

EXPERIÊNCIA DOCENTE E DESEMPENHO ESCOLAR: TESTANDO UMA HIPÓTESE DE UM RELACIONAMENTO NÃO LINEAR

Leonardo Luz

Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF). Mestre em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da UFJF. Doutor em Economia pelo PPGE da UFJF. Professor adjunto no Departamento de Economia da UFJF.

E-mail: l.nevesluz@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0002-3235-9662>

Marcílio Zanelli

Bacharel em Física e em Ciências Econômicas pela UFJF. Mestre em Economia Aplicada pelo PPGE da UFJF. Doutor em Economia pelo PPGE da UFJF. Professor adjunto no Departamento de Economia da UFJF.

E-mail: marcelio.zanelli@ufjf.edu.br

 <https://orcid.org/0000-0001-8616-0694>

Como citar este artigo: Luz, L., & Zanelli, M. (2022). Experiência docente e desempenho escolar: Testando uma hipótese de um relacionamento não linear. *Revista de Economia Mackenzie*, 19(1), 90–114. doi:10.5935/1808-2785/rem.v19n1p.90-114

Recebido em: 30/08/2021

Aprovado em: 11/03/2022



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição Não Comercial 4.0 Internacional

Resumo

Este trabalho tem por objetivo analisar a relação entre experiência do professor e qualidade educacional no Brasil. Foi formulada a hipótese da curva de experiência docente (CED) para verificar se a experiência do professor apresenta uma relação quadrática com o desempenho dos estudantes em exames de proficiência. Foi construído um painel de escolas com os dados da Prova Brasil para os anos de 2007, 2009 e 2011, em que os níveis de proficiência médios escolares em Matemática e Língua Portuguesa foram regredidos contra o polinômio quadrático da experiência média docente, como procedido por Grossman e Krueger (1995) para verificar a hipótese da curva de Kuznets ambiental e Lim e Tang (2008) para testar a curva de Kuznets educacional. Os resultados indicaram que não há evidências para validar a hipótese da CED.

Palavras-chave: dados em painel; desempenho escolar; efeitos fixos; experiência docente; Prova Brasil.

Classificação *JEL*: I200, I210, I240.

INTRODUÇÃO

Embora muitos estudos apontem que as características individuais e socioeconômicas do aluno sejam o componente mais importante para explicar o desempenho educacional deles, diversos trabalhos realinharam os insumos escolares aos principais determinantes da *performance* acadêmica como Rivkin et al. (2005). Dentre as variáveis do lado da oferta do sistema, *i.e.*, os insumos escolares, Hanushek (1986) afirma que aquela mais relevante para explicar a variação do desempenho é a experiência em sala de aula do docente. A forma funcional dessa relação, contudo, não é consensual (Rockoff, 2004).

Este trabalho busca elucidar o relacionamento entre qualidade educacional e experiência em docência do professor, propondo a hipótese de que a relação siga uma forma funcional não linear. A hipótese foi construída com base em resultados apresentados na literatura empírica acerca do comportamento da experiência do professor, em tempo de exercício da profissão.

A hipótese assume que o professor, em seus primeiros anos de profissão, tende a ser mais eficaz em suas funções, crescendo a taxas decrescentes até alcançar um ponto de máxima habilidade. A partir daí, o efeito da experiência

passaria a se reduzir, e a função passaria a decrescer a taxas crescentes. Isso se justifica porque há uma combinação de fatores, os efeitos *learning by doing*, *selection* e *vintage* (Murnane & Phillips, 1981). A conjunção dos efeitos supracitados produziria uma forma funcional quadrática para a relação entre qualidade educacional e experiência docente, que chamaremos de curva de experiência docente (CED). Ainda que não tenha sido empiricamente testada, a hipótese foi levantada por Walsh (2001), a partir da observação de diversos trabalhos envolvendo a relação entre qualidade e experiência docentes.

A validade da hipótese foi testada mediante um painel de dados de escolas para as informações contidas nos questionários e nas notas das escolas na Prova Brasil de 2007, 2009 e 2011, para a quinta série do ensino fundamental. Como medida para a qualidade educacional, foi adotada a nota média escolar obtida pelos alunos, conforme sugere Hanushek (1986). A estratégia para verificação da hipótese foi baseada naquela utilizada para verificar a curva de Kuznets educacional, que relaciona a escolarização dos estudantes com medidas de dispersão que podem ser desvio-padrão ou os índices de Gini e Theil¹. Este comportamento parabólico, por sua vez, foi adaptado do trabalho de Kuznets (1974), que teorizou uma relação sob a forma de *U* invertido entre o crescimento econômico e a concentração de renda nos países².

O procedimento metodológico seguiu o proposto por Grossman e Krueger (1995)³ e Lim e Tang (2008), que consiste em testar a significância do termo quadrático da variável de interesse, neste artigo, a experiência do professor. Caso a hipótese nula do coeficiente de interesse seja rejeitada, há evidência estatística de que a hipótese é válida. Foi, ainda, testada a significância do termo cúbico da experiência do professor para verificar se há um caráter cíclico da qualidade discente ao longo do ciclo de vida profissional docente.

Este trabalho divide-se em três partes, além desta introdução. Na primeira, apresentar-se-á uma revisão da literatura empírica pertinente aos retornos da experiência do professor sobre o desempenho do estudante e a fundamentação para a construção da hipótese da CED; a segunda desenvolve os aspectos metodológicos; a terceira parte discute os resultados; e, por fim, são tecidas as considerações finais.

1 Mais detalhes em Lim e Tang (2008).

2 À medida que o crescimento econômico aumenta, o nível de desigualdade também cresce, sob taxas decrescentes, medida pelo índice de Gini. A função mantém o comportamento até um ponto de máximo, quando a curva inflexiona e passa a decrescer.

3 Grossman e Krueger (1995) testaram a hipótese da curva de Kuznets ambiental, que relaciona o crescimento econômico dos países com uma medida de degradação ambiental.

1

REVISÃO DE LITERATURA

Embora, desde a publicação do *Coleman Report*, em 1966, o efeito do *background* familiar tenha assumido papel preponderante nos estudos sobre os determinantes da qualidade educacional, diversos trabalhos têm identificado um papel importante das características do professor. De acordo com Rivkin e Hanushek (2006), a performance discente é mais sensível à qualidade docente do que a quaisquer outros componentes da oferta educacional. Grande parte da explicação reside no fato de o professor exercer o controle dos principais canais diretos e discricionários de determinação do aprendizado (Kim & Seo, 2018).

Hanushek e Rivkin (2006) apontam experiência, salário e formação como as características observáveis dos professores mais responsivas ao desempenho discente. O papel exercido pela experiência reside no fato de que, apesar de aprender as ferramentas básicas para a docência em seu processo de formação acadêmica, o professor apenas consegue desenvolver-se plenamente por meio da aquisição de uma reflexão extensiva do processo educacional por meio da exposição a toda variedade de vivências que a sala de aula oferece (Ladd & Sorensen, 2017). Ainda que grande parte dos trabalhos identifique um relacionamento positivo entre desempenho discente e experiência do professor (Rice, 1999; Jepsen & Rivkin, 2002; Nye, Konstantopoulos & Hedges, 2004; McPherson, 2006; Kane, Rockoff & Staiger, 2008; Buddin & Zamarro, 2009; Santibañez, 2006; Wink & Stein, 2016; Marioni, Freguglia & Menezes-Filho, 2020), não raro se encontram resultados que apontam efeitos não significativos ou até mesmo negativos (Goldhaber & Brewer, 1997; Koh & Tan, 1997; De Witte e Rogge, 2011; Ladd & Sorensen, 2017; Westerlin, 2020).

