**FATORES DETERMINANTES DA PERMANÊNCIA NO EMPREGO FORMAL NO SUL DO BRASIL: Uma Análise Empírica com Modelo Logit Ordenado Generalizado**

Miguel das Neves Lopes[[1]](#footnote-0)

Eduardo Andre Tillmann[[2]](#footnote-1)

Gibran da Silva Teixeira[[3]](#footnote-2)

Ricardo Aguirre Leal[[4]](#footnote-3)

**Resumo:** Este estudo investiga os fatores que influenciam a transição para faixas superiores de tempo de emprego formal no sul do Brasil, aplicando um Modelo Logit Ordenado Generalizado (gologit2). Utiliza-se base de dados da RAIS com vinculações filtradas para trabalhadores em entidades empresariais e sob regime CLT. A variável dependente classifica a duração do vínculo em “Até 1 ano”, “1 a 5 anos” e “Mais de 5 anos”. Resultados indicam que idade mais elevada e faixas salariais superiores elevam substancialmente a probabilidade de o indivíduo ultrapassar marcos temporais mais longos. Por outro lado, maior escolaridade tende a associar-se a menor permanência no mesmo emprego, possivelmente devido à maior mobilidade ocupacional. Fatores como sexo, raça, setor de atividade e tipo de ocupação também exercem influência diferenciada sobre a chance de migrar para durações mais extensas, sinalizando a complexidade das interações entre capital humano, condições contratuais e especificidades do mercado de trabalho.

**Palavras-chave:** Duração no emprego; Logit Ordenado Generalizado; Capital humano; Mercado de trabalho.

**Abstract:** This paper analyzes the factors affecting the transition toward longer formal employment spells in Southern Brazil by means of a Generalized Ordered Logit Model (gologit2). Using RAIS (Brazilian Annual Social Information), we restrict our sample to corporate entities and standard CLT-based contracts. The dependent variable measures job duration in three ordinal categories: “up to 1 year,” “1–5 years,” and “more than 5 years.” Results suggest that older workers and higher wage brackets substantially increase the probability of surpassing each temporal threshold. Conversely, higher education seems to reduce long-term stay in the same job, presumably due to greater voluntary mobility. Sex, race, industry sector, and job category also exhibit differentiated effects on the probability of advancing to extended employment spells, underscoring the interplay of human capital, contractual specifics, and market features.

**Keywords:** Job duration; Generalized Ordered Logit; Human capital; Labor market.

**Classificação JEL:** .

**Área temática:** Microeconometria.

REMOVER VARIÁVEIS COM POUCAS OBSERVAÇÕES PRA EVITAR PREDIÇÃO PERFEITA. TALEZ VARIÁVEIS COM MISSING EM ALGUMA OUTRA CATEGORIA, JÁ QUE PODE CAUSAR DE A COMPARAÇÃO SER DE 0 CASOS CONTRA 1 OU MAIS CASOS, DAÍ GERA PREDIÇÃO PERFEITA, COM 100% DE PROBABILIDADE, JÁ QUE NÃO TEM UM CONTRA À PROBABILIDADE

# INTRODUÇÃO

A relação entre trabalho e educação representa uma correlação forte em senso comum. Afinal, um indivíduo não pode desempenhar uma função sem antes adquirir o conhecimento necessário para realizá-la, seja por meio da instrução formal ou do aprendizado prático. Saviani (2007) argumenta que, nas sociedades primitivas, a educação estava intrinsecamente ligada ao processo produtivo, tornando aprender e produzir atividades indissociáveis e essenciais para a sobrevivência coletiva. No entanto, com o advento da propriedade privada e a divisão do trabalho, ocorreu uma cisão histórica entre essas esferas, resultando em desigualdades no acesso à formação. Enquanto uma parte da população era direcionada para a educação voltada ao trabalho manual, outra recebia instrução para funções intelectuais, reforçando a estratificação social (Saviani, 2007, p. 154-157).

Nessa perspectiva, Becker (1994), trazendo a teoria do capital humano, enfatiza que a formação educacional não apenas aumenta os ganhos individuais, mas também eleva a produtividade ao fornecer conhecimento, habilidades e ferramentas analíticas fundamentais (Becker, 1994, p. 19). O autor destaca que, mesmo após a conclusão do ensino formal, a necessidade de treinamento persiste, seja por meio de programas estruturados ou do aprendizado informal no ambiente de trabalho (Becker, 1994, p. 20). Além disso, a desigualdade de rendimentos está fortemente associada às diferenças nos níveis de escolaridade e qualificação profissional (Becker, 1994, p. 12). A relação entre qualificação e crescimento econômico também se mostra evidente, uma vez que poucos países conseguiram alcançar um desenvolvimento sustentado sem investimentos significativos na capacitação de sua força de trabalho (Becker, 1994, p. 12; p. 24). Ademais, os retornos da educação ao longo do ciclo de vida são expressivos: embora o período inicial de treinamento possa implicar menores rendimentos, o investimento em capital humano tende a resultar em aumentos substanciais na remuneração futura (Becker, 1994, p. 37).

No âmbito do mercado de trabalho, Stigler (1962) argumenta que a busca por informações é um processo que envolve custos e retornos tanto para trabalhadores quanto para empregadores. A duração esperada do emprego é um fator determinante na intensidade dessa busca, pois períodos mais longos justificam um maior investimento na coleta de informações sobre salários e condições de trabalho. Além disso, o autor ressalta que a variabilidade salarial reflete tanto diferenças na qualidade dos trabalhadores quanto imperfeições no acesso à informação, influenciando a capacidade dos indivíduos de permanecerem em empregos específicos (Stigler, 1962, p. 97-98; p. 101-102).

