, entre estatutários (96,2%), comissionados (1,9%), terceirizados (1,4%) e bolsistas ou estagiários (0,5%). Como discutido na seção 2.2, esses vínculos diferem quanto à estabilidade e ao horizonte de progressão, o que poderia introduzir heterogeneidade nas estimativas. A seção 4.3 reporta o teste de robustez conduzido para essa questão.

Utilizou-se amostragem não probabilística por acessibilidade, em razão das restrições institucionais que dificultam a divulgação sistematizada de instrumentos de coleta junto a trabalhadores do setor público.

O tamanho mínimo da amostra foi estimado no G*Power para o construto endógeno com maior número de preditores. A intenção de rotatividade é predita por três construtos e dois termos de interação, o que totaliza cinco preditores. Com efeito médio ($f^2 = 0,15$), $\alpha = 0,05$ e poder de 0,80, obtém-se n mínimo de 92 (Faul et al., 2009). O tratamento da base limitou-se à conversão das variáveis categóricas em códigos numéricos e à inversão da pontuação do item de redação negativa. Nenhum respondente foi excluído, de modo que os 212 questionários recebidos compõem a amostra final, sem dados ausentes. Com esse tamanho, e mantidos $\alpha = 0,05$ e poder de 0,80, o desenho detecta efeitos individuais a partir de f^2 igual a 0,038, informação relevante para a leitura dos termos de interação.

3.2 Instrumento e procedimentos de coleta

O instrumento foi um questionário eletrônico no Google Forms, com 44 questões. Desse total, 35 itens corresponderam aos construtos do modelo, em escala Likert de cinco pontos, de 1 (discordo totalmente) a 5 (concordo totalmente), e nove ao perfil sociodemográfico. Foram utilizadas escalas previamente testadas e validadas, a saber, aspirações de carreira com cinco itens da Career Aspirations Scale (O'Brien, 1996), na versão empregada por Strauss et al. (2012), comprometimento com a carreira organizacional com cinco itens (Lapointe et al., 2019), intenção de rotatividade com quatro itens (Kelloway et al., 1999), gestão de carreira organizacional percebida com 11 itens (Guan et al., 2015) e personalidade proativa com os 10 itens da versão reduzida da escala de Bateman e Crant (1993) apresentada por Seibert et al. (2001). O bloco de comprometimento contém um item de redação negativa, cuja pontuação foi invertida antes da estimação. Como as escalas foram originalmente desenvolvidas em língua inglesa, os itens passaram por tradução e retrotradução conduzidas por três tradutores bilíngues (Brislin, 1980). As adaptações foram mínimas e restringiram-se à substituição de termos incompatíveis com o contexto, como a troca de setor privado por setor público. Três escalas mantiveram a ancoragem original de cinco pontos entre discordância e concordância totais. As outras duas foram convertidas a esse formato, já que a de personalidade proativa é originalmente de sete pontos e a de aspirações é ancorada entre nada e muito verdadeiro para o respondente.

Realizou-se pré-teste com 15 participantes de características semelhantes às da população-alvo, no qual foram avaliados a clareza dos itens, o tempo de resposta e a presença de ambiguidades, sem que se identificassem problemas. A coleta ocorreu entre setembro de 2025 e março de 2026, com divulgação por aplicativos de mensagem, redes sociais, correio eletrônico e visitas a órgãos públicos. Todos os participantes acessaram o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido, declararam aceite expresso e confirmaram o vínculo com o serviço público, com anonimato e tratamento agregado das respostas.

Para reduzir o viés do método comum, adotaram-se procedimentos preventivos na coleta, entre eles o anonimato, a separação dos blocos de itens e a informação de que não havia respostas certas ou erradas (Podsakoff et al., 2003). Como verificação estatística, aplicou-se a avaliação de colinearidade total de Kock (2015). Os fatores de inflação da variância variaram entre 1,119 e 1,923, abaixo do limiar de 3,3, o que não indica contaminação severa. O procedimento não elimina a limitação do uso de fonte única e é relatado como evidência parcial.