Hanushek (2003), em uma revisão de literatura sobre os determinantes do desempenho educacional, identificou que 66% dos 206 estudos analisados apresentaram parâmetros não significativos para a experiência. Dos 44% cujas estimativas se mostraram significativas, 29% apresentaram-se positivos, enquanto apenas 5% evidenciaram um relacionamento negativo. Tais resultados, porém, de acordo com Hanushek e Rivkin (2006), ampliam ainda mais a controvérsia sobre o impacto da experiência, uma vez que grande parte dos estudos analisados não possui rigor metodológico satisfatório.

Hanushek (2006), em nova revisão de literatura, verificou uma série de estudos em que apenas 29% apresentaram efeitos positivos e significativos, e ainda aponta que possíveis efeitos de autosseleção podem ter enviesado muitos

resultados, visto que professores mais experientes podem ter premência na escolha das turmas, preferindo as melhores, implicando *causação reversa*.

Hanushek e Luque (2003) identificaram que, para alunos de nove anos de idade, de 17 países avaliados, apenas quatro apresentaram parâmetros significativos. Para a amostra de alunos de 13 anos de idade, dos 33 países estudados, em quatro países os coeficientes estimados foram significativos e positivos. Dentre os 12 países que apresentaram relacionamento negativo, apenas três mostraram-se significativos.

Os primeiros resultados importantes a indicar um relacionamento não linear entre o desempenho dos alunos e a experiência do professor foram apresentados por Murnane e Phillips (1981). Os autores atribuem o resultado aos efeitos *learning by doing*, *vintage effects* e *selection effects*. O primeiro fenômeno diz respeito à melhoria do desempenho em sala de aula pelo aprendizado gerado no exercício profissional *per se*, de modo que o professor adquire maiores habilidades exercendo a profissão. Os *selection effects* tendem a gerar, similarmente, um comportamento positivo para a experiência em relação à qualidade do docente, sob a forma de uma autosseleção, tal que a habilidade média dos professores em um dado estágio da carreira diferencia-se daquela observada em professores menos experientes em função de uma tendência de melhores profissionais manterem-se na profissão, enquanto os menos talentosos seriam propensos a abandoná-la. Por sua vez, os *vintage effects*, que consistem nos diferenciais dos efeitos médios sobre a habilidade dos professores gerados pelas diferenças salariais entre as escolas, podem tanto impulsionar a melhoria na capacidade de ensinar adquirida pela experiência quanto a reverter.

Hanushek et al. (2006), Rockoff (2004) e Walsh (2001) atribuem a diferença nesses resultados a um provável relacionamento não linear entre as variáveis. A partir da década de 1990, novos estudos iniciaram um relacionamento não linear (Langbein, 1994; Jepsen & Rivkin, 2002; Croninger et al, 2007; Irvine, 2019). Rockoff (2004) concluiu que, para testes de vocabulário e matemática, há existência de comportamento marginal decrescente para a experiência até o sexto e quinto ano de licenciatura, respectivamente, quando os retornos passam a ser decrescentes. O comportamento verificado nos testes de computação matemática é representado por uma função cúbica, positivos e decrescentes até o terceiro ano, passando a ser decrescente até o nono ano, quando atinge um ponto mínimo e inicia um caminho de ascendência. O resultado para leitura, por sua vez, indicou uma função linear e positivamente inclinada. No que se refere à significância estatística dos testes, os resultados para a estimação das provas de Matemática mostraram-se significativos apenas para os primeiros dois anos de experiência. O único teste a apresentar um padrão

linear e positivo, leitura, apresentou coorte no 11º ano, de modo que uma inflexão poderia ser verificada em caso de a amostra abranger um período de experiência superior. Clotfelter et al. (2006), para testes de matemática e linguagem, encontraram resultados similares, em que professores entre três e cinco anos de experiência geram melhores resultados comparados aos demais.

Rikvin et al. (2005) evidenciaram um relacionamento positivo durante os cinco primeiros anos de exercício profissional. Durante o primeiro e após o quinto ano, os efeitos já não são significantes. Os autores identificaram que os efeitos positivos nos cinco primeiros anos crescem a taxas decrescentes e, a partir do segundo ano, diminuem até perderem a significância. Os autores estimaram os coeficientes para experiência do professor pela variação *intra* e *entre* professores. Como os efeitos estimados foram muito similares, concluíram que no primeiro ano de profissão o efeito *learning by doing* é dominante, perdendo força posteriormente.

Hanushek et al. (2005) encontraram resultados similares, identificando impactos significativos da experiência durante o primeiro ano, amenizando-se subsequentemente. Os autores sugeriram um comportamento não linear para o retorno da experiência. Analogamente a Murnane e Phillips (1981), identificaram efeitos *learning by doing* e *non-random selection*, com ênfase ao último, intuindo que, se professores mais talentosos tendem a não abandonar a profissão, estimar o retorno da experiência captura, em média, mudanças na qualidade do corpo docente. Os *vintage effects* foram elencados como determinantes que podem afetar o esforço dos professores, atuando diretamente em seu rendimento. Os autores concluem que esses efeitos aumentam a probabilidade de uma relação altamente não linear entre as variáveis.

Walsh (2001) aponta que muitas pesquisas identificam que professores produzem resultados melhores em alguns anos de experiência até certo momento em que sua efetividade inicia um movimento de queda, sugerindo um relacionamento com formato de *U* invertido. Tal comportamento poderia ser causado por um esgotamento profissional ou pela evasão de professores da carreira, operando um efeito de seleção invertido. As abordagens de Murnane e Phillips (1981) e Walsh (2001) diferem pela preposição da forma funcional que relaciona as variáveis. Os primeiros não definem uma forma estilizada, podendo haver diferentes consequências da operação dos efeitos elencados, ao passo que a segunda assume a premência de efeitos adversos à efetividade docente em certo momento da carreira, precedida por um período de melhoria do desempenho motivado pelo efeito do tipo *learning by doing*, resultando em uma forma funcional claramente definida.

Dentre os trabalhos para dados brasileiros, destaca-se o de Biondi e Felicio (2008), que encontraram retornos negativos para profissionais com até dois anos de experiência em relação aos professores dotados de experiência entre dois e 15 anos. Aqueles com mais de 15 anos de experiência, por sua vez, apresentaram efeitos insignificantes.

De posse dos resultados apresentados, é possível considerar a hipótese de um relacionamento não linear para os retornos da experiência do professor. A combinação dos três efeitos gerados pela experiência do professor, apontados por Murnane e Phillips (1981), permite intuir um comportamento quadrático para a relação entre experiência docente e performance estudantil. As evidências empíricas sugerem uma predominância do efeito *learning by doing* no início imediato da carreira docente. Rivkin et al. (2005) apontam que o fraco desempenho dos professores em início imediato de carreira – primeiro ano – é oriundo da necessidade de os novos professores desenvolverem habilidades concomitantemente a aspectos alternativos à atuação em sala de aula *stricto sensu*, sendo um período de ajustamento na profissão. Após esse estágio inicial, sugere-se uma convivência dos efeitos *learning by doing* e de seleção.

À medida que o período de ajustamento se encerra, o aprendizado pela prática continua a melhorar as habilidades dos profissionais. Entretanto, surge um efeito de seleção já durante a fase de ajustamento que expulsa os profissionais sem talento, selecionando os melhores, de modo que a inclinação da curva pode se mostrar ascendente.