Dessa forma, a permanência no emprego não se restringe apenas a questões individuais, mas envolve também a eficiência econômica e a redução de custos sociais relacionados à alta rotatividade. Neste estudo, o foco recai sobre a identificação dos fatores que condicionam a permanência dos indivíduos no mercado de trabalho, filtrando a problemática nos condicionantes da manutenção de um certo vínculo empregatício comum a cada indivíduo, considerando as influências de gênero, raça, escolaridade e outras covariáveis na estabilidade desse vínculo.

# REFERENCIAL TEÓRICO

Burdett (1978) apresenta um modelo teórico em que as taxas de saída de empregos dependem diretamente da distribuição salarial entre as empresas e dos custos associados à busca por novas oportunidades. O autor argumenta que trabalhadores com empregos de longa duração tendem a permanecer em suas posições devido aos custos crescentes de mudança e ao valor percebido do emprego atual em comparação com outras ofertas disponíveis (Burdett, 1978, p. 214-216).

Nesse sentido, a pesquisa de Abraham e Farber (1987) sugere que a relação entre a antiguidade e os rendimentos está fortemente influenciada pela qualidade do trabalhador, do emprego e da correspondência entre ambos. Esse viés ocorre porque trabalhadores com empregos de maior duração tendem a possuir características não observadas que elevam seus salários desde o início do vínculo empregatício (Abraham; Farber, 1987, p. 279). Para tal perspectiva, "*The finding that workers in longer jobs earn more in every year on the job than workers in shorter jobs is verified*"[[5]](#footnote-4) (Abraham; Farber, 1987, p. 290).

No entanto, De Oliveira (2013) argumenta que esse tipo de análise não é suficiente para explicar a realidade do mercado de trabalho, especificamente no Brasil. Para o autor, a verificação dos dados

evidencia a impertinência de análises que supervalorizam o incremento educacional como elemento determinante da posição dos indivíduos no mercado de trabalho. Em síntese, a escolarização não tem sido o determinante da entrada e permanência no mercado de trabalho, e muito menos determina salários e forma de ocupação (De Oliveira, 2013, p. 711).

O autor observa que as condições de permanência no mercado de trabalho variam significativamente em função de gênero, raça e escolaridade, com mulheres e negros enfrentando maiores dificuldades, independentemente de seu nível de qualificação (De Oliveira, p. 687-689).

Seguindo a mesma mesma linha, Silva, De Faria e Teixeira (2021) apontam que, enquanto o aumento da escolaridade eleva as chances de inserção no mercado formal, o impacto é substancialmente menor para trabalhadores negros em comparação aos brancos. Além disso, as mulheres negras enfrentam uma dupla discriminação, de gênero e racial, que as posiciona como o grupo mais vulnerável dentro do mercado de trabalho formal (Silva; De Faria; Teixeira, 2021, p. 61-64).

Já Do Monte et al. (2005) mostram que indivíduos à procura de reemprego possuem maior probabilidade de inserção ocupacional em relação aos que buscam o primeiro emprego, devido, em grande parte, à experiência acumulada no mercado de trabalho, que atua como um diferencial competitivo (Do Monte et al., 2005, p. 159).

N’outra linha, Gonzaga, Maloney e Mizala (2003) afirmam que o sistema FGTS, ao permitir o acesso ao fundo somente em casos de demissão sem justa causa, gera incentivos para demissões fraudulentas e altos índices de rotatividade, prejudicando a estabilidade no mercado de trabalho formal (Gonzaga; Maloney; Mizala, 2003, p. 166). O estudo também aponta que alterações legislativas, como as de 1988 e 2001, que aumentaram os custos de demissão, tiveram impacto significativo na duração do emprego, especialmente para trabalhadores formais (Gonzaga; Maloney; Mizala, 2003, p. 201).

Nessa mesma ideia, contudo, Pontes et al. (2018) demonstram que a escolaridade elevada está associada à redução da rotatividade, enquanto características como idade jovem, residência em área urbana e chefia de família aumentam a probabilidade de alternância entre empregos (Pontes et al., 2018, p. 18-20). Segundo o estudo, trabalhadores sindicalizados apresentaram menor probabilidade de rotatividade, sugerindo que a proteção aos direitos trabalhistas influencia positivamente a permanência no mercado de trabalho (Pontes et al., 2018, p. 20).

Por fim, Sarathy e Barbosa (1981) destacam que a produtividade de um trabalhador aumenta significativamente com o tempo de serviço em uma empresa, pois a experiência acumulada resulta em melhor desempenho e menores custos operacionais para o empregador (Sarathy; Barbosa , 1981, p. 17). O estudo sugere que fatores externos, como oportunidades de emprego e laços sociais, influenciam a decisão de permanência, enquanto fatores internos, como clima organizacional e condições de trabalho, determinam a satisfação no emprego (Sarathy; Barbosa , 1981, p. 19-21). Além disso, a permanência no emprego é influenciada por variáveis como idade, estado civil e nível de instrução. Casados tendem a permanecer mais tempo empregados, possivelmente devido às responsabilidades financeiras familiares (Sarathy; Barbosa , 1981, p. 23).

O estudo busca integrar as dimensões econômicas e sociais na análise da permanência no emprego, verificando a continuidade das hipóteses levantadas no referencial. É social no sentido de incorporar características individuais imutáveis, como raça e sexo; e econômica por incorporar questões de ocupação, como a área de atuação do indivíduo.