3.3 Procedimentos de análise

Adotou-se a Modelagem de Equações Estruturais com estimação por Mínimos Quadrados Parciais, operacionalizada no SmartPLS 4. A escolha se justifica pela presença de um modelo com múltiplas variáveis latentes e relações indiretas e condicionais, pelo caráter exploratório da integração proposta entre os construtos e pela ausência de exigência de normalidade multivariada, condição não atendida pelos dados, cujas medidas de assimetria variaram entre −0,79 e 0,63 e as de curtose entre −1,05 e 0,42 (Hair et al., 2019). O estudo tem finalidade explicativa. Afirmações sobre capacidade preditiva fora da amostra não são feitas, uma vez que essa avaliação não foi conduzida.

Todos os construtos foram especificados como reflexivos, decisão coerente com escalas cujos itens são manifestações intercambiáveis de um domínio comum. O modelo de mensuração foi avaliado pelas cargas externas, pelo alfa de Cronbach, pelo rho_A, pela confiabilidade composta e pela variância média extraída, e a validade discriminante, pelo critério de Fornell e Larcker (1981) e pela razão heterotraço-monotraço (Henseler et al., 2015). No modelo estrutural, examinaram-se a colinearidade interna, os coeficientes de caminho, o coeficiente de determinação, o tamanho do efeito f^2 e os efeitos indiretos específicos. As mediações moderadas de H3 e H4 foram operacionalizadas pela abordagem em duas etapas, com os termos de interação construídos a partir dos escores latentes padronizados. A estimação empregou esquema de ponderação por caminho, com no máximo 300 iterações e critério de parada de 10^{-7}, e a significância foi estimada por bootstrapping com 5.000 reamostragens, teste bicaudal, nível de 5% e intervalos de confiança percentis.

4 RESULTADOS

4.1 Perfil da amostra

A amostra foi composta majoritariamente por mulheres (54,2%). Quanto à faixa etária, 54,2% têm entre 35 e 44 anos, 23,1% entre 45 e 54 anos, 15,6% entre 25 e 34 anos, 6,6% têm 55 anos ou mais e 0,5% até 24 anos. Em escolaridade, 88,7% possuem pós-graduação, distribuídos entre especialização (35,4%), mestrado (36,8%), doutorado (15,1%) e pós-doutorado (1,4%), ao passo que 10,4% possuem graduação e 0,9% ensino médio. No tempo de serviço público, 45,8% acumulam entre 11 e 20 anos, 25,5% entre 6 e 10 anos e 13,2% mais de 20 anos, e na instituição atual predominam as faixas de 11 a 20 anos (33,5%) e de 6 a 10 anos (31,1%). Quanto ao vínculo, 96,2% são estatutários e os demais dividem-se entre comissionados (1,9%), terceirizados (1,4%) e bolsistas ou estagiários (0,5%). Quanto à esfera, 71,7% atuam na federal, 16,0% na municipal e 12,3% na estadual. A amostra caracteriza-se por elevada escolaridade, vínculos estáveis e tempo expressivo de atuação no setor público.

4.2 Modelo de mensuração

A validação seguiu os procedimentos recomendados para modelos reflexivos (Hair et al., 2019, 2020), com exclusão iterativa de indicadores com carga abaixo de 0,708. Foram removidos AC5 (0,408 na escala completa), COC1 (0,677), o item invertido de comprometimento (0,178 em módulo, praticamente ortogonal ao bloco) e seis dos dez itens de personalidade proativa. Nessa última escala, nenhum item alcançava 0,708 na versão completa, cujas cargas variaram entre 0,475 e 0,712, com variância média extraída de 0,398, de modo que a redução foi condição para atingir validade convergente, ao custo de estreitar a cobertura do domínio. Intenção de rotatividade e gestão de carreira organizacional percebida mantiveram todos os indicadores.

A Tabela 1 apresenta as cargas, os coeficientes de confiabilidade e a variância média extraída. Todos os construtos superam 0,70 nos três coeficientes e 0,50 na variância média extraída (Fornell & Larcker, 1981; Hair et al., 2020). Dois pontos merecem registro. O alfa de 0,957 da gestão de carreira percebida sugere redundância entre seus onze indicadores. O rho_A de 1,023 da intenção de rotatividade excede a unidade e a própria confiabilidade composta. Trata-se de estimador consistente e não limitado ao intervalo unitário, de modo que valores acima de 1 são possíveis, mas sinalizam pesos externos instáveis (Dijkstra & Henseler, 2015). A origem provável está na distribuição do construto, pois 31,6% dos respondentes marcaram o valor mínimo nos quatro itens, com média de 2,33 e assimetria de 0,63. Os coeficientes que envolvem esse construto devem ser interpretados com essa ressalva.

