

Análise do nível de escolaridade e formação acadêmica dos docentes da educação básica do Brasil no ano de 2017 por meio do uso de técnicas multivariadas

Pollyane V. Silva^{1†}, Vivian A. Brancaglioni², Cristiane M. R. Silva³, Carlos Tadeu S. Dias⁴, Taciana V. Savian⁵

¹ESALQ/USP.

²ESALQ/USP. E-mail: vivian.brancaglioni@usp.br.

³ESALQ/USP. E-mail: cmrsilva@usp.br.

⁴ESALQ/USP. e-mail: ctsdias@usp.br.

⁵ESALQ/USP. e-mail: tusavian@usp.br

Resumo: *A formação dos professores tem um papel importante nos estudos educacionais no Brasil e no mundo. O Brasil ainda vive a realidade de que muitos docentes não possuem a formação mínima exigida para atuarem como profissionais da educação. Com o objetivo de agrupar e caracterizar os estados brasileiros de acordo com nível de escolaridade e formação acadêmica dos docentes de ensino básico, no ano de 2017, optou-se neste artigo pelo uso de técnicas estatísticas multivariadas, sendo elas, análise de agrupamento ou cluster, análise de componentes principais e análise fatorial, as quais apresentam resultados complementares. Os estados brasileiros agruparam-se em quatro grupos distintos, destacando-se para o fato de que São Paulo formou um grupo isolado. A partir das sete variáveis em estudo foi possível caracterizar os estados brasileiros por meio de dois componentes principais sendo um deles denominado como formação de nível superior e o outro como formação de nível básico. A análise de fatores reforçou os resultados encontrados na análise de componentes principais, de forma que o fator 1 representou um indicador de formação superior e o fator 2 um indicador de formação de nível básico.*

Palavras-chave: formação docente; ensino básico; ensino superior; caracterização dos estados brasileiros; técnicas multivariadas.

Abstract: *The training of teachers has an important role in educational studies in Brazil and in the world. Brazil still lives the reality that many teachers do not have the minimum training required to act as education professionals. With the objective of grouping and characterizing the Brazilian states according to level of schooling and academic training of primary school teachers, in 2017, it has opted in this article by the use of multivariate statistical techniques, such as grouping or cluster analysis, main component analysis and factorial analysis, which present complementary results. The Brazilian states were grouped into four distinct groups, highlighting the fact that São Paulo formed an isolated group. From the seven variables in the study it was possible to characterize the Brazilian states by means of two main components, one of them being termed as upper level training and the other as basic level training. The analysis of factors reinforced the results found in the analysis of main components, so that factor 1 represented an indicator of higher education and factor 2 was an indicator of formation at the basic level.*

Keywords: teacher training; basic education; higher education; characterizing the Brazilian states; multivariate techniques.

[†]Autora correspondente: vieira_polly@usp.br.

1 Introdução

É um consenso que o professor é um elemento importantíssimo no processo educativo em todos os níveis, mas principalmente na educação básica, e segundo Brault (1994) há uma relação direta entre a educação de qualidade e a qualidade dos educadores. Brasil (2017) apresenta dados que indicam que estudantes expostos a bons professores aprendem de 47% a 70% a mais do que aprenderiam em média em um ano escolar.

Abordar a profissionalização docente é uma questão polêmica em diferentes âmbitos educacionais no mundo. No Brasil, unida a já reconhecida difícil condição de trabalho, existe ainda a “tradição” de que o magistério absorve em seus cargos, grande parte de profissionais de áreas diversas, sem a formação acadêmica necessária.

De acordo com INEP (2019), a educação básica atualmente conta com 2,2 milhões de docentes registrados. A maior parte desses docentes atua no ensino fundamental (62,9%). Um exemplo da disparidade de formação desses profissionais pode ser observado entre os docentes que atuam nos anos iniciais do ensino fundamental, no qual 78,5% têm nível superior completo, com 77,3% em grau acadêmico de licenciatura e 1,2% bacharelado, 6,3% estão cursando o ensino superior e 11,0% têm ensino médio normal/magistério. Foram identificados ainda 4,3% com nível médio ou inferior, ou seja, são docentes que não possuem a exigência mínima estabelecida pela Lei de Diretrizes e Bases (nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996) que prevê a formação de nível médio na modalidade normal para os professores que ensinam nos anos iniciais do ensino fundamental e na educação infantil.