# MÉTODO

A análise dos determinantes da permanência no emprego formal fundamentou-se em modelos econométricos voltados a variáveis dependentes categóricas — aqui o Logit Ordenado Generalizado, devido às violações da suposição de paralelismo das retas para o Logit Ordenado e do Teste da Hipótese de *Independence of Irrelevant Alternatives* para o Logit Multinomial —, estimados a partir de microdados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) de 2023. A variável de permanência assume 3 categorias para vínculos empregatícios com duração de até 1 ano, 1 a 5 anos e mais de 5 anos. Os autores não encontraram na literatura existente qualquer menção a curto, médio e longo prazos para permanência em emprego, portanto, a escolha das categorias foi arbitrária, representando respectivamente as ordenações mencionadas. Assim, investiga-se de que forma atributos individuais, ocupacionais e organizacionais afetam a probabilidade de um trabalhador formalmente empregado subir a uma classe ordenada superior de um mesmo vínculo empregatício.

## Modelo Logit Ordenado Generalizado

O *Generalized Ordered Logit* foi desenvolvido inicialmente por Fu (1998), *gologit*, e aperfeiçoado por Williams (2006), *gologit2*, cujo enfoque é expandir o *Ordered Logit* convencional ao possibilitar diferentes graus de paralelismo entre as variáveis explicativas. O ponto de partida é reconhecer que a variável dependente – tempo de permanência no emprego, em faixas ordenadas – requer uma abordagem ordinal, pois as categorias de duração seguem uma hierarquia natural. Entretanto, o modelo clássico supõe uma hipótese forte de *proportional odds* para todas as regressoras, algo que pode ser violado quando certos fatores assumem comportamentos desiguais a cada ponto de corte de .

Considerando a existência de uma variável latente

|  |  |
| --- | --- |
|  | (1) |

onde é o vetor de características do indivíduo ou do vínculo, representa o vetor de coeficientes e é o termo aleatório. No *Ordered Logit* convencional, define-se uma série de pontos de corte que separam as categorias ordinais de . A probabilidade da observação estar acima de uma dada categoria , ou seja, , é

|  |  |
| --- | --- |
|  | (2) |

Nessa formulação, supõe-se um mesmo vetor em cada ponto de corte . Tal restrição de paralelismo diz que, independentemente de distinguir “categoria ” ou “categoria ”, o efeito marginal das covariáveis permanece idêntico.

Em contrapartida, no *Generalized Ordered Logit* libera-se a possibilidade de cada ponto de corte ter seu próprio vetor . Assim, a equação de interesse torna-se:

|  |  |
| --- | --- |
|  | (3) |

Quando todos os são iguais, ou seja, , retorna-se ao *Ordered Logit*. Já se cada difere, fica-se com um modelo completamente irrestrito, análogo a uma série de regressões logísticas binárias, mas ainda se aproveitando do fato de ser ordinal. Essa forma “totalmente irrestrita” tende, no entanto, a gerar muitos parâmetros e pode não ser necessária se só algumas regressoras violam o paralelismo.

O modelo *Partial Proportional Odds* surge então como uma solução intermediária. Ele preserva o paralelismo (coeficientes constantes) para as variáveis que não o violam e relaxa a restrição para aquelas em que, estatisticamente, observa-se um distinto. Em termos práticos, utiliza-se um procedimento, conforme Williams (2006), que, inicialmente, estima a forma geral e, em seguida, executa testes (Wald ou verossimilhança) para cada covariável, averiguando se impor nessa variável gera perda de ajuste significativa. Se não houver perda relevante, a suposição de paralelismo mantém-se para essa variável; se houver, ela permanece livre, com próprio. O método no comando do Stata implementa esse fluxo de maneira iterativa, concluindo com um teste global que avalia se o conjunto de restrições é plausível no modelo final.

Em termos interpretativos, cada ponto de corte no *gologit* pode ser visto como uma regressão logística binária em que “sucesso” significa “estar em categorias ” e “fracasso” refere-se às categorias . Um *odds ratio* (OR) maior que 1 para determinada variável no corte implica que, ao elevar essa covariável, a chance de estar acima de (em relação a estar em ou abaixo) aumenta. Se, em outro corte ′, o mesmo OR ficar abaixo de 1, isso significaria que, ao avançar da categoria ′ para as superiores, a influência daquela covariável é inversa, o que evidencia a necessidade de coeficientes distintos (). Assim, o *gologit* encapsula cenários em que um fator poderia, por exemplo, ter grande peso para distinguir quem permanece além de 1 ano, mas não tanto para separar quem ultrapassa 5 anos.

No contexto da pesquisa, o tempo de permanência no emprego é dividido em faixas ordinais, de modo que cada ponto de corte reflete um limiar relevante, por exemplo, “até 1 ano” “ ano e até 5 anos” vs. “ anos”. Podem existir variáveis que têm efeito uniforme na decisão do trabalhador e/ou do empregador de manter o contrato – por exemplo, a escolaridade, que poderia incrementar de modo geral a chance de estágios mais longos no vínculo. Outras, porém, como setor de atividade ou regime de contratação, poderiam influir muito na “primeira transição” (do vínculo mais curto para um intermediário), mas não tanto na “segunda transição” (do vínculo intermediário para o longo). Nesse caso, a suposição de paralelismo seria incorreta e levaria a interpretações enganosas adotando o *Ordered Logit* estrito. Então o Logit Ordenado Generalizado permite não superestimar parâmetros, como faria um Logit Multinomial, nem subestimar, como num Logit Ordenado.