Tabela 1 - Confiabilidade dos construtos e validade convergente

Construto	Indicadores e cargas externas	α	ρA	ρC	AVE
AC	AC1 (0,863), AC2 (0,894), AC3 (0,832), AC4 (0,762)	0,859	0,863	0,905	0,704
COC	COC3 (0,886), COC4 (0,904), COC5 (0,833)	0,847	0,860	0,907	0,765
IR	IR1 (0,965), IR2 (0,926), IR3 (0,744), IR4 (0,962)	0,936	1,023	0,946	0,817
POCM	POCM1 (0,808), POCM2 (0,906), POCM3 (0,852), POCM4 (0,867), POCM5 (0,851), POCM6 (0,888), POCM7 (0,808), POCM8 (0,792), POCM9 (0,761), POCM10 (0,813), POCM11 (0,859)	0,957	0,959	0,963	0,702
PP	PP3 (0,755), PP4 (0,793), PP6 (0,716), PP10 (0,790)	0,764	0,776	0,849	0,584

Nota: α, alfa de Cronbach. ρA, rho_A de Dijkstra-Henseler. ρC, confiabilidade composta. AVE, variância média extraída. AC, aspirações de carreira. COC, comprometimento com a carreira organizacional. IR, intenção de rotatividade. POCM, gestão de carreira organizacional percebida. PP, personalidade proativa.
Fonte: Elaborado pelos autores (2026).

A Tabela 2 reúne as médias, os desvios-padrão e as evidências de validade discriminante. Pelo critério de Fornell e Larcker (1981), as raízes quadradas da variância média extraída superaram todas as correlações entre construtos. Pela razão heterotraço-monotraço, o maior valor foi 0,690, abaixo do limiar conservador de 0,85 (Henseler et al., 2015). A matriz de cargas cruzadas, examinada como evidência complementar, não apresentou violações.

Duas observações qualificam essa leitura. As correlações da intenção de rotatividade com aspirações de carreira, personalidade proativa e gestão de carreira organizacional percebida não diferem estatisticamente de zero, ao passo que a associação com o comprometimento é significativa. A razão heterotraço-monotraço é calculada sobre correlações em valor absoluto, de modo que o valor de 0,247 entre comprometimento e intenção de rotatividade corresponde a uma relação negativa.

Tabela 2 - Médias, desvios-padrão e validade discriminante dos construtos

	M	DP	AC	COC	IR	POCM	PP
AC	3,84	0,90	0,839	0,690	0,107	0,349	0,521
COC	3,41	1,09	0,592	0,875	0,247	0,461	0,495
IR	2,33	1,33	0,003	−0,264	0,904	0,105	0,107

POCM	3,06	1,13	0,319	0,422	−0,054	0,838	0,427
PP	3,66	0,71	0,433	0,410	0,020	0,378	0,764

Nota: M, média. DP, desvio-padrão. Abaixo da diagonal, correlações entre construtos, com as raízes quadradas da AVE na diagonal. Acima da diagonal, razão heterotraço-monotraço.
Fonte: Elaborado pelos autores (2026).

Os fatores de inflação da variância dos indicadores variaram entre 1,365 e 5,942, com quatro acima de 5,0, a saber, IR4 (5,942), POCM2 (5,571), IR1 (5,325) e IR2 (5,223). A concentração na intenção de rotatividade indica sobreposição de conteúdo entre três de seus quatro itens, coerente com o rho_A elevado. Como os valores ficam abaixo do limite crítico de 10 e o construto é reflexivo, condição em que a colinearidade entre indicadores não compromete a estimação como ocorre em construtos formativos (Hair et al., 2019), os indicadores foram mantidos, e a redundância fica registrada como limitação.

4.3 Modelo estrutural

Os fatores de inflação da variância do modelo interno variaram entre 1,000 e 1,792, abaixo de 3,3, o que não indica problemas de colinearidade entre preditores. A Tabela 3 apresenta os coeficientes de caminho, os erros-padrão, as estatísticas t, os valores-p e os tamanhos de efeito.