Com o esgotamento dos efeitos *learning by doing* e de seleção, poderia se verificar uma predominância do efeito *vintage*. A estrutura de incentivos do professor, determinante na opção de aperfeiçoar suas habilidades e desenvolver um trabalho continuamente melhor, pode alterar-se, implicando uma redução da qualidade do trabalho. Nesse ponto, a curva iniciaria sua trajetória descendente.

Ainda que muitos trabalhos tenham a experiência docente como argumento a ser verificado para explicar o desempenho discente em modelos inferenciais que utilizem exames de proficiência como medida para qualidade educacional, não há na literatura brasileira trabalhos que tenham se debruçado, focalmente, na relação entre as duas variáveis, identificando apenas a significância da experiência para explicar a variabilidade da performance acadêmica, sem que se construa uma hipótese sobre a forma funcional desse relacionamento. Este estudo contribuiu com a literatura ao estabelecer e testar uma hipotética forma funcional que descreva como se comporta a relação, permitindo, de forma exploratória, abrir caminho para a melhor compreensão de como se operacionaliza a experiência como vetor de determinação da qualidade educacional.

2

ASPECTOS METODOLÓGICOS

■ 2.1 Especificação do modelo e estratégia econométrica

Foi utilizada uma abordagem econométrica de painel de dados de escolas para os anos de 2007, 2009 e 2011, considerando a forma reduzida de uma função-produção educacional (FPE), que relaciona as características individuais e escolares, em nível médio escolar, com a nota média em testes padronizados como *proxy* para eficácia educacional, definida pela Equação (1):

$$Y = f(F, S, T) \quad (1)$$

Em que Y é o desempenho dos alunos nos testes; F é o vetor de insumos das características individuais e familiares dos estudantes; S é o vetor de insumos das características da escola; T é o vetor de insumos do corpo docente.

A Equação (2) é assumida estritamente crescente e côncava em seus argumentos ($f'(F, S, T) > 0$ e $f''(F, S, T) < 0$), de modo que a matriz hessiana é positiva definida e a função é estritamente côncava, garantindo um resultado ótimo.

Todd e Wolpin (2003) apresentaram um modelo geral para a FPE, sendo a especificação aqui adotada chamada *contemporânea*. Essa abordagem assume que as variações nos insumos em diferentes períodos da vida do indivíduo se compensam, tal qual uma tecnologia de substitutos perfeitos. Os insumos e produto da função-produção se relacionam por meio de medidas contemporâneas, ou seja, os argumentos da função encontram-se na mesma unidade temporal da variável dependente, sendo o desempenho dos estudantes uma função dos insumos contemporâneos.

A proficiência dos alunos pode ser influenciada por uma gama de características não observadas, desde incentivos gerados dentro da escola, empenho familiar, características de urbanização e facilidade ao acesso escolar no município, até capacidades inatas ao aluno, que explicam a variação das notas. A adoção de *pooled ordinary least squares* (Pols), embora aumente o tamanho da amostra e gere ganhos de eficiência, não inclui as características não

observáveis, podendo implicar viés de variável omitida, tornando as estimativas por mínimos quadrados ordinários (MQO) enviesadas.

As características não observadas que podem afetar o rendimento dos indivíduos precisariam ser acompanhadas longitudinalmente. Todavia, a adoção de um painel de efeitos não observados individuais torna-se inviabilizada pela inexistência de dados de domínio público que sejam longitudinais em nível individual. Assumindo a hipótese de que há pouca variância na composição socioeconômica dos estudantes de uma mesma escola no tempo, ou seja, não é esperada uma mudança substancial no perfil do alunado de uma mesma escola, a adoção de um *pooled* em nível escolar permitiria o controle para características não observadas das escolas que impactam os *scores* médios, sem perda de generalidade.

Em prol de identificar a presença de efeitos não observados no modelo, fez-se uso do teste de Breusch-Pagan, que permite a identificação da existência de variáveis não observadas. Para identificar se os efeitos não observados das escolas são fixos ou aleatórios, utilizou-se o teste de Hausman. Como demonstrado na Tabela 3, os testes indicaram a presença de efeitos fixos. A hipótese de identificação da abordagem de efeitos fixos é dada por (2):

$$E[U_{it} | X_i, c_i] = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

Em que U é o erro aleatório, X é o vetor de variáveis de controle e c é o efeito não observado. Fica garantida a independência entre as características observáveis e não observáveis, não correlacionadas com as variáveis de controle, sendo respeitada a hipótese da ortogonalidade.

Uma hipótese de identificação adicional deve ser assumida: os efeitos não observados devem ser uniformemente distribuídos entre as observações. Considerando um choque verificado entre os anos compreendidos na amostra, em qualquer variável especificada, a consistência das estimações somente será garantida se esse choque afetar todas as observações.

Com base na especificação adotada por Grossman e Krueger (1995) e na proposição de Todd e Wolpin (2003), o modelo foi especificado conforme a expressão (3).

$$Y_{itd} = \beta_0 + S_{itd}'\beta_1 + T_{itd}'\beta_2 + E_{itd}'\beta_3 + Exp_{itd}'\beta_4 + Exp_{itd}^2'\beta_5 + Exp_{itd}^3'\beta_6 + c_i + \varepsilon_{itd} \quad (2)$$

Em que Y_{it} é o logaritmo natural da média da proficiência da escola i no ano t , em língua portuguesa/matemática; β_0 é a constante do modelo; S_{it} é o vetor de variáveis de controle referentes ao estudante da escola i no ano t , em média por escola; T_{it} é o vetor de variáveis de controle referentes ao professor de língua portuguesa/matemática da escola i no ano t , em média por escola; E_{it} é o vetor de variáveis de controle referentes à escola i no ano t , em média por escola; Exp_{it} é a variável referente à experiência, em anos, do professor de língua portuguesa/matemática da escola i no ano t , em média por escola; Exp_{it}^2 é o termo quadrático da variável anterior; Exp_{it}^3 é o termo cúbico; c_i é o efeito específico não observado da escola i ; ε_{it} é o erro aleatório do modelo; o subscrito d indica a disciplina, língua portuguesa e matemática, tal que foram estimados dois modelos para cada uma. Foram especificadas *dummies* para efeitos fixos temporais para capturar determinantes não observáveis em cada um dos períodos de análise. De acordo com De Bruyn et al. (1998), a expressão (3) deriva de relações diferentes entre as variáveis. Assim, a relação entre o nível de proficiência média dos alunos e a experiência média dos professores pode apresentar comportamentos distintos, em função dos sinais dos coeficientes, sendo:

- 1) $\beta_4 > 0$; $\beta_5 = \beta_6 = 0$. Monotonicamente crescente e linear, de modo que uma experiência maior do docente implica maior performance.
- 2) $\beta_4 < 0$; $\beta_5 = \beta_6 = 0$. Monotonamente decrescente e linear, o que significa que um aumento na experiência docente leva à redução da performance.
- 3) $\beta_4 > 0$; $\beta_5 < 0$; $\beta_6 = 0$. Forma funcional em formato de “U” invertido.
- 4) $\beta_4 > 0$; $\beta_5 < 0$; $\beta_6 > 0$. Relacionamento cúbico, em formato de “N”, indicando que à medida que aumenta a experiência, a performance associada melhora, atingindo um ponto de máximo, reduzindo-se até um novo ponto de inflexão, a partir do qual a experiência volta a registrar retornos crescentes de qualidade.