## Modelo estimado

A pesquisa foca trabalhadores em entidades empresariais regidas por contratos típicos do setor privado. Dessa forma, foram descartados vínculos associados a Administração Pública direta e indireta (unidades estatais, empresas públicas, sociedades de economia mista); Pessoas físicas (casos de empregador PF ou natureza equiparada); Organismos extraterritoriais ou sem fins lucrativos, cujos princípios contratuais não seguem a mesma lógica do setor lucrativo. Com isso, a amostra restringe-se a entidades empresariais – natureza jurídica compatível com atuação no mercado – e vínculos formais registrados.

A fim de abranger somente trabalhadores urbanos sob regime CLT, foram removidas modalidades de contratação que se distanciam desse padrão, tais como: Contratos intermitentes ou de jornada parcial; Vínculos típicos do meio rural; Admissões específicas de servidores (ou equiparáveis), bem como categorias de cessão ou regime jurídico não celetista.

Para manter certa homogeneidade no cálculo de “tempo de permanência”, optou-se por conservar apenas empregados com jornadas semanais de 6 ou 8 horas diárias (tipicamente 30, 36, 40 ou 44 horas semanais) e excluir registros demasiadamente atípicos. Também foram impostos limites razoáveis a períodos de afastamento: por exemplo, licenças ou acidentes que se estendam muito além do período usual, por exemplo, até 120 dias para licença maternidade[[6]](#footnote-5) e até 180 para os demais afastamentos[[7]](#footnote-6).

Os códigos finos de CNAE (código de subclasse da atividade econômica) e de CBO (código da ocupação) foram agregados em grupos macro, evitando dispersão em centenas de categorias pouco frequentes. Paralelamente, foram excluídos setores especificamente relacionados a agricultura, serviços domésticos, organismos internacionais, ou ainda profissões típicas de forças armadas, setor público *et cetera*, dado que não coadunavam com o propósito de estudar relações de trabalho empresariais no meio urbano e algumas poderiam resultar em algum tipo de prediçaõ perfeita no modelo dado a escassez de informações na amostra, como serviços domésticos.

As observações estão concentradas nas três unidades Sul da federação (RS, SC e PR). Foi criada uma variável categórica para representar cada Estado, possibilitando controle regional.

Da mesma forma, comparou-se o período de permanência de indivíduos estrangeiros contra brasileiros, agregando qualquer nacionalidade na amostra diferente da brasileira na categoria estrangeiro.

A idade, por sua vez, é a única categoria contínua na estimação, representando a probabilidade de permanência no emprego para cada ano de idade a mais. INCLUIR IDADE²?

Em relação ao porte do estabelecimento, combinou-se o tamanho por número de empregados com o tipo de atividade, distinguindo entre micro, pequeno, médio e grande, que diverge de indústria para comércio e serviços, conforme categorização da SEBRAE (2013, p. 17).

Os níveis educacionais foram condensados em graus de instrução, por exemplo, “Ensino Fundamental completo”, “Ensino Superior completo”, “Doutorado”.

A variável Raça reflete classificação por cor autodeclarada, porém com exclusão de registros de “não informado”, com fusão de categorias amostralmente minoritárias numa única categoria, os não brancos.

A faixa salarial foi definida a partir do salário nominal, subdividindo intervalos que vão de valores mais baixos até patamares superiores, conforme a divisão por classes econômicas da FGV (2014), trazidos a valor presente com base no IPCA. Embora essa divisão estivesse relacionada à renda familiar, buscou-se uma *proxy* possível para a classe econômica generalizando para salário individual, não familiar.

A variável dependente foi recodificada em três níveis ordinais, indicando faixas de duração do vínculo:

Formalmente, atribuiu-se:

O *Ordered Logit* tradicional supõe a existência de um latente , com ~ logístico padrão, e pontos de corte , estabelecendo:

|  |  |
| --- | --- |
|  | (4) |

Entretanto, como explicado, esse modelo implica a hipótese de paralelismo: o vetor é o mesmo em todos os cortes . Quando certas variáveis mostram efeitos distintos ao transitar de “até 1 ano” para “ ano” e de “até 5 anos” para “ anos”, por exemplo, há violação dessa restrição.

O *Generalized Ordered Logit* permite que o coeficiente seja livre em cada ponto de corte (), resultando em:

|  |  |
| --- | --- |
|  | (5) |

em que pode ocorrer. Todavia, para evitar excesso de parâmetros desnecessários, adota-se o *partial proportional odds*, de forma que apenas as variáveis que efetivamente violarem o paralelismo recebem distintos. As demais se mantêm com invariável.

Considera-se, então, a estimação do *gologit* por meio das seguintes variáveis:

Definindo duas transições (para e , correspondendo aos marcos “ ano” e “ anos”), o *gologit* implica as equações logísticas:

onde a significa que o trabalhador ultrapassou “até 1 ano”, e indica superação de “até 5 anos”. O procedimento (Williams, 2006) testa se para cada variável; se não for rejeitado, a restrição de paralelismo permanece; se for, aquela variável recebe parâmetros diferenciados ().

No contexto empírico, cada e é interpretado como o efeito da covariável em ultrapassar cada ponto de corte, por exemplo, passar de “até 1 ano” para mais de 1, e passar de “até 5 anos” para mais de 5. Se certa variável, por exemplo, escolaridade, retiver o mesmo para ambos os cortes, estará evidenciando impacto uniforme na progressão pelas categorias de tempo de vínculo. Se, ao contrário, a nacionalidade mostrar coeficientes distintos, isso sugere que seu efeito na transição inicial pode divergir substancialmente daquele observado na transição para níveis superiores de permanência.