Tabela 3 - Coeficientes do modelo estrutural, significância e tamanho do efeito

Caminho	H	β	EP	t	p	f²	VIF	Decisão
PP → AC	H1a	0,434	0,068	6,373	0,000	0,232	1,000	Apoiada
AC → COC	H1b	0,592	0,047	12,578	0,000	0,540	1,000	Apoiada
AC → POCM	—	0,321	0,066	4,892	0,000	0,115	1,000	—
AC → IR	—	0,317	0,092	3,460	0,001	0,063	1,792	—
COC → IR	—	−0,407	0,081	5,014	0,000	0,110	1,702	—
POCM → IR	—	0,050	0,089	0,565	0,572	0,002	1,238	—
COC × AC → IR	H4	0,072	0,086	0,834	0,404	0,005	1,505	Não apoiada
POCM × AC → IR	H3	0,089	0,086	1,028	0,304	0,008	1,318	Não apoiada

Nota: H, hipótese correspondente ao caminho, com travessão nos caminhos sem hipótese associada. VIF, fator de inflação da variância do modelo interno. Bootstrapping com 5.000 reamostragens, teste bicaudal.
Fonte: Elaborado pelos autores (2026).

A personalidade proativa apresentou efeito positivo e significativo sobre as aspirações de carreira, o que apoia H1a, e estas elevaram a intenção de rotatividade, o que apoia H1b. O tamanho de efeito nesse segundo caminho é pequeno ($f^2 = 0,063$), informação que qualifica a leitura substantiva do achado. O comprometimento com a carreira organizacional teve efeito negativo e significativo sobre a intenção de rotatividade, e a gestão de carreira organizacional percebida não teve efeito significativo.

Os dois termos de interação não alcançaram significância estatística, de modo que não há evidência de que os construtos alterem a intensidade da relação entre aspirações de carreira e intenção de rotatividade. Os tamanhos de efeito, de 0,005 e 0,008, situam-se abaixo do limiar de 0,038 que o desenho detecta com poder de 0,80, e a ausência de evidência não deve ser lida como demonstração de inexistência de efeito.

Os coeficientes de determinação foram de 0,189 para aspirações de carreira, 0,351 para comprometimento com a carreira organizacional, 0,103 para gestão de carreira organizacional percebida e 0,120 para intenção de rotatividade, com valores ajustados de 0,185, 0,348, 0,099 e 0,099. O modelo explica cerca de um décimo da variância do construto dependente, proporção modesta que delimita o alcance das conclusões. A Figura 2 apresenta o modelo estimado e a Tabela 4 os efeitos indiretos específicos.

Tabela 4 - Efeitos indiretos específicos

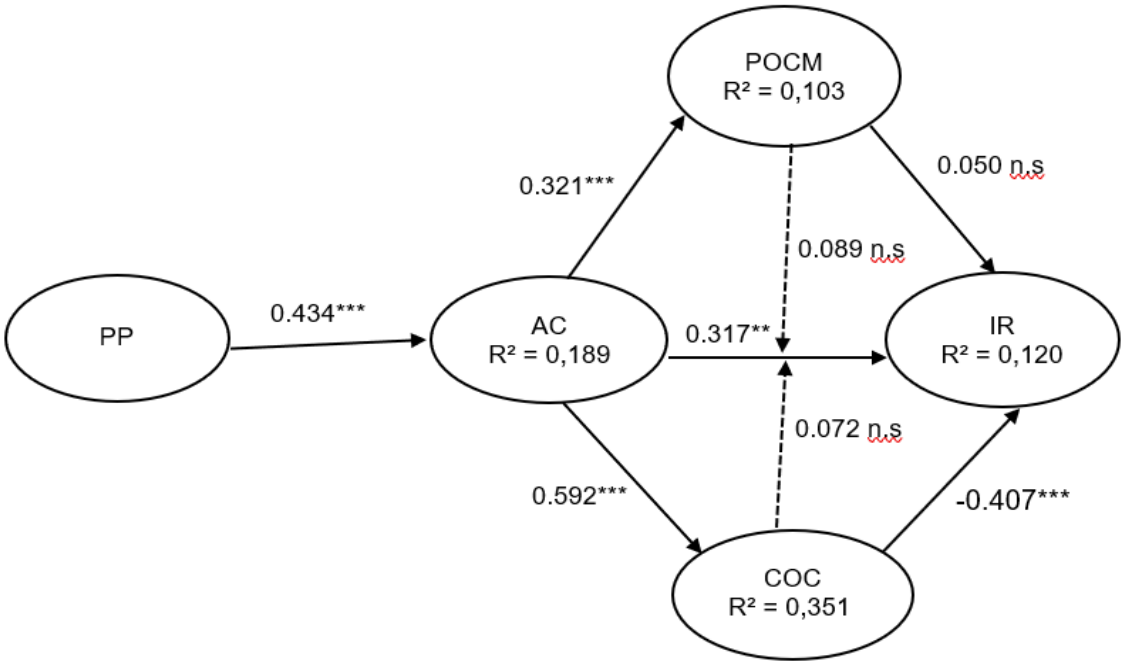
Efeito indireto	H	β	EP	t	p	Decisão
PP → AC → IR	H2a	0,138	0,047	2,896	0,004	Apoiada
AC → COC → IR	H2b	−0,241	0,055	4,404	0,000	Apoiada
AC → POCM → IR	H2c	0,016	0,030	0,539	0,590	Não apoiada
PP → AC → COC → IR	—	−0,105	0,028	3,707	0,000	—
PP → AC → POCM → IR	—	0,007	0,014	0,516	0,606	—