Foram assumidas, para além das hipóteses de identificação da abordagem de efeitos fixos, aquelas propostas por Todd e Wolpin (2003) referentes à especificação contemporânea: i) insumos invariantes no tempo, tal que a proficiência

dependa apenas de insumos contemporâneos; ii) as características cognitivas inatas dos indivíduos são não correlacionadas aos insumos contemporâneos.

■ 2.2 Dados

Os dados utilizados são provenientes dos *scores* de proficiência e dos questionários aplicados a alunos, professores e diretores, nas Provas Brasil para os anos 2007, 2009 e 2011, disponíveis no sítio eletrônico do Instituto Nacional de Educação Anísio Teixeira (INEP) do Ministério da Educação (MEC). A Tabela 1 apresenta a descrição das variáveis, suas fontes e os sinais esperados de suas estimativas.

A Prova Brasil consiste em um exame padronizado para capturar a proficiência em língua portuguesa e matemática para alunos da 5^a e 9^a séries do Ensino Fundamental, administrada bianualmente pelo INEP. A prova é realizada para alunos de escolas de áreas urbana e rural, para turmas com 20 ou mais alunos. O *score* dos testes varia entre zero e 500 pontos.

Este artigo teve por escopo turmas da 5^a série do Ensino Fundamental por abarcar alunos com cerca de 10 anos de idade. A faixa etária, em comparação àquela que compõe turmas da 9^a série, apresenta maior maleabilidade cerebral, tornando-a mais responsiva à aquisição de habilidades, tanto cognitivas, comumente medidas por testes de *quociente de inteligência* (Shonkoff & Phillips, 2000) quanto não cognitivas, por meio do desenvolvimento do córtex pré-frontal (Knudsen, 2004).

A variável dependente, proficiência média escolar para os exames de língua portuguesa e matemática da Prova Brasil 2007-2009-2011, definida pela nota média obtida pelos alunos por escola nos exames de cada disciplina transformada para a escala SAEB, com média 250 e desvio-padrão 50. A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis. As unidades de análise foram as 36.373 escolas compreendidas na Prova Brasil 2007-2009-2011, sob a forma de um painel balanceado.

A variável independente de interesse, anos de experiência do professor, encontra-se categorizada nos dados. Para estimação do termo quadrático da variável, foi realizada uma transformação aritmética. As categorias foram fixadas em suas medianas para cada escola. A primeira categoria foi fixada em 0,5 anos de experiência; a segunda, em 1,5; a terceira, em 3; a quarta, em 7,5; a quinta, em 12,5; a sexta, em 17,5 e a última em 25 anos⁴. Feita a transformação, a

4 A última categoria refere-se a professores com 20 anos ou mais de experiência. Em prol de capturar o ponto médio, especificaram-se os limites inferiores e superiores em 20 e 30, respectivamente.

métrica correspondeu aos valores médios por escola para a experiência docente de cada disciplina, língua portuguesa e matemática⁵.

A Tabela 2 indica que a média para a *pooled* em relação ao tempo médio de docência foi de 14,52 anos, aproximadamente a mediana entre 0 e 30 anos, idade para aposentadoria por tempo de serviço para mulheres na época dos dados utilizados. Ademais, de acordo com INEP (2009), a experiência média dos professores dos primeiros anos do Ensino Fundamental é cerca de 14 anos, valor próximo ao encontrado para a transformação produzida para este estudo. Assim, há mais um indício de que a transformação adotada encontra lastro em termos agregados.

Tabela 1
Variáveis utilizadas

Variável	Descrição	Sinal esperado
Nível aluno (média por escola)		
Sexo	Proporção de alunos do sexo masculino	Indefinido
TV	Proporção de alunos cuja família possui pelo menos um televisor em cores	+
Carro	Proporção de alunos cuja família possui pelo menos um automóvel	+
Mãe	Proporção de alunos cuja mãe possui instrução superior	+
Reunião	Proporção de alunos cujos pais sempre estão presentes nas reuniões de pais	+
Pré	Proporção de alunos que cursaram pré-escola ou maternal	+
Reprovado	Proporção de alunos que já foram reprovados pelo menos uma vez	-
Dever_matemática	Proporção de alunos que sempre fazem dever de casa de matemática	+
Dever_português	Proporção de alunos que sempre fazem dever de casa de português	+
Nível professores (média por escola)		
Corrige_matemática	Proporção de alunos que alegam que os professores sempre corrigem o dever de matemática	+
Corrige_português	Proporção de alunos que alegam que os professores sempre corrigem o dever de português	+
Es_matemática	Proporção dos professores de matemática com graduação em Matemática	+

(continua)

5 A pergunta referente ao tempo de experiência em docência contida no *Questionário do Professor* da Prova Brasil encontra-se categorizada em oito intervalos: menos de 1 ano, de 1 a menos de 2 anos, de 2 a menos de 5 anos, de 5 a menos de 7 anos, de 7 a menos de 10 anos, de 10 a menos de 15 anos, de 15 a menos de 20 anos e mais de 20 anos.

Tabela 1
Variáveis utilizadas (conclusão)

Variável	Descrição	Sinal esperado
Nível professores (média por escola)		
Es_português	Proporção dos professores de língua portuguesa com graduação em Letras	+
Salário	Proporção de professores com rendimento superior a R\$ 1.063,00	+
Exp	Experiência do professor em anos de sala de aula	Indefinido
Conteúdo	Proporção de professores que conseguiram ministrar mais de 80% do conteúdo previsto no último ano	+
Nível escola (média por escola)		
Ped	Existência de projeto pedagógico na escola	+
Reforço	Existência de programa de reforço escolar	+
Biblioteca	Existência de biblioteca	+

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da Prova Brasil – 2007/2009/2011.

Foram definidas variáveis para controle da qualidade docente e características discentes e escolares. Para todas, foram indicadas referências na literatura que substanciam sua especificação ou que as utilizaram para o mesmo propósito deste estudo. As duas primeiras foram definidas enquanto proporções por escola, sendo a primeira categoria especificadas pela:

- i) proporção de professores com nível superior (Goldhaber & Brewer, 1997);
- ii) proporção de professores com rendimentos acima de dois salários mínimos⁶. Hanushek e Rivkin (2006) salientam o impacto da renda sobre a qualidade profissional;
- iii) proporção de professores que sempre corrigem os deveres de casa, permitindo, assim, capturar o empenho docente (Franco et al., 2007);
- iv) proporção de professores que conseguiram concluir mais de 80% do conteúdo previsto no ano letivo anterior, que foi utilizada como medida para a eficácia deles em sua atuação em sala de aula (Whitehurst, 2002).

6 Trata-se da faixa de renda média conforme os questionários da Prova Brasil.

Para o controle das características individuais dos alunos e *background* familiar, foram especificadas as seguintes covariadas:

- i) posse de bens de consumo pela família (aparelho televisor) e bens de alto valor (automóvel)⁷;
- ii) proporção de alunos cujas mães possuem nível superior completo (Benedicto & Teixeira, 2020);
- iii) proporção de alunos que sempre fazem os deveres de casa (Franco et al., 2007), medida para empenho discente;
- iv) proporção de alunos do sexo masculino (Biondi & Felicio, 2008);
- v) proporção de alunos com ao menos uma reprovação e que cursaram pré-escola (Benedicto & Teixeira, 2020)⁸;
- vi) proporção de alunos cujos pais são assíduos nas reuniões escolares⁹.