# RESULTADOS

O teste global de paralelismo (**APÊNDICE A**) sugere não haver violações sistêmicas da hipótese de linhas paralelas para as variáveis que, ao final, ficaram sob restrição. Ou seja, para boa parte delas, pode‐se manter a suposição de efeitos constantes ao longo dos diferentes pontos de corte (“até 1 ano” e “1 a 5 anos”). Já as variáveis em que o teste individual rejeitou a hipótese de paralelismo (Probabilidade < 0,05) foram tratadas de modo flexível – *partial proportional odds* –, admitindo que o efeito delas difira ao comparar “até 1 ano” contra demais faixas e “até 1 ano + 1 a 5 anos” contra “mais de 5 anos”.

O pseudo R² resultante é 0,1254, o que, para estudos com bases de milhões de observações e alta heterogeneidade, não é incomum. Diferentemente do R² clássico, esse indicador não mede necessariamente a fração de variância explicada, mas dá uma ideia de ajuste do modelo logístico. Esse valor indica que ainda há outros fatores não incluídos que também influenciam a duração do vínculo.

Passando aos coeficientes, cada coluna da Tabela 1 descreve o contraste específico: na coluna “Até 1 ano”, avalia‐se como a variável influencia a probabilidade de um trabalhador sair dessa faixa inicial e progredir para “1 a 5 anos ou mais de 5 anos”; na coluna “1 a 5 anos”, examina‐se a transição adicional rumo a “mais de 5 anos”.

**Tabela 1 —** Resultados da estimação

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Modelo Logit Ordenado Generalizado (*Odds Ratio* para a probabilidade de saída do emprego) | | | | | |
| Variável | Categoria | Até 1 ano | | 1 a 5 anos | |
| Sexo | Homem  Mulher | -  1.0350 | \*\*\* | -  1.0886 | \*\*\* |
| Raça | Branco  Não Branco | -  0.7354 | \*\*\* | -  0.6544 | \*\*\* |
| Nacionalidade | Brasileiro  Estrangeiro | -  0.5642 | \*\*\* | -  0.2917 | \*\*\* |
| Idade | - | 1.0370 | \*\*\* | 1.0703 | \*\*\* |
| Escolaridade | Ensino Fundamental  Ensino Médio  Ensino Superior  Mestrado  Doutorado | -  0.9433  0.7282  0.7260  0.8769 | \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\* | -  0.7990  0.6148  0.5220  0.5741 | \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\* |
| Unidade Federativa | RS  SC  PR | -  0.9048  1.0044 | \*\*\* | -  0.9048  0.9723 | \*\*\*  \*\*\* |
| Jornada de trabalho | 8 horas  6 horas | -  1.0328 | \*\*\* | -  1.2240 | \*\*\* |

(Continua)

(Continuação)

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Classificação Ocupacional (CBO) | GG 2  GG 3  GG 4  GG 5  GG 7  GG 8  GG 9 | | -  1.1277  1.3304  0.9567  0.8907  1.1692  1.0196 | \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\* | -  1.1277  1.4477  0.9394  0.8766  1.3209  1.0196 | \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\* |
| Setor Econômico (CNAE) | B, C, D, E  F  G  H  I  J, K, L, M, N  O, P, Q  R, S, U | | -  0.3650  0.7504  0.6206  0.5558  0.7315  0.7697  0.7068 | \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\* | -  0.2813  0.7260  0.4980  0.4979  0.5116  0.7009  0.5932 | \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\* |
| Eventos de Afastamento | Nenhum  Licença-maternidade  Acidente  Doença | | -  6.2365  1.7831  1.4467 | \*\*\*  \*\*\*  \*\*\* | -  1.6547  0.8077  0.9617 | \*\*\*  \*\*\*  \*\*\* |
| Características da Firma | Micro  Porte Pequeno  Porte Médio  Porte Grande | | -  0.8236  0.8590  0.9638 | \*\*\*  \*\*\*  \*\*\* | -  0.8369  0.9213  1.1015 | \*\*\*  \*\*\*  \*\*\* |
| Faixa Salarial (em R$) | Até R$ 2.214  R$ 2.214 a R$ 3.538  R$ 3.538 a R$ 15.254  R$ 15.254 a R$ 19.882  Acima de R$ 19.882 | | -  2.4028  4.2363  7.4380  8.6890 | \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\* | -  2.2496  5.8852  9.8131  9.3585 | \*\*\*  \*\*\*  \*\*\*  \*\*\* |
| Constante | - | | 0.4697 | \*\*\* | 0.0198 | \*\*\* |
| Estatísticas do Modelo | | | | | | |
| Medida | | Valor | | | | |
| Log-Verossimilhança | | -3506746.5 | | | | |
| Pseudo R² (McFadden) | | 0.1254 | | | | |
| Estatística Wald (χ²) (gl = 65) | | 860532.25 \*\*\* | | | | |

Fonte: Produzido pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Nota: As estimativas são interpretadas em termos de *odds ratio*. Valores maiores que 1 indicam aumento da chance de progressão entre categorias, valores menores que 1 indicam redução. Foram utilizados erros-padrão robustos.

\*\*\* Probabilidade a 99% de confiança.

Na variável Sexo, toma‐se o masculino como base. Os coeficientes para “Mulher” indicam que mulheres têm probabilidade maior de ultrapassar tanto o primeiro ano quanto os cinco anos de emprego. Por exemplo, um *odds ratio* em torno de 1,04 em “Até 1 ano” implica acréscimo de cerca de 4% na chance de sair dessa faixa, enquanto o valor próximo de 1,09 em “1 a 5 anos” significa algo em torno de 9% a mais de probabilidade de alcançar vínculos superiores a cinco anos. Esse resultado sugere que, na amostra, mulheres acabam efetivamente consolidando relações de trabalho mais longas, mesmo existindo hipóteses como interrupções por maternidade ou dupla jornada.