Os níveis acadêmicos do sistema educacional brasileiro segundo a Lei n. 9394/06 (art. 21 e art. 44) são divididos em Educação Básica e Educação Superior. A educação infantil, o ensino fundamental e o ensino médio estão compreendidos na Educação Básica. A graduação, a especialização, o mestrado e o doutorado estão compreendidos na Educação Superior.

Neste artigo foram realizadas análises por meio de técnicas estatísticas multivariadas, sendo elas: análise de componentes principais, análise de agrupamento ou *cluster* e análise de fatores, com o objetivo de caracterizar os estados brasileiros e agrupá-los com relação ao nível de escolaridade e formação acadêmica dos docentes da educação básica no ano de 2017.

2 Materiais e métodos

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) e são referentes ao número de docentes da Educação Básica - Ensino Regular, Especial e/ou Educação de Jovens e Adultos (EJA) divididos por nível de escolaridade e formação acadêmica em cada estado brasileiro atuantes em escolas rurais e urbanas, sob dependência administrativa pública e privada.

Neste artigo foram considerados os 27 estados brasileiros: Rondônia (RO), Acre (AC), Amazonas (AM), Roraima (RR), Pará (PA), Amapá (AP), Tocantins (TO), Maranhão (MA), Piauí (PI), Ceará (CE), Rio Grande do Norte (RN), Paraíba (PB), Pernambuco (PE), Alagoas (AL), Sergipe (SE), Bahia (BA), Minas Gerais (MG), Espírito Santo (ES), Rio de Janeiro (RJ), São Paulo (SP), Paraná (PR), Santa Catarina (SC), Rio Grande do Sul (RS), Mato Grosso do Sul (MS), Mato Grosso (MT), Goiás (GO) e Distrito Federal (DF) e as variáveis utilizadas para o nível de escolaridade dos docentes, foram: Ensino Fundamental, Ensino Médio, Graduação e Pós-graduação, sendo que a Graduação foi

dividida em dois níveis: com licenciatura ou sem licenciatura e Pós-graduação dividida em três níveis: especialização, mestrado e doutorado, fornecendo um total de sete variáveis como apresentado na Tabela 1 .

Tabela 1: Dados do nível de escolaridade e formação acadêmica dos docentes da educação básica do Brasil no ano de 2017