Por fim, para controle das características escolares, foram definidas as seguintes variáveis binárias, com valor 1 indicando sua observância e 0, caso contrário:

- i) projeto pedagógico (Soares & Candian, 2007), *proxy* para organização escolar, estabelecendo metas para o ano letivo, bem como seus instrumentos;
- ii) programa de reforço (Ortigão & Aguiar, 2013), medida para oferta de ativos extracurriculares;
- iii) biblioteca, (Andrade & Soares, 2006), *proxy* para infraestrutura.

7 De acordo com Buchmann (2002), as características socioeconômicas podem ser medidas pela escolaridade dos pais e pela posse de bens de consumo por parte das famílias.

8 Cunha e Heckman (2007) afirmam que a formação de habilidades dos indivíduos é uma função das habilidades acumuladas ao longo do ciclo de vida.

9 Com base em Couri (2010), que distinguiu *capital social de intervenção* e *convivência*. Esse primeiro refere-se a intervenções familiares efetivas na vida escolar do aluno, o que se alinha à variável utilizada neste estudo.

Tabela 2
Estatísticas descritivas para as variáveis: 2007/2009/2011

Variáveis dependentes	Variável	2007		2009		2011		Painel	
		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Variáveis dependentes	Prof_mat_saeb	188,27	20,31	197,05	25,8	202,63	26,17	196,22	25,06
	Prof_port_saeb	170,94	18,51	177,32	21,9	183,99	22,44	177,59	21,75
Variáveis de controle do aluno	Sexo	0,5	0,1	0,51	0,09	0,51	0,09	0,51	0,09
	TV	0,94	0,05	0,93	0,07	0,94	0,06	0,94	0,06
	Carro	0,36	0,2	0,35	0,21	0,39	0,22	0,37	0,21
	Mãe	0,09	0,07	0,08	0,06	0,09	0,06	0,09	0,07
	Reunião	0,6	0,13	0,59	0,13	0,57	0,13	0,58	0,13
	Pré_esc	0,73	0,14	0,72	0,14	0,75	0,14	0,73	0,14
	Reprovado	0,33	0,16	0,08	0,06	0,33	0,17	0,34	0,17
	Dever_port	0,74	0,13	0,74	0,12	0,72	0,13	0,74	0,13
	Dever_mat	0,77	0,13	0,77	0,11	0,75	0,12	0,76	0,12
	Corrige_port	0,75	0,14	0,79	0,13	0,79	0,14	0,79	0,13
Variáveis de controle do professor	Corrige_mat	0,81	0,12	0,81	0,12	0,82	0,13	0,79	0,13
	ES_mat	0,11	0,31	0,09	0,28	0,09	0,26	0,28	0,26
	ES_port	0,1	0,31	0,18	0,37	0,17	0,35	0,34	0,34
	Salário	0,77	0,36	0,6	0,47	0,67	0,44	0,48	0,47
Variáveis de controle da escola	Conteúdo	0,3	0,38	0,32	0,45	0,38	0,46	0,33	0,43
	Ped	0,95	0,21	0,79	0,4	0,95	0,19	0,88	0,21
	Reforço	0,78	0,4	0,78	0,41	0,8	0,39	0,79	0,4
Variável de interesse	Biblioteca	0,7	0,45	0,66	0,47	0,67	0,46	0,67	0,46
	Exp	14,87	6,64	13,97	7,62	14,74	7,48	14,52	7,29

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados do Inep (2007, 2009, 2011).

3

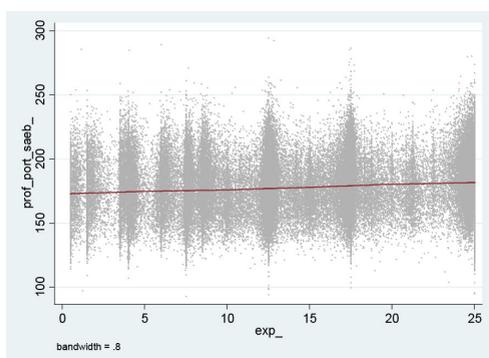
RESULTADOS

O objetivo deste artigo foi testar a hipótese da CED, com a estimação do polinômio de segunda ordem da experiência média dos professores, por escola, para os dados da Prova Brasil de 2007, 2009 e 2011, por meio de um painel de escolas. Foi adotada a nota média escolar nos exames de língua portuguesa e matemática, *proxy* para performance discente. Estimou-se a função que relaciona as notas médias escolares e a experiência média dos docentes, por escola, já dispostos os dados em painel, conformando uma equação para língua portuguesa e outra para matemática. Plotou-se o gráfico da estimação, que pode ser verificado na Figura 1 para ambas as disciplinas. A função deduzida indica uma dispersão entre as observações, sugerindo ausência de correlação bem definida. A curva é positivamente inclinada, com coeficiente angular suave, indicando que professores com maior experiência produzem melhores resultados, entretanto, de forma pouco sensível. Esse procedimento não efetuou o controle para variáveis independentes.

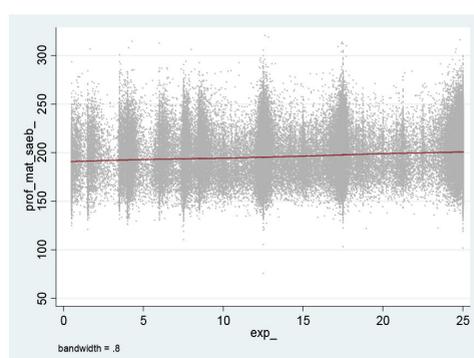
Figura 1

Função estimada (proficiências em língua portuguesa [Painel A] e matemática [Painel B] regredidas contra a experiência do professor)

Painel A (Língua portuguesa)



Painel B (Matemática)



Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados do Inep (2007, 2009, 2011).

Nota: Os eixos das ordenadas referem-se às proficiências médias escolares em língua portuguesa (Painel A) e matemática (Painel B). Os eixos das abscissas indicam a experiência média escolar dos professores para cada disciplina.

Inseridos os controles para variáveis independentes, foram estimadas especificações por MQO, efeitos aleatórios e fixos, em painel, regredindo o nível de proficiência média escolar contra os termos quadrático (Modelo 1) e quadrático e cúbico (Modelo 2) da experiência docente, sendo a especificação com efeitos fixos a mais consistente para ambos os modelos, conforme resultados dos testes de Hausman¹⁰. Foram estimados os modelos 1 e 2 para língua portuguesa e matemática, separadamente, apresentados na Tabela 3.

Serão discutidos os resultados apenas da estimação *within* para efeitos fixos. Os modelos apresentaram bom ajustamento, com cerca de 50% da variação da variável dependente explicada pela variância das explicativas e as estimativas dos controles apresentaram sinais convergentes àqueles esperados e comumente encontrados na literatura. A proporção de meninos mostrou-se significativa apenas para o Modelo 1 para matemática (Felicio & Fernandes, 2005). As variáveis *TV* e *carro* corroboraram o relacionamento positivo entre renda familiar e desempenho (Glewwe et al., 2013). A presença constante dos pais em reuniões escolares mostrou-se significativa em todas as estimações, sendo, porém, mais responsiva a proficiência na equação de matemática. Analogamente, a escolaridade da mãe atua positivamente no rendimento acadêmico dos filhos.

As médias de reprovação prévia e atendimento em pré-escola foram significativas em todas as estimações, com sinais negativos para a primeira e positivo para a última. A dificuldade pregressa no aprendizado dos estudantes afeta negativamente seu desempenho presente. E, por sua vez, as habilidades formadas desde a pré-escola tendem a produzir resultados satisfatórios futuramente (Ortigão & Aguiar, 2013).