Para Estado, tendo o Rio Grande do Sul (RS) como referência, Santa Catarina (SC) exibe coeficientes abaixo de 1 na transição inicial (cerca de 0,91), sugerindo algo em torno de 9% menos chance de ultrapassar 1 ano do que o RS. Já o Paraná (PR), em torno de 1,01 ou 0,97, não difere muito na primeira transição, mas reduz a probabilidade de chegar a “mais de 5 anos”, indicando que, a longo prazo, os vínculos por lá são menos propensos a superarem essa marca. Fatores regionais, como rotatividade setorial e características das firmas locais, podem justificar esses números.

O grupo não branco, comparado ao branco, apresenta coeficientes cerca de 0,74 no primeiro corte e 0,66 no segundo, ou seja, de 26% a 34% menos chance de ascender para vínculos superiores em cada estágio. Isso sugere uma desvantagem persistente para trabalhadores não brancos, possivelmente refletindo acesso diferenciado a postos de trabalho mais estáveis.

Em relação à Escolaridade, a referência é “Ensino Fundamental Completo”. Apenas graus de instrução completos estão inclusos, de forma a tentar analisar o efeito diploma sobre estabilidade dos vínculos de emprego. Curiosamente, Ensino Médio Completo e Ensino Superior aparecem abaixo de 1 na maior parte das transições, o que pode significar cerca de 20% a 30% de probabilidade menor de permanecer por mais tempo na mesma função. Interpreta‐se tal achado como indício de maior rotatividade voluntária: trabalhadores com mais estudo tendem a trocar de emprego com mais frequência ou aproveitar oportunidades melhores, não chegando, portanto, a ficar muitos anos em um só lugar. Mestrado e Doutorado, em que pese normalmente a expectativa de maior estabilidade, também se situam abaixo de 1, talvez devido à alta mobilidade desse estrato.

Idade é uma variável contínua, de modo que cada incremento de 1 ano está associado a um *odds ratio* maior que 1, cerca de 1,04 a 1,07 nas duas colunas. Em termos probabilísticos, cada ano adicional eleva em 4% a 7% a probabilidade de ultrapassar as faixas “até 1 ano” e “1 a 5 anos”, condizendo com a ideia de que trabalhadores mais experientes, por deterem capital humano específico, alcançam mais facilmente vínculos de longa duração.

A respeito da CBO (Grupo Ocupacional), tomando “Profissionais das ciências e das artes” (GG 2) como base, os “Técnicos de nível médio” (GG 3) e “Trabalhadores de serviços administrativos” (GG 4) mostram *odds ratio* acima de 1, sugerindo maior propensão de migrar para estágios longos (10% a 40% em geral). Já “Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio” (GG 5) ou “Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais (função manual/leve/familiar)” (GG 7) exibem menor chance de ultrapassar as barreiras de tempo, cerca de 4% a 11% abaixo para o primeiro corte. Em contrapartida, “Trabalhadores de produção em máquinas e equipamentos” (GG 8) e “Manutenção e reparação” (GG 9) aproximam-se e superam 1, indicando que a mecânica industrial ou reparos tendem a vínculos mais duradouros, possivelmente por demanda continuada de tais serviços, o que incentiva o esforço em manter essa mão de obra por possível dificuldade de reposição imediata.

Sobre a CNAE (Setor de Atividade), a referência é “Indústria Geral” – setores B, C, D e E. “Construção (F)” revela coeficientes bastante abaixo de 1, mostrando até 60% a 70% menor chance de alcançar vínculos superiores, consistente com elevada rotatividade no setor ou até empregos sazonais. Outros setores, como “Comércio (G)” ou “Serviços como H, I e outros.”, situam-se ligeiramente abaixo de 1, refletindo um padrão de rotatividade moderada. Segmentos ligados a atividades profissionais, científicas ou administrativas – J, K, L, M e N – chegam a cerca de 0,51 no segundo corte, exibindo até 49% de chance a menos de ultrapassar “1 a 5 anos”. Salienta‐se, porém, que algumas ocupações desses setores podem ter forte mobilidade voluntária, que é um dos tipos de desligamentos que fazem parte da base.

Estrangeiros detêm cerca de 57% – no primeiro corte – e 29% – no segundo corte – da chance de migrar para as faixas mais longas, comparados a brasileiros, denotando uma probabilidade notavelmente mais baixa de se estabelecerem em vínculos extensos. As causas podem ser contratuais, legais ou mesmo preferências de deslocamento.

Em Afastamentos, com “Nenhum afastamento” como base, “Licença‐maternidade” mostra valores bem acima de 1 – cerca de 6,24 no primeiro corte –, evidenciando a proteção legal que praticamente assegura ultrapassar 1 ano. “Acidente” e “Doença” têm resultados ao redor de 1,5 a 1,8 no primeiro corte, mas próximos de 0,81 a 0,96 no segundo, sugerindo que, embora consigam ultrapassar o estágio inicial, podem ficar aquém na transição além de 5 anos, possivelmente pela continuidade de problemas de saúde ou fragilização do vínculo.

Em Porte, comparado a “Micro”, as empresas de porte “Pequeno” ou “Médio” mostram coeficientes abaixo de 1 para quase todas as faixas, tipicamente significando menor chance de ascender além de 1 ano e 5 anos. “Grande Porte”, por sua vez, aproxima-se de 1 e ultrapassa levemente no segundo contraste, interpretando‐se como maior segurança no longo prazo, embora nem sempre garanta escapar do primeiro ano, o que pode ser uma combinação da capacidade de rotatividade com a junção da retenção de funcionários que se mostraram menos dispensáveis durante o período inicial de avaliação da nova contratação.