| | Fundamental | Médio | Com licenciatura | Sem licenciatura | Especialização | Mestrado | Doutorado |
|---------------------|-------------|-------|------------------|------------------|----------------|----------|-----------|
| Rondônia | 41 | 1614 | 14175 | 557 | 8130 | 285 | 48 |
| Acre | 283 | 4363 | 7252 | 248 | 2962 | 150 | 15 |
| Amazonas | 265 | 11093 | 31773 | 1680 | 10486 | 686 | 135 |
| Roraima | 93 | 2299 | 4708 | 203 | 2112 | 234 | 34 |
| Pará | 126 | 25302 | 57127 | 1749 | 16640 | 1325 | 243 |
| Amapá | 9 | 2930 | 7795 | 231 | 2876 | 170 | 17 |
| Tocantins | 67 | 4008 | 14686 | 551 | 4905 | 328 | 54 |
| Maranhão | 267 | 47754 | 53514 | 1602 | 24403 | 861 | 124 |
| Piauí | 212 | 14165 | 31649 | 1222 | 15008 | 656 | 90 |
| Ceará | 130 | 26245 | 67700 | 3247 | 27927 | 1021 | 265 |
| Rio Grande do Norte | 81 | 7855 | 25378 | 1224 | 10232 | 1589 | 344 |
| Paraíba | 140 | 13493 | 31245 | 1778 | 15334 | 1959 | 309 |
| Pernambuco | 332 | 29846 | 54366 | 2738 | 24777 | 1642 | 256 |
| Alagoas | 132 | 13126 | 19670 | 965 | 9201 | 664 | 148 |
| Sergipe | 54 | 4464 | 17720 | 724 | 7580 | 722 | 118 |
| Bahia | 954 | 56305 | 99443 | 2854 | 56048 | 3049 | 340 |
| Minas Gerais | 314 | 33137 | 182449 | 11918 | 75744 | 5105 | 1133 |
| Espírito Santo | 17 | 2652 | 36971 | 1630 | 30631 | 1487 | 285 |
| Rio de Janeiro | 411 | 48561 | 105786 | 6254 | 31461 | 6106 | 1278 |
| São Paulo | 423 | 49179 | 367818 | 26284 | 139047 | 8366 | 1570 |
| Paraná | 140 | 15777 | 114371 | 4776 | 88393 | 4634 | 536 |
| Santa Catarina | 210 | 13517 | 63564 | 4033 | 41123 | 2700 | 638 |
| Rio Grande do Sul | 494 | 22376 | 91414 | 3905 | 46840 | 5196 | 961 |
| Mato Grosso do Sul | 45 | 3309 | 27697 | 1015 | 11367 | 791 | 99 |
| Mato Grosso | 209 | 3596 | 28593 | 6738 | 18030 | 1259 | 143 |
| Goiás | 94 | 10065 | 49426 | 2111 | 20330 | 1387 | 299 |
| Distrito Federal | 31 | 2400 | 26342 | 1128 | 11634 | 1057 | 163 |

2.1 Técnicas Multivariadas

Quando objetiva-se encontrar padrões de similaridade em um conjunto de dados, a análise de agrupamento é o método multivariado mais utilizado para obter os grupos (SILVA, 2016). A partir da ideia de similaridade ou dissimilaridade, baseada em uma matriz de distâncias, os grupos são formados por um processo de aglomeração ou divisão, produzindo assim um dendrograma, com o objetivo de apresentar a similaridade entre as observações (MANLY, 2008). Neste trabalho optou-se pela matriz de distância Euclidiana, que consiste na raiz quadrada da soma dos quadrados da diferença entre o i -ésimo e o i' -ésimo indivíduo, com base nas sete variáveis observadas, como segue:

$$d_{ii'} = \sqrt{\sum_{j=1}^7 (\chi_{ij} - \chi_{i'j})^2}.$$

Foi utilizado o método de ligação completa para medir a distância entre os grupos, que leva em consideração a distância entre dois agrupamentos menos similares, ou seja, foi considerada as maiores distâncias entre os vizinhos. Este método é hierárquico, não sendo necessário definir o número de grupos *a priori*.

A fim de caracterizar os grupos definidos pela análise de agrupamento, foi utilizada a técnica de Componentes Principais (ACP) que objetiva tomar p variáveis X_1, X_2, \dots, X_p e encontrar combinações destas para reduzir a índices Z_1, Z_2, \dots, Z_p que sejam não correlacionados na ordem de sua importância, e que descreva a variação nos dados (MANLY, 2008). É imprescindível o cálculo das matrizes S (matriz de variâncias e covariâncias) e R (matriz de correlação), pois a análise de componentes principais ocorre por meio delas.

O modelo matemático ajustado a partir das variáveis aleatórias padronizadas e da matriz de correlação \mathbf{R} para a j -ésima componente principal é dada por:

$$Y_j = \mathbf{e}'_j \mathbf{Z} = e_{j1}Z_1 + e_{j2}Z_2 + \dots + e_{jp}Z_p$$

em que $\mathbf{Z}_{n \times p}$ é a matriz Z_{ij} . A variância de Y_j é igual a λ_j , $j = 1, 2, \dots, p$ e $\text{Cov}(Y_j, Y_k) = 0$, para todo $j \neq k$.

A análise fatorial (AF), como a ACP tem como objetivo buscar uma estrutura de variabilidade mais simples em um conjunto de variáveis (Rencher, 2002). Enquanto a ACP parte de uma expressão matemática, a AF parte de um modelo estatístico mais elaborado, incluindo o efeito residual, podendo-se obter um número infinito de matrizes de pesos fatoriais.