As proporções de professores que sempre corrigem os deveres de casa, em ambas as disciplinas, apresentaram estimativas significativas, positivas e de magnitude importante (Franco et al., 2008). Os coeficientes da proporção de professores com Ensino Superior não registraram significância. O salário docente situado acima do valor médio da categoria mostrou baixo efeito positivo (Southwick & Gill, 1997). Os parâmetros estimados para a proporção de discentes que cobriram ao menos 80% do conteúdo mostraram-se significativos e positivos com coeficientes próximos a zero. A existência de um programa de reforço escolar apresentou significância apenas a 10%, para língua portuguesa, e com baixa magnitude. A existência de biblioteca não apresentou significância (Wainer et al., 2008).

10 Todos os modelos foram estimados utilizando o pacote Stata 15, sendo as estimações efetuadas por meio de erros-padrão robustos, em prol de corrigir a heterocedasticidade.

Tabela 3
Resultados da estimação por Póls, painel de efeitos fixos (Modelo 1/Modelo 2)

Variáveis	Língua Portuguesa (Modelo 1)			Matemática (Modelo 1)			Língua Portuguesa (Modelo 2)			Matemática (Modelo 2)		
	Póls	EA	EF	Póls	EA	EF	Póls	EA	EF	Póls	EA	EF
Constante	110,49	117,36***	153,55***	107,76***	116,49***	162,57***	110,27***	117,46***	153,62***	107,45***	116,45***	162,75***
Exp	0,21***	0,20***	0,25***	0,23***	0,19***	0,23***	0,29***	0,22**	0,22	0,35***	0,20	0,16
Exp_2	-0,00***	-0,00***	-0,00**	-0,00***	-0,00***	-0,00**	0,00	-0,00	-0,00	-0,02	-0,00	0,00
Exp_3							0,00	-0,00	-0,00	0,00	0,00	-0,00
Sexo	-17,78***	-15,55***	-11,77***	-5,52***	3,27***	0,06	-17,79***	-15,55***	-11,77***	-5,52***	3,26***	0,01
TV	34,22***	31,91***	18,28***	32,45***	1,28***	17,91***	34,23***	31,92***	18,27***	32,46***	31,29***	17,90***
Carro	33,68***	33,79***	10,55***	41,44***	40,94***	8,28***	33,68***	33,79***	10,55***	41,45***	40,94***	8,29***
Esc_mãe	25,55***	20,30***	6,00***	11,96***	10,10***	3,94*	25,55***	20,30***	6,00***	11,96***	10,10***	3,95*
Reunião	7,09***	6,37***	1,80**	10,13***	9,32***	3,47***	7,09***	6,36***	1,80**	10,13***	9,32***	3,47***
Pré_esc	12,22***	11,48***	9,02***	17,53***	15,51***	10,18***	12,21***	11,50***	9,01***	17,53***	15,51***	10,18***
Reprovado	-26,82***	-28,28***	-24,95***	-28,00***	-29,11***	-22,70***	-26,82***	-28,28***	-24,95***	-28,00***	-29,11***	-22,70***
Corrige_LP	24,55***	20,43***	11,06***				24,55***	20,43***	11,06***			
Corrige_Mat				34,58***	28,41***	14,46***				34,58***	28,41***	14,46***
Salário	1,22***	1,20***	0,49***	1,16***	1,26***	0,62***	1,21***	1,20***	0,49***	1,16***	1,26***	0,62***
Conteúdo	4,52***	3,61***	1,63***	4,98***	4,54***	1,92***	4,52***	3,61***	1,63***	5,88***	4,54***	1,92***
ES_LP	0,09	0,11	0,09				0,09	0,11	0,09			
ES_Mat				0,51*	0,34	0,05				0,51*	0,34	0,05
Pro_L_Ped	0,97***	0,03***	3,25***	0,28	0,93***	2,71***	0,97***	1,66***	3,25***	0,28	0,93***	2,71***
Reforço	3,21***	0,05***	0,46*	4,22***	3,53***	0,91***	3,21***	2,64***	0,46*	4,22***	3,53***	0,91***
Biblioteca	3,44***	0,05***	0,27	3,94***	3,42***	0,08	3,44	3,00***	0,27	3,94***	3,42***	0,08
R2/overall	0,57	0,57	0,52	0,55	0,55	0,50	0,57	0,57	0,52	0,55	0,55	0,50
Within/between		0,18/0,60	0,21/0,55		0,11/0,58	0,14/0,53		0,18/0,59	0,21/0,55		0,11/0,58	0,14/0,53

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados do Inep (2007, 2009, 2022).

Nota: * significativo em 10%; ** significativo em 5%; *** significativo em 1%; N = 51.132; Escolas = 36.373.

Assegurada a convergência das estimativas das covariadas à literatura, far-se-á a análise das estimativas das variáveis de interesse, de acordo com a estratégia explicitada na seção 2. Às condições para a identificação do comportamento das variáveis, é acrescido o valor nulo aos coeficientes do termo cúbico da experiência docente, no primeiro modelo. Assim, rejeita-se a hipótese nula, a 1% de significância, de todos os coeficientes estimados para a experiência, sendo os sinais associados positivos em todas as estimações. Em relação ao Modelo 1, tem-se, a 1% de significância, que o coeficiente do termo quadrático da variável de interesse é estatisticamente diferente de zero, em ambas as equações. Assim, *ceteris paribus*, verifica-se um relacionamento quadrático entre as variáveis de interesse, ainda que o efeito estimado seja de baixa magnitude, dados os valores das estimativas. O Modelo 2 apresentou resultados distintos. As estimativas para a experiência docente e seus termos quadrático e cúbico não apresentaram significância estatística em níveis tradicionais.

De posse dos resultados obtidos para os modelos estimados, não é possível afirmar que alguma das quatro condições para aferir um comportamento parabólico ou cíclico para o relacionamento entre as variáveis foram satisfeitas, podendo, assim, rejeitar a hipótese da CED para os dados. É possível concluir que não apenas não há evidências de um comportamento não linear para a relação entre desempenho discente e experiência docente, como essa última não afeta o rendimento do estudante, quando inseridos os termos cúbicos.

Ainda que o desempenho médio dos estudantes por escola tenha apresentado comportamento quadrático, quando regredida contra a experiência do docente, não se pode aferir um resultado robusto que verifique a hipótese da CED. Os resultados da estimação, considerando a estratégia proposta por Grossman e Krueger (1995) e Lim e Tang (2008), refutam a presença de um comportamento estilizado entre as variáveis de interesse, confirmando o resultado indicado pelo gráfico da função de regressão entre a proficiência e a experiência média docente, apresentado na Figura 1.

Com base nos três efeitos propostos por Murnane e Phillips (1981), a existência de um suave efeito positivo e sem inflexões pode estar associada a um baixo impacto do efeito *vintage*. Ainda que declinante, a taxa de abandono profissional de professores no Brasil é importante nos primeiros anos do Ensino Fundamental (INEP, 2009), o que sugere uma predominância do efeito de seleção. O efeito *learning by doing* tende a operar taxas menores de resposta da experiência sobre o desempenho discente do que a saída de professores da carreira, visto que a aprendizagem pela prática está associada a uma constância no tempo da atividade profissional, ao passo que a saída de um profissional

tenderia a produzir um efeito de choque, sendo a associação desses dois efeitos em detrimento dos *vintage* uma possível explicação para a baixa magnitude encontrada para a experiência.