“6 horas” face a “8 horas” indica *odds ratio* de cerca de 1,03 a 1,23, implicando 3% a 23% a mais de chance de migrar para vínculos superiores. Pode estar associado a um regime de trabalho específico que preserva o emprego e reduz demissões. Lembrando que foram excluídos vínculos relacionados a Sociedades de Economia Mista e Empresas Públicas, onde podem-se existir cargas horárias de 6 horas diárias, ao menos no setor bancário. Portanto, as cargas horárias analisadas refletem vínculos do mercado de capital privado, não envolvendo administração pública.

Para Faixa Salarial, “Até R$2.214” serve de referência, e todas as demais faixas apresentam coeficientes claramente acima de 1. Salários intermediários – R$2.214 a R$3.538 – duplicam ou mais que duplicam a probabilidade de ultrapassar tanto 1 ano quanto 5 anos; faixas muito altas – acima de R$19.882 – chegam a multiplicar em 8 a 9 vezes. Isso mostra que remunerações superiores funcionam como fator de retenção e baixam a propensão ao desligamento precoce.

No conjunto, os achados sugerem que idade e salários mais altos são componentes centrais para a permanência em faixas de emprego mais longas, enquanto maior escolaridade e alguns setores ou ocupações se associam a rotatividade ou buscas de oportunidades melhores, reduzindo a duração no mesmo estabelecimento.

# CONCLUSÃO

Os achados deste estudo evidenciam que a transição para categorias mais longas de permanência no emprego depende de um conjunto diverso de determinantes ligados tanto às características individuais quanto às condições de trabalho. Primeiramente, observou-se que a idade maior, em linha com a teoria do capital humano, está associada a uma probabilidade maior de permanência no emprego, sugerindo que a experiência acumulada gera ganhos de produtividade e/ou maior valorização pelo empregador.

Em segundo lugar, constatou-se um resultado aparentemente paradoxal, diplomas de Ensino Médio ou Superior reduzem as chances do trabalhador chegar a faixas maiores de tempo de emprego, o que pode refletir maior rotatividade voluntária e abertura de oportunidades em outros vínculos para quem detém mais qualificação. Esse efeito se intensifica em alguns grupos, a exemplo daqueles com nível de Mestrado ou Doutorado, sublinhando a dinâmica de *turnover*.

A dimensão de raça revelou desvantagens significativas para trabalhadores não brancos, que apresentam menor probabilidade de avançar para estágios prolongados do mesmo vínculo. Já em termos de gênero, as evidências sugerem que, na amostra utilizada, as mulheres tendem a ascender às faixas superiores com maior facilidade, de modo contraintuitivo aos relatos usuais de interrupções de carreira.

A heterogeneidade setorial e ocupacional também foi marcante. Setores como Construção (F), em geral, dificultam a progressão, ao passo que faixas salariais mais elevadas favorecem a retenção de mão de obra pelo maior custo de substituição de empregados qualificados, que recebem salários maiores. Observou-se ainda a influência do porte empresarial, especificamente das microempresas, bem como dos tipos de afastamentos com licenças legais, como a licença-maternidade, elevam a probabilidade de alcançar ao menos 1 ano de emprego.

Os testes de ajuste validam o uso do Logit Ordenado Generalizado como ferramenta adequada para contemplar discrepâncias nos efeitos de certas covariáveis entre as transições “Até 1 ano” e “1 a 5 anos”. Conclui-se que, embora escolaridade e idade sejam fatores-chaves, outras dimensões – tais como setor produtivo, características ocupacionais, gênero e desigualdades raciais – moldam o panorama da permanência no emprego.

# REFERÊNCIAS

ABRAHAM, Katharine G.; FARBER, Henry S. Job Duration, Seniority, and Earnings. **The American Economic Review**, [*s. l.*], v. 77, n. 3, p. 278-297, 1987.

BECKER, Gary Stanley. **Human Capital**: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education. 3. ed. Chicago: The University of Chicago Press, 1994. 390 p. ISBN 0-226-04119-0.

BURDETT, Kenneth. A Theory of Employee Job Search and Quit Rates. **The American Economic Review**, [*s. l.*], v. 68, n. 1, p. 212-220, 1978.

DE OLIVEIRA, Ramon. Educação, pobreza e emprego: uma análise a partir das categorias escolaridade, gênero e cor. **Perspectiva**, *[S. l.]*, v. 31, n. 2, p. 687–719, 2013.

DO MONTE, Paulo Aguiar; DE ARAÚJO, Tarcisio Patrício; DE LIMA, Roberto Alves. Primeiro emprego e reemprego: análise de inserção ocupacional e duração do desemprego no Brasil metropolitano. **Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 3, n. 1, p. 133-171, 2005.

FGV. **Qual a faixa de renda familiar das classes?** 2014. Disponível em: https://cps.fgv.br/qual-faixa-de-renda-familiar-das-classes. Acesso em: 27 mar. 2025.

FU, Vincent Kang. sg88: Estimating generalized ordered logit models. *Stata Technical Bulletin*, v. 44, p. 27–30, 1998. In: *Stata Technical Bulletin Reprints*, v. 8, p. 160–164. College Station, Texas: Stata Press.

GONZAGA, Gustavo; MALONEY, William F.; MIZALA, Alejandra. Labor Turnover and Labor Legislation in Brazil [with Comments]. **Economía**, [*s. l.*], v. 4, n. 1, p. 165-222, 2003.