De acordo com Johnson & Wichern (2007) sendo \mathbf{Z} , o vetor das variáveis padronizadas, com média nula e variância unitária, em particular, o modelo ortogonal fatorial da análise fatorial é:

$$\mathbf{Z}_{(p \times 1)} = \mathbf{L}_{(p \times m)} \mathbf{F}_{(m \times 1)} + \boldsymbol{\varepsilon}_{(p \times 1)}$$

em que $\mathbf{F}_{(m \times 1)}$ é um vetor aleatório com m fatores comuns não observáveis ($1 \leq m \leq p$), $\mathbf{L}_{(p \times m)}$ é uma matriz de parâmetros que serão estimados por algum procedimento e $\boldsymbol{\varepsilon}_{(p \times 1)}$ é um vetor de erros aleatórios.

O coeficiente l_{ij} que compõe a matriz $\mathbf{L}_{(p \times m)}$ é chamado de carga fatorial ou “loading”, e é o coeficiente da i -ésima variável Z_i ao j -ésimo fator F_j , indicando o grau de relacionamento linear entre Z_i e F_j .

Todas as análises foram realizadas no *software* R, utilizando os pacotes *vegan* e *stats*.

3 Resultados e Discussão

3.1 Análise de Agrupamento

Os grupos homogêneos dos estados brasileiros constituídos da formação de seus docentes, foram identificados por um corte transversal no dendrograma representado por caixas apresentado na Figura 1, utilizando a distância euclidiana como medida de similaridade e método de aglomeração hierárquico completo. Destacando-se no dendrograma o estado de São Paulo que destoa de todos os demais, formando o primeiro grupo. Ainda é possível observar outros três grupos distintos, um composto por Minas Gerais e Paraná, um terceiro composto por Roraima, Acre, Amapá, Alagoas, Sergipe, Rondônia, Tocantins, Amazonas, Piauí, Paraíba, Mato Grosso, Rio Grande do Norte, Mato Grosso do Sul, Distrito Federal, Espírito Santo e Goiás. Um outro grupo formado por Bahia, Rio de Janeiro, Maranhão, Ceará, Pará, Pernambuco, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, totalizando então 4 grupos.

3.2 Análise de Componentes Principais

A análise de componentes principais foi aplicada com o intuito de caracterizar os grupos estabelecidos pela análise de agrupamento. A partir da matriz de correlação, apresentada na Figura 2, conhecida por correlograma, verificou-se que todas as correlações foram positivas, uma vez que o gráfico apresentou apenas tonalidades em azul. Além disso