Em se tratando de um estudo que analisa a experiência em termos médios, pode-se entender que professores pouco eficazes que abandonam precocemente a carreira fazem que aqueles que se mantêm em sala de aula, melhores profissionais, sejam, em média, mais efetivos (Huang & Moon, 2009). Assim, sob a ocorrência de efeitos de autoseleção, os retornos da experiência poderiam capturar mudanças na qualidade, em termos médios, como sugerem Hanushek et al. (2005), de modo que as estimativas positivas para a experiência seriam respostas à permanência dos melhores professores, resultando em melhoria da qualidade docente que signifique somente a seleção de melhores profissionais, não a operação de um efeito da experiência *per se*.

O terceiro efeito explicativo para a possível inflexão da performance em relação à experiência, *vintage*, poderia não ter sido capturado pelo fato de a amostra utilizada considerar apenas escolas públicas, que possuem políticas salariais centralizadas, quando parte do mesmo nível federado: escolas estaduais, federais e municipais possuem, respectivamente, o mesmo plano de carreira para todos os professores inseridos no sistema, independentemente de qual escola atuem. Assim, se a eventual inflexão fosse motivada pelo possível efeito negativo *vintage*, os dados da Prova Brasil não o captariam.

A possível predominância dos efeitos combinados *learning by doing* e de seleção, associada à baixa capacidade dos dados em identificar os possíveis *vintage effects*, pode explicar, assim, a inexistência de indícios de um comportamento não linear e as evidências de um efeito positivo e crescente, porém suave, da experiência sobre o desempenho discente.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo, de caráter exploratório, apresentou e testou a validade da hipótese da CED, a partir de dados da Prova Brasil, trabalhados em um painel de efeitos fixos. Este trabalho buscou estabelecer uma relação entre a experiência do professor e o desempenho dos alunos, por meio da utilização dos resultados dos alunos nos testes de proficiência em língua portuguesa e matemática da Prova Brasil para 5ª série do Ensino Fundamental. Os resultados indicaram que não há evidências estatísticas que permitam afirmar a relação funcional da CED.

A principal contribuição deste trabalho reside, assim, em lançar luz sobre a pouco trabalhada relação entre as duas variáveis e, sobretudo, sobre sua forma funcional. Compreender tal relacionamento pode permitir a construção de políticas educacionais que permitam que se extraiam de forma mais eficiente as habilidades dos professores para que se obtenham resultados melhores do sistema educacional.

Em que pese a refutação da hipótese originalmente exposta, a incorporação de bases de dados que contemplem escolas privadas, em que se poderiam capturar mais adequadamente os efeitos *vintage*, sob a adoção do procedimento proposto neste artigo, seria uma futura possibilidade para melhor compreensão do comportamento da relação entre experiência e qualidade docentes no sistema educacional brasileiro.

TEACHING EXPERIENCE AND STUDENT PERFORMANCE: TESTING A HYPOTHESIS OF A NON-LINEAR RELATIONSHIP

Abstract

This paper aims to analyze the relationship between teacher's experience and educational quality in Brazil. The hypothesis of teachers' experience curve (TEC) was formulated to verify whether the teacher's experience shows a quadratic relationship with the student's academics achievement in exams. A panel of schools was set up using the data from the Prova Brasil for the years 2007, 2009 and 2011, in which the average student's achievement, per school, in Mathematics and Portuguese Language, was regressed against the quadratic polynomial of the average teachers' experience as was proceeded by Grossman and Krueger (1995) to verify the hypothesis of environmental Kuznets curve and Lim and Tang (2008) testing the educational Kuznets curve. The results pointed that there is no evidence to validate the hypothesis of TEC.

Keywords: panel data; student performance; fixed effects; teacher experience; Prova Brasil.

Referências

- Andrade, R. J., & Soares, J. F. (2006). Nível socioeconômico, qualidade e equidade das escolas de Belo Horizonte. *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, 14(50), 107–125. <https://doi.org/10.1590/S0104-40362006000100008>
- Benedicto, B. V., & Teixeira, E. C. (2020). O efeito do perfil do diretor escolar sobre a proficiência dos alunos no estado de Minas Gerais. *Economia Aplicada*, 24(1), 5–28. <https://doi.org/10.11606/1980-5330/ea132906>
- Biondi, R., & Felício, F. (2008). *Atributos escolares e o desempenho dos estudantes: uma análise em painel dos dados do SAEB*. https://econpapers.repec.org/paper/feawpaper/08_5f08.htm
- Buchmann, C. (2002). Measuring family background in international studies of education: conceptual issues and methodological challenges. *Methodological Advances in Cross-national Surveys of Educational Achievement*, 150–197. <https://doi.org/10.17226/10322>
- Buddin, R., & Zamarro, G. (2009). Teacher qualifications and student achievement in urban elementary schools. *Journal of Urban Economics*, 66(2), 103–115. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2009.05.001>
- Clotfelter, C. T., Ladd, H. F., & Vigdor, J. L. (2006). Teacher-student matching and the assessment of teacher effectiveness. *Journal of Human Resources*, 16(4), 778–820. <https://doi.org/10.3368/jhr.XLI.4.778>
- Couri, C. (2010). Nível socioeconômico e cor/raça em pesquisas sobre efeito-escola. *Estudos em Avaliação Educacional*, 21(47), 449–472. <https://doi.org/10.18222/eaec214720102458>
- Croninger, R. G., Rice, J. K., Rathbun, A., & Nishio, M. (2007). Teacher qualifications and early learning: effects of certification, degree, and experience on first-grade student achievement. *Economics of Education Review*, 26(3), 312–324. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2005.05.008>
- Cunha, F., & Heckman, J. (2007). The technology of skill formation. *American Economic Review*, 97(2), 31–47. DOI: 10.1257/aer.97.2.31
- De Bruyn, S. M., Van den Bergh, J. C. J. M., & Opschoor, J. B. (1998). Economic growth and emissions: reconsidering the empirical basis of environmental Kuznets curves. *Ecological Economics*, 25(2), 161–175. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(97\)00178-X](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(97)00178-X)
- De Witte, K., & Rogge, N. (2011). Accounting for exogenous influences in performance evaluations of teachers. *Economics of Education Review*, 30(4), 641–653. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2011.02.002>
- Felício, F., & Fernandes, R. (2005, dezembro). *O efeito da qualidade da escola sobre o desempenho escolar: uma avaliação do ensino fundamental no estado de São Paulo* [Apresentação de trabalho]. XXXIII Encontro Nacional de Economia, Natal, RN.

Franco, C. et al. (2007). Qualidade e equidade em educação: reconsiderando o significado de “fatores intraescolares”. *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, 15(55), 277–298. <https://doi.org/10.1590/S0104-40362007000200007>

Glewwe, P., Hanushek, E. A., Humpage, S., & Ravina, R. (2013). *School resources and educational outcomes in developing countries: A review of the literature from 1990 to 2010* (pp. 13–64). University of Chicago Press.

Goldhaber, D. D., & Brewer, D. J. (1997). Why don't schools and teachers seem to matter? Assessing the impact of unobservables on educational productivity. *Journal of Human Resources*, 32(3), 505–523. <https://doi.org/10.2307/146181>

Grossman, G., & Krueger, A. (1995). Economic growth and the environment. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 353–377. <https://doi.org/10.2307/2118443>

Hanushek, E. (1986). The economics of schooling: production and efficiency in public schools. *Journal of Economic Literature*, 24(3), 1141–1177. <https://www.jstor.org/stable/i347595>

Hanushek, E. (1995). Interpreting recent research on schooling in developing countries. *The World Bank Research Observer*, 10(2), 227–246. <https://doi.org/10.1093/wbro/10.2.227>

Hanushek, E. (2003). *The economics of schooling and school quality*. Edward Elgar Publishing.