Nota: Bootstrapping com 5.000 reamostragens, teste bicaudal.
Fonte: Elaborado pelos autores (2026).

H2a foi apoiada, com efeito indireto positivo e significativo da personalidade proativa sobre a intenção de rotatividade por meio das aspirações de carreira. H2b também foi apoiada, com efeito indireto negativo e significativo via comprometimento com a carreira organizacional. Como o efeito direto de aspirações sobre intenção de rotatividade é positivo e o efeito indireto por essa via é negativo, trata-se de mediação competitiva, na qual os dois caminhos operam em direções opostas e se compensam parcialmente. A cadeia completa que parte da proatividade e passa pelas aspirações e pelo comprometimento também foi significativa. H2c não foi apoiada, assim como a cadeia correspondente que parte da proatividade.

As hipóteses H3 e H4 não foram apoiadas, pois ambas dependem da significância do respectivo termo de interação, condição não atendida conforme a Tabela 3.

Figura 2 - Modelo estrutural estimado



Nota: Setas contínuas representam relações diretas e setas tracejadas representam moderação. Coeficientes padronizados: **p<0,01, ***p<0,001, n.s. não significativo. As setas tracejadas representam os termos de interação. AC – Aspiração de Carreira; COC – Comprometimento com a Carreira Organizacional; IR – Intenção de Rotatividade; POCM – Gestão de Carreira Organizacional Percebida; PP – Personalidade Proativa.
Fonte: Elaborado pelos autores (2026).

Três verificações de robustez foram conduzidas. Primeiro, o modelo foi reestimado sem terceirizados, bolsistas e estagiários (n = 208) e apenas com estatutários (n = 204). Em ambas as subamostras todos os coeficientes mantiveram sinal, magnitude e decisão de significância, com a proatividade em 0,435 sobre as aspirações, estas em 0,320 sobre a intenção de rotatividade e o comprometimento em −0,403. Segundo, as variáveis de perfil foram testadas como preditoras da intenção de rotatividade. Apenas a escolaridade alcançou significância, com sinal negativo (β = −0,231; p = 0,002), o que eleva o coeficiente de determinação do construto para 0,233 sem alterar a decisão sobre nenhuma das sete hipóteses. Os demais controles não foram significativos e nenhum deles integra o modelo reportado, por parcimônia. Terceiro, a reestimação com a escala completa de personalidade proativa elevou o efeito sobre as aspirações para 0,551, sem alterar os demais coeficientes nem o coeficiente de determinação, o que indica que a redução da escala não produziu os achados.

5 DISCUSSÃO

O estudo testou sete hipóteses, com efeitos diretos, indiretos e condicionais. Os resultados apoiam H1a, H1b, H2a e H2b, e não apoiam H2c, H3 e H4. O conjunto indica que a intenção de rotatividade no setor público se explica pela articulação entre uma disposição individual orientada ao desenvolvimento e o vínculo do trabalhador com a trajetória que constrói na organização. O apoio a H1a converge com a literatura que descreve a proatividade como disposição orientada à iniciativa e à construção ativa da própria trajetória (Seibert et al., 2001; Wang et al., 2024), e sugere que, mesmo em ambientes regulados, participantes com maior propensão a agir de forma antecipatória formulam expectativas mais elevadas de crescimento.