PONTES, Raquel Pereira; BARBOSA, Marcio Nora; SILVEIRA, Leonel dos Santos; COSTA, Lorena Vieira. O comportamento de jovens e adultos no mercado de trabalho brasileiro com relação à permanência no emprego. **Revista de Economia Contemporânea**, [*s. l.*], v. 22, n. 3, p. 1-23, 2018.

SARATHY, Ravi; BARBOSA, Jenny Dantas. Fatores explicativos da permanência e saída do emprego. **Revista de Administração de Empresas**, [*s. l.*], v. 21, n. 1, p. 17-29, 1981.

SAVIANI, Dermeval. Trabalho e educação: fundamentos ontológicos e históricos. **Revista Brasileira de Educação**, [*s. l.*], v. 13, n. 34, p. 152-180, 2007.

SEBRAE (Org.). **Anuário do trabalho na micro e pequena empresa: 2013**. 6. ed. Brasília, DF: DIEESE, 2013. 284 p. ISSN 1983-2095.

SILVA, Lucas Adriano; DE FARIA, Antônio Cláudio Lopes; TEIXEIRA, Evandro Camargos. Desigualdade racial no mercado de trabalho formal brasileiro. **Revista Perspectivas Online: Humanas & Sociais Aplicadas**, [*s. l.*], v. 11, n. 30, p. 51-67, 2021.

STIGLER, Geroge J. Information in the Labor Market. **Journal of Political Economy**, [*s. l.*], v. 70, n. 5, p. 94-105, 2007.

WILLIAMS, Richard. Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables. *The Stata Journal*, v. 6, n. 1, p. 58–82, 2006.

# APÊNDICES

**Apêndice A –** Teste de suposição de retas paralelas

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Testes individuais | | | |
| Variável | Categoria | Probabilidade | Probabilidade |
| Sexo | Homem  Mulher | -  0.000 | -  0.0000 |
| Estado | RS  SC  PR | -  0.000  0.000 | -  0.5303 \*  0.0000 |
| Raça | Branco  Não Branco | -  0.000 | -  0.0000 |
| Escolaridade | Ensino Fundamental  Ensino Médio  Ensino Superior  Mestrado  Doutorado | -  0.000  0.000  0.000  0.000 | -  0.0000  0.0000  0.0000  0.0000 |
| Idade | - | 0.000 | 0.0000 |
| CBO | GG 2  GG 3  GG 4  GG 5  GG 7  GG 8  GG 9 | -  0.005  0.000  0.001  0.020  0.000  0.029 | -  0.6591 \*  0.0000  0.0007  0.0015  0.0000  0.5454 \* |
| CNAE | B, C, D, E  F  G  H  I  J, K, L, M, N  O, P, Q  R, S, U | -  0.000  0.000  0.000  0.000  0.000  0.000  0.000 | -  0.0000  0.0000  0.0000  0.0000  0.0000  0.0000  0.0000 |
| Nacionalidade | Brasileiro  Estrangeiro | -  0.000 | -  0.0000 |
| Afastamento | Nenhum  Licença-maternidade  Acidente  Doença | -  -  -  - | -  0.0000  0.0000  0.0000 |
| Porte | Micro  Pequeno  Médio  Grande | -  0.000  0.000  0.000 | -  0.0001  0.0000  0.0000 |
| Horas | 8 horas  6 horas | -  0.000 | -  0.0000 |
| Salário | Até R$ 2.214  R$ 2.214 a R$ 3.538  R$ 3.538 a R$ 15.254  Salário.R$ 15.254 a R$ 19.882  Acima de R$ 19.882 | -  0.000  0.000  0.000  0.000 | -  0.0000  0.0000  0.0000  0.0428 |

(Continua)

(Continuação)

|  |  |
| --- | --- |
| Teste global (com restrições) | |
| (Graus de liberdade) | Probabilidade |
| 0.95 (3) | 0.8127 |
| Teste global (sem restrições) | |
| (Graus de liberdade) | Probabilidade |
| 95605.50 (34) | 0.000 |

Fonte: Produzido pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

O teste foi feito estimando um Logit Ordenado padrão para mostrar a violação da suposição de retas paralelas, enquanto o mostra as restrições impostas dado uma significância de 5%. Isso é para mostrar que houve violação da hipótese no Logit Ordenado e que o problema foi solucionado com as restrições impostas pelo *Partial Proportional Odds*.

\* Variáveis restringidas tolerando nível de significância de 5%.

Colocar o Teste da Hipótese de *Independence of Irrelevant Alternatives* para o Logit Multinomial

1. Mestrando no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal do Rio Grande. E-mail: lopesmiguel100@gmail.com. [↑](#footnote-ref-0)
2. Professor Adjunto do Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis e do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal do Rio Grande. E-mail: etillmann@gmail.com. [↑](#footnote-ref-1)
3. Professor Associado II do Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis e do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal do Rio Grande. E-mail: tgibran@hotmail.com. [↑](#footnote-ref-2)
4. LEMBRAR DE COLOCAR [↑](#footnote-ref-3)
5. “A constatação de que trabalhadores em empregos de maior duração ganham mais a cada ano no emprego do que trabalhadores em empregos de menor duração é confirmada.” (N.T.) [↑](#footnote-ref-4)
6. Conforme o Art. 392 da CLT. [↑](#footnote-ref-5)
7. Conforme a Portaria Conjunta MPS/INSS nº 38/2023, para caso afastamente por doença ou acidente. [↑](#footnote-ref-6)