Hanushek, E. (2006). School resources. In E. Hanushek, & F. Welch (Orgs.), *Handbook of the economics of education* (Vol. 2, pp. 865–908). Elsevier.

Hanushek, E. & Luque, J. (2003). Efficiency and equity in schools around the world. *Economics of Education Review*, 22(5), 481–502. [https://doi.org/10.1016/S0272-7757\(03\)00038-4](https://doi.org/10.1016/S0272-7757(03)00038-4)

Hanushek, E., Kain, J., O'Brien, D., & Rivkin, S. (2005). The market for teacher quality. *NBER Working Paper*, (11154). DOI: 10.3386/w11154

Hanushek, E., & Rivkin, S. (2006). Teacher quality. In E. Hanushek, & F. Welch (Orgs.), *Handbook of the economics of education* (Vol. 2, pp. 1051–1078). Elsevier.

Henderson, V., Mieszkowski, P., & Sauvageau, Y. (1978). Peer group effects and educational production functions. *Journal of Public Economics*, 10(1), 97–106. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(78\)90007-5](https://doi.org/10.1016/0047-2727(78)90007-5)

Huang, F., & Moon, T. (2009). Is experience the best teacher? A multilevel analysis of teacher characteristics and student achievement in low performing schools. *Educational Assessment, Evaluation and Accountability*, 21(3), 209–234. DOI: 10.1007/s11092-009-9074-2

Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep) (2009). *Estudo exploratório sobre o professor brasileiro: Com base nos resultados do Censo Escolar da Educação Básica 2007*. INEP <https://bit.ly/3uIyOKy>

Irvine, J. (2019). Relationship between teaching experience and teacher effectiveness: Implications for policy decisions. *Journal of Instructional Pedagogies*, 22, 1–19. <https://bit.ly/3IUb37f>

- Jepsen, C., & Rivkin, S. (2002). What is the tradeoff between smaller classes and teacher quality? *NBER Working Paper*, (9205). DOI: 10.3386/w9205
- Kane, T. J., Rockoff, J. E., & Staiger, D. O. (2008). What does certification tell us about teacher effectiveness? Evidence from New York City. *Economics of Education Review*, 27(6), 615–631. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2007.05.005>
- Kim, K. R., & Seo, E. H. (2018). The relationship between teacher efficacy and students' academic achievement: a meta-analysis. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 46(4), 529–540. <https://doi.org/10.2224/sbp.6554>
- Knudsen, E. I. (2004). Sensitive periods in the development of the brain and behavior. *Journal of Cognitive Neuroscience*, 16(8), 1412–1425. <https://doi.org/10.1162/0898929042304796>
- Koh, H. C., & Tan, T. M. (1997). Empirical investigation of the factors affecting SET results. *International Journal of Educational Management*, 11(4), 170–178. <https://doi.org/10.1108/09513549710186272>
- Kuznets, S. (1974). *Teoria do crescimento econômico moderno: taxa, estrutura e difusão*. Zahar.
- Ladd, H. F., & Sorensen, L. C. (2017). Returns to teacher experience: student achievement and motivation in middle school. *Education Finance and Policy*, 12(2), 241–279. https://doi.org/10.1162/EDFP_a_00194
- Langbein, L. I. (1994). The validity of student evaluations of teaching. *PS: Political Science & Politics*, 27(3), 545–553. <https://doi.org/10.2307/420225>
- Lim, A. S., & Tang, K. K. (2008). Human capital inequality and the Kuznets curve. *The Developing Economies*, 46(1), 26–51. <https://doi.org/10.1111/j.1746-1049.2007.00054.x>
- Marioni, L. S., Freguglia, R. S., & Menezes-Filho, N. A. (2020). The impacts of teacher working conditions and human capital on student achievement: evidence from Brazilian longitudinal data. *Applied Economics*, 52(6), 568–582. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1650885>
- McPherson, M. A. (2006). Determinants of how students evaluate teachers. *The Journal of Economic Education*, 37(1), 3–20. <https://doi.org/10.3200/JECE.37.1.3-20>
- Murnane, R. J., & Phillips, B. R. (1981). What do effective teachers of inner-city children have in common? *Social Science Research*, 10(1), 83–100. [https://doi.org/10.1016/0049-089X\(81\)90007-7](https://doi.org/10.1016/0049-089X(81)90007-7)
- Nye, B., Konstantopoulos, S., & Hedges, L. V. (2004). How large are teacher effects? *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 26(3), 237–257. <https://doi.org/10.3102%2F01623737026003237>
- Ortigão, M. I. R., & Aguiar, G. S. (2013). Repetência escolar nos anos iniciais do ensino fundamental: Evidências a partir dos dados da Prova Brasil 2009. *Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos*, 94(237), 364–389. <https://doi.org/10.1590/S2176-66812013000200003>
- Rice, J. K. (1999). The impact of class size on instructional strategies and the use of time in high school mathematics and science courses. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 21(2), 215–229. <https://doi.org/10.3102%2F01623737021002215>

Rivkin, S. G., Hanushek, E. A., & Kain, J. F. (2005). Teachers, schools, and academic achievement. *Econometrica*, 73(2), 417–458. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2005.00584.x>

Rockoff, J. E. (2004). The impact of individual teachers on student achievement: evidence from panel data. *American Economic Review*, 94(2), 247–252. DOI: 10.1257/0002828041302244

Santibañez, L. (2006). Why we should care if teachers get As: teacher test scores and student achievement in Mexico. *Economics of Education Review*, 25(5), 510–520. DOI: 10.1257/0002828041302244

Shonkoff, J., & Phillips, D. (Eds.) (2000). *From neurons to neighborhoods: The science of early childhood development*. National Academy Press.

Soares, J., & Candian, J. (2007). O efeito da escola básica brasileira: as evidências do PISA e do SAEB. *Revista Contemporânea de Educação*, 2(4), 163–181. <https://doi.org/10.20500/rce.v2i4.1522>

Southwick, L., Jr., & Gill, I. S. (1997). Unified salary schedule and student SAT scores: adverse effects of adverse selection in the market for secondary school teachers. *Economics of Education Review*, 16(2), 143–153. [https://doi.org/10.1016/S0272-7757\(96\)00055-6](https://doi.org/10.1016/S0272-7757(96)00055-6)

Todd, P. E., & Wolpin, K. I. (2003). On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement. *The Economic Journal*, 113(485), F3–F33. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00097>

Wainer, J., Dwyer, T., Dutra, R. S., Covic, A., Magalhães, V. B., Ferreira, L. R. R. & Claudio, K. (2008). Too much computer and internet use is bad for your grades, especially if you are young and poor: results from the 2001 Brazilian SAEB. *Computers & Education*, 51(4), 1417–1429. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2007.12.007>

Walsh, K. (2001). *Teacher certification reconsidered: stumbling for quality*. <https://bit.ly/3tWh7bg>

Westerlin, S. (2020). *A correlational study of Nebraska early childhood teachers: education level, years of experience, and stress sources* [Doctoral dissertation]. Northcentral University.

Whitehurst, G. J. (2002, March). *Scientifically based research on teacher quality: Research on teacher preparation and professional development* [Work presentation]. White House Conference on Preparing Tomorrow's Teacher.

Wink, M., Jr., & Stein, G. (2016). Heterogeneidade da turma e o aprendizado escolar: o papel das qualificações do professor. *Planejamento e Políticas Públicas*, (49). <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/8240>