O apoio a H1b indica que ambições mais elevadas de crescimento se associam a maior propensão à saída também no setor público, o que dialoga com Wang et al. (2024) e mostra que a estabilidade institucional não neutraliza a tensão entre metas individuais e oportunidades percebidas. O tamanho de efeito, contudo, é pequeno (f^2 = 0,063) e a correlação bivariada entre os dois construtos é praticamente nula (r = 0,003), o que indica que a associação positiva emerge quando os demais preditores são controlados, particularmente o comprometimento com a carreira. A interpretação adequada é a de supressão, não a de uma relação direta forte.

A mediação apoiada em H2a mostra que a proatividade não se associa à intenção de saída de modo direto, e sim por meio das aspirações de carreira. O achado ganha relevância porque a estabilidade e a normatização das trajetórias não eliminam essa mediação.

O apoio a H2b traz o efeito indireto de maior magnitude entre as hipóteses testadas. O sinal negativo revela que o comprometimento com a carreira organizacional opera como mecanismo de retenção, de modo consistente com Lapointe et al. (2019), e a caracterização como mediação competitiva acrescenta uma leitura pertinente. As aspirações empurram o servidor para fora e, ao mesmo tempo, alimentam o vínculo que o retém. O problema não está nas aspirações, e sim na ausência de vínculo forte entre elas e a carreira construída dentro da organização, leitura reforçada pela significância da cadeia completa que parte da proatividade.

Convém distinguir esse mecanismo do entrincheiramento, que retém porque a saída implica perder investimentos ou porque faltam alternativas, e não porque o servidor deseja ficar (Carson et al., 1995; Rodrigues & Bastos, 2012). No setor público brasileiro, em que a estabilidade eleva o custo da saída, os dois processos podem coexistir e produzir a mesma permanência por razões distintas (Rowe et al., 2011). O instrumento capta o primeiro, e a coexistência do segundo permanece como hipótese não testada. O resultado obtido com a escolaridade, reportado entre as verificações de robustez, aponta na mesma direção. Titulação mais alta associou-se a menor intenção de saída, o que contraria a expectativa de que a qualificação amplie as alternativas externas. Uma leitura exploratória, não prevista pelas hipóteses, é que no serviço público a titulação se converte em progressão dentro da própria carreira, o que reforça a permanência.

A ausência de apoio a H2c indica que não houve evidência de que a percepção de práticas organizacionais de carreira transmita o efeito das aspirações sobre a intenção de saída, embora a literatura sugira que o suporte percebido favoreça retenção (Guan et al., 2015). Uma interpretação exploratória é que a percepção de existência dessas práticas não baste para converter aspirações elevadas em expectativa concreta de desenvolvimento interno, sobretudo onde a progressão obedece a regras impessoais. Essa explicação não foi prevista pelas hipóteses e requer teste em estudos futuros.

Quanto às mediações moderadas, os coeficientes de interação não alcançaram significância, de modo que não há evidência de que a gestão de carreira organizacional percebida ou o comprometimento com a carreira condicionem a intensidade do efeito indireto. Duas restrições qualificam a leitura. A primeira é de poder estatístico, já que os efeitos observados ficam bem abaixo do mínimo detectável com a amostra disponível. A segunda é de especificação, pois os dois construtos figuram como mediadores e como moderadores do mesmo trecho do modelo, o que reduz a variação disponível para estimar as interações. Pesquisas futuras podem separar os dois papéis e ampliar a amostra.

Do ponto de vista teórico, parte da literatura tem tratado a proatividade como antecedente difuso da rotatividade, em geral a partir de contextos de alta mobilidade (Seibert et al., 2001; Wang et al., 2024). Os resultados mostram que, sob baixa mobilidade formal, ela opera pelo caminho das aspirações de carreira, e que o vínculo com a carreira interna interrompe esse caminho. O limite da contribuição é dado pela variância explicada, de 12,0%.

6 CONCLUSÃO

O estudo estimou um modelo integrado para explicar a intenção de rotatividade no setor público, articulando personalidade proativa, aspirações de carreira, comprometimento com a carreira organizacional e gestão de carreira organizacional percebida. A proatividade apresentou efeito positivo sobre as aspirações, e estas se associaram positivamente à intenção de rotatividade. As aspirações mediaram a relação entre proatividade e intenção de saída, enquanto o comprometimento com a carreira operou como mediador de sinal oposto. A gestão de carreira organizacional percebida não apresentou efeito mediador, e os dois termos de interação não alcançaram significância estatística.