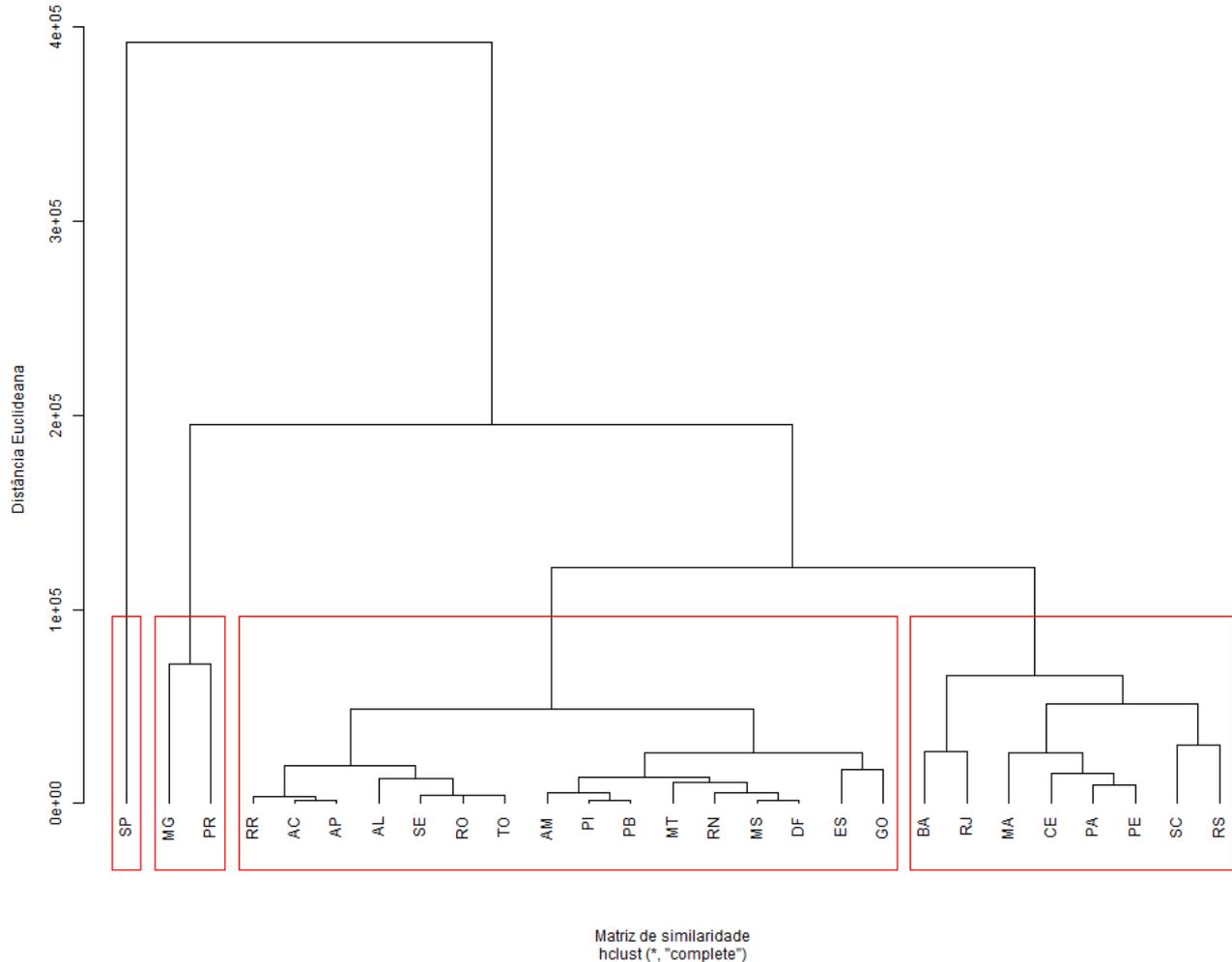


Figura 1: Dendrograma do nível de escolaridade e formação acadêmica dos docentes da educação básica dos 27 estados brasileiros do ano de 2017.

verificou-se correlações mais altas, maiores que 0,9; entre as variáveis: Com.licenciatura e Sem.licenciatura, Com.licenciatura e Especialização, e Mestrado e Doutorado, além de outros pares de variáveis que apresentaram forma elíptica pelo correlograma, destacando-se que quanto mais elíptica a forma apresentada maior a correlação entre os pares de variáveis.

Por meio do critério de Kaiser, que consiste em considerar apenas os componentes relacionados aos autovalores maiores ou iguais a unidade (Kaiser, 1958), foram selecionados os dois primeiros componentes principais (Figura 3), que acumularam aproximadamente 91% da variância total dos dados como mostra a Tabela 2.

Desta forma os componentes principais foram descritos pelas equações a seguir:

$$CP1 = -0,273z_1 - 0,334z_2 - 0,417z_3 - 0,388z_4 - 0,402z_5 - 0,411z_6 - 0,398z_7$$

$$CP2 = 0,722z_1 + 0,530z_2 - 0,185z_3 - 0,316z_4 - 0,170z_5 - 0,107z_6 - 0,156z_7$$

A partir dos coeficientes em destaque nas expressões para os CPs, foi possível definir que $CP1$ foi caracterizado pela formação acadêmica de nível superior e $CP2$ foi caracte-