Do ponto de vista gerencial, os achados sugerem que organizações públicas interessadas em reter trabalhadores com maiores aspirações devem atuar sobre o vínculo entre o servidor e a carreira que ele constrói na instituição, e não apenas sobre a existência formal de estruturas de carreira. Programas que tornem visível a trajetória interna possível, com metas intermediárias e reconhecimento de progresso,

encontram apoio no efeito de retenção aqui estimado. A recomendação dirige-se às áreas de gestão de pessoas e pede a cautela imposta pela variância explicada e pela ausência de inferência causal.

O estudo apresenta limitações. A amostragem por acessibilidade restringe a generalização e o delineamento transversal impede inferências causais, de modo que as relações devem ser lidas como associações. O autorrelato expõe a pesquisa ao viés de método comum, mitigado por procedimentos preventivos e verificado pela colinearidade total, sem que isso elimine a limitação. A escala de personalidade proativa foi reduzida a quatro itens, o que estreita a cobertura do domínio. As respostas de intenção de rotatividade concentraram-se no valor mínimo da escala, com redundância entre três indicadores, o que compromete a precisão das estimativas desse construto. O poder estatístico foi insuficiente para detectar interações de pequena magnitude e a capacidade preditiva fora da amostra não foi avaliada. A variância explicada quase dobra com a inclusão das variáveis de perfil, o que indica determinantes relevantes ainda não teorizados.

Para pesquisas futuras, recomenda-se ampliar a amostra de modo a testar as interações com poder adequado, adotar delineamentos longitudinais que ordenem temporalmente aspirações, comprometimento e intenção de saída, comparar setores público e privado e complementar a medida de intenção com registros de saída efetiva. A incorporação de variáveis contextuais, como condições de trabalho, remuneração relativa e práticas concretas de gestão de pessoas, pode ampliar a variância explicada, hoje limitada.

REFERÊNCIAS

Arthur, M. B., & Rousseau, D. M. (1996). The boundaryless career: A new employment principle for a new organizational era. Oxford University Press.

Bateman, T. S., & Crant, J. M. (1993). The proactive component of organizational behavior: A measure and correlates. Journal of Organizational Behavior, 14(2), 103–118. https://doi.org/10.1002/job.4030140202

Brislin, R. W. (1980). Translation and content analysis of oral and written materials. In H. C. Triandis & J. W. Berry (Eds.), Handbook of cross-cultural psychology (Vol. 2, pp. 389–444). Allyn & Bacon.

Carson, K. D., Carson, P. P., & Bedeian, A. G. (1995). Development and construct validation of a career entrenchment measure. Journal of Occupational and Organizational Psychology, 68(4), 301–320. https://doi.org/10.1111/j.2044-8325.1995.tb00589.x

De Vos, A., Van der Heijden, B. I. J. M., & Akkermans, J. (2020). Sustainable careers: Towards a conceptual model. Journal of Vocational Behavior, 117, 103196. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2018.06.011

Dijkstra, T. K., & Henseler, J. (2015). Consistent partial least squares path modeling. MIS Quarterly, 39(2), 297–316. https://doi.org/10.25300/MISQ/2015/39.2.02

Direnzo, M. S., & Greenhaus, J. H. (2011). Job search and voluntary turnover in a boundaryless world: A control theory perspective. Academy of Management Review, 36(3), 567–589. https://doi.org/10.5465/amr.2010.0376

Faul, F., Erdfelder, E., Buchner, A., & Lang, A.-G. (2009). Statistical power analyses using G*Power 3.1: Tests for correlation and regression analyses. Behavior Research Methods, 41(4), 1149–1160. https://doi.org/10.3758/BRM.41.4.1149

Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. Journal of Marketing Research, 18(1), 39–50. https://doi.org/10.1177/002224378101800104

Guan, Y., Arthur, M. B., Khapova, S. N., Hall, R. J., & Lord, R. G. (2019). Career boundarylessness and boundary management: A review and future directions. Journal of Vocational Behavior, 110, 390–402. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2018.05.002

Guan, Y., Zhou, W., Ye, L., Jiang, P., & Zhou, Y. (2015). Perceived organizational career management and career adaptability as predictors of success and turnover intention among Chinese employees. Journal of Vocational Behavior, 88, 230–237. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2015.04.002

Hair, J. F., Howard, M. C., & Nitzl, C. (2020). Assessing measurement model quality in PLS-SEM using confirmatory composite analysis. Journal of Business Research, 109, 101–110. https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2019.11.069

Hair, J. F., Risher, J. J., Sarstedt, M., & Ringle, C. M. (2019). When to use and how to report the results of PLS-SEM. European Business Review, 31(1), 2–24. https://doi.org/10.1108/EBR-11-2018-0203

Hall, D. T. (2004). The protean career: A quarter-century journey. Journal of Vocational Behavior, 65(1), 1–13. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2003.10.006

Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. Journal of the Academy of Marketing Science, 43(1), 115–135. https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8

Hom, P. W., Lee, T. W., Shaw, J. D., & Hausknecht, J. P. (2017). One hundred years of employee turnover theory and research. Journal of Applied Psychology, 102(3), 530–545. https://doi.org/10.1037/apl0000103

Hur, H., & Abner, G. (2024). What makes public employees want to leave their job? A meta-analysis of turnover intention predictors among public sector employees. Public Administration Review, 84(1), 115–142. https://doi.org/10.1111/puar.13601

Kelloway, E. K., Gottlieb, B. H., & Barham, L. (1999). The source, nature, and direction of work and family conflict: A longitudinal investigation. Journal of Occupational Health Psychology, 4(4), 337–346. https://doi.org/10.1037/1076-8998.4.4.337

Kock, N. (2015). Common method bias in PLS-SEM: A full collinearity assessment approach. International Journal of e-Collaboration, 11(4), 1–10. https://doi.org/10.4018/ijec.2015100101

Lapointe, É., Vandenberghe, C., Mignonac, K., Panaccio, A., Schwarz, G., Richebé, N., & Roussel, P. (2019). Development and validation of a commitment to organizational career scale: At the crossroads of individuals' career aspirations and organizations' needs. Journal of Occupational and Organizational Psychology, 92(4), 897–930. https://doi.org/10.1111/joop.12268

Li, X., Chen, Y., & Zhang, W. (2024). Organizational culture and turnover intention: Evidence from public organizations. Public Personnel Management, 53(1), 44–61.

O'Brien, K. M. (1996). The influence of psychological separation and parental attachment on the career development of adolescent women. Journal of Vocational Behavior, 48(3), 257–274. https://doi.org/10.1006/jvbe.1996.0024

Pan, J., Guan, Y., Li, Y., & Zhou, X. (2024). Career aspirations, job satisfaction, and turnover intention among public employees. Public Management Review, 26(5), 745–763.

Parker, S. K., Bindl, U. K., & Strauss, K. (2010). Making things happen: A model of proactive motivation. Journal of Management, 36(4), 827–856. https://doi.org/10.1177/0149206310363732

Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J.-Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. Journal of Applied Psychology, 88(5), 879–903. https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.5.879

Rodrigues, A. C. A., & Bastos, A. V. B. (2012). Entrincheiramento organizacional: Construção e validação da escala. Psicologia: Reflexão e Crítica, 25(4), 688–700. https://doi.org/10.1590/S0102-79722012000400008

Rowe, D. E. O., Bastos, A. V. B., & Pinho, A. P. M. (2011). Comprometimento e entrincheiramento na carreira: Um estudo de suas influências no esforço instrucional do docente do ensino superior. Revista de Administração Contemporânea, 15(6), 973–992. https://doi.org/10.1590/S1415-65552011000600002

Seibert, S. E., Kraimer, M. L., & Crant, J. M. (2001). What do proactive people do? A longitudinal model linking proactive personality and career success. Personnel Psychology, 54(4), 845–874. https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.2001.tb00234.x

Silva, A. C. A., Neiva, E. R., Damasceno, D. P., & Ferreira, F. O. F. (2025). Mediators and moderators in voluntary turnover intention: A scoping review in the public service. Frontiers in Psychology, 16, 1631551. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1631551

Strauss, K., Griffin, M. A., & Parker, S. K. (2012). Future work selves: How salient hoped-for identities motivate proactive career behaviors. Journal of Applied Psychology, 97(3), 580–598. https://doi.org/10.1037/a0026423

Wang, Q., Shang, Z., Zuo, C., Fan, H., Xu, C., Cai, Z., & Shi, W. (2024). Proactive personality and turnover intention: The mediating role of career aspiration and the moderating effect of organizational career management. Behavioral Sciences, 14(9), 800. https://doi.org/10.3390/bs14090800

Weng, Q., & McElroy, J. C. (2010). The relationship between career growth and organizational commitment. Journal of Vocational Behavior, 77(3), 391–400. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2010.05.003