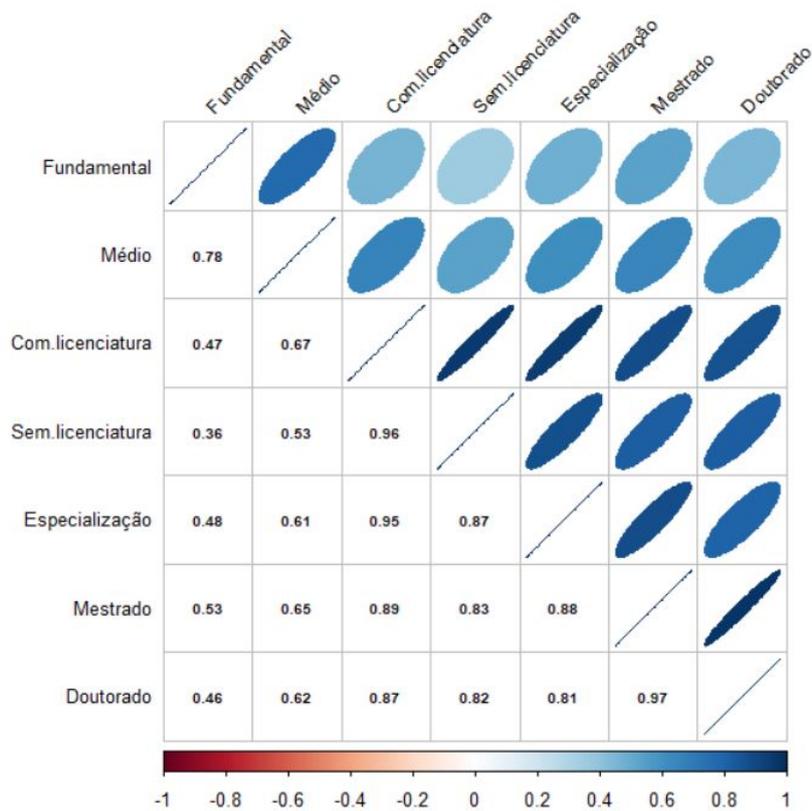


Figura 2: Correlações entre os pares de variáveis de nível de escolaridade e formação acadêmica dos docentes no Brasil no ano de 2017.

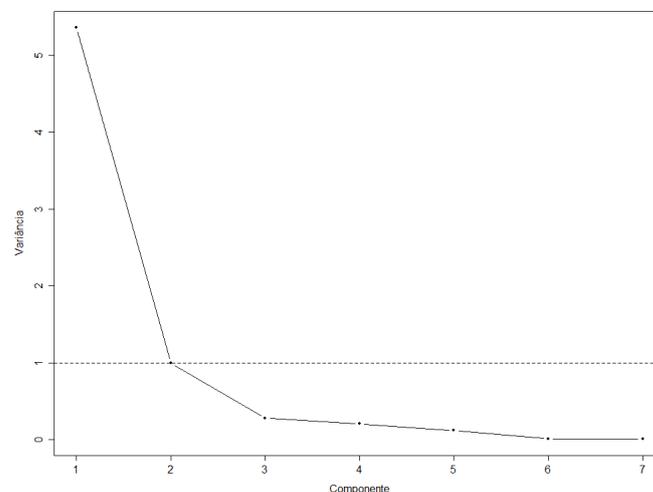


Figura 3: “Scree-plot” dos componentes principais (CP) para o nível de escolaridade e formação acadêmica dos docentes no Brasil no ano de 2017.

rizado pela formação acadêmica de nível básico, representando respectivamente, 76,59% e 14,29%.

A Figura 4 corresponde a representação gráfica do par de componentes principais para os estados brasileiros. Por meio do *biplot* foi possível caracterizar os diferentes grupos das

Tabela 2: Autovalores (λ_i), porcentagem da variação explicada e porcentagem da variação explicada acumulada pelos componentes principais (VCP) para o nível de escolaridade e formação acadêmica dos docentes no Brasil no ano de 2017.

| CP | λ_i | VCP (%) | VCP Acumulada (%) |
|-----|-------------|---------|-------------------|
| CP1 | 5,36 | 76,59 | 76,59 |
| CP2 | 1,00 | 14,29 | 90,88 |
| CP3 | 0,28 | 4,04 | 94,93 |
| CP4 | 0,21 | 2,97 | 97,90 |
| CP5 | 0,12 | 1,75 | 99,65 |
| CP6 | 0,02 | 0,22 | 99,87 |
| CP7 | 0,01 | 0,13 | 100,00 |

unidades federativas. O estado de São Paulo destaca-se para ambos os componentes principais, embora apresente escore maior para o primeiro componente, indicando que no estado existe um número maior de docentes com formação superior e pós-graduação, principalmente que tenha cursado licenciatura, especialização e doutorado, quando comparado com os demais estados. Além de possuir um elevado número de professores com formação acadêmica de nível básico. Isso ocorre devido ao estado de São Paulo deter o maior quadro de docentes entre os estados brasileiros de acordo com o último censo de professores realizado em 2007.

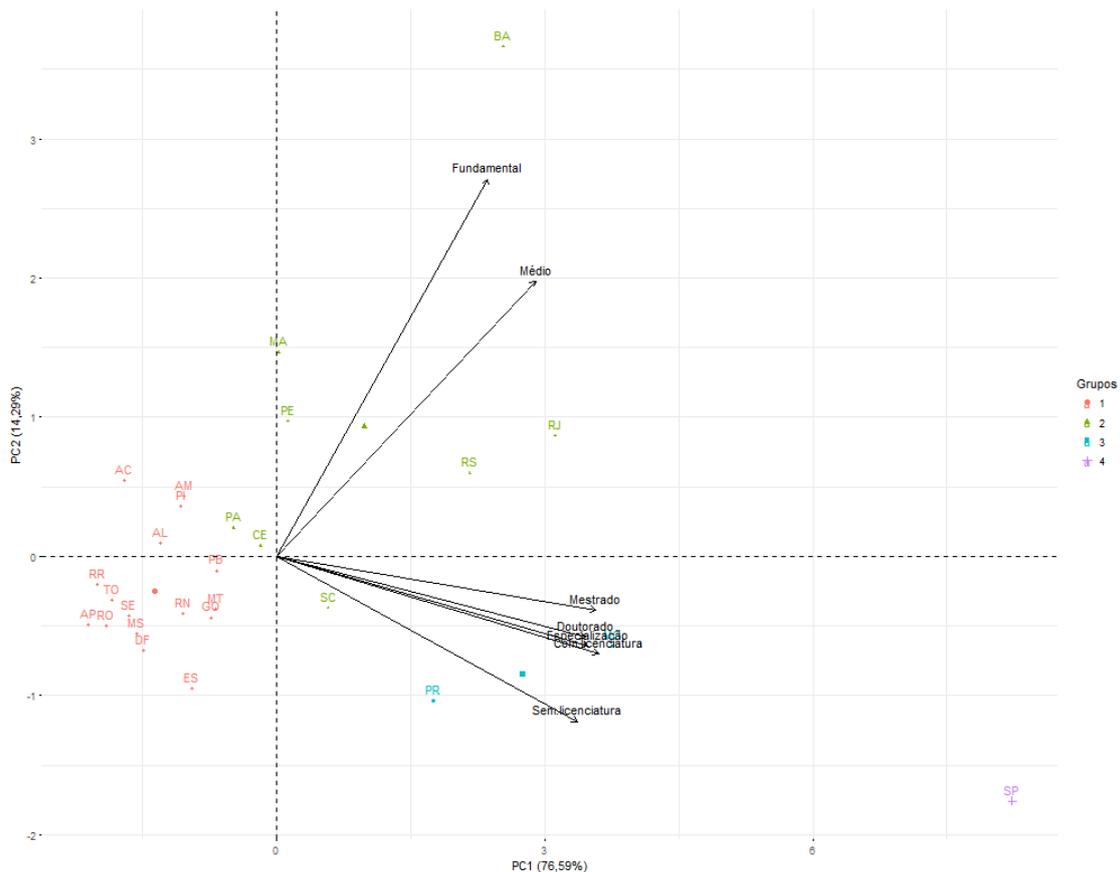


Figura 4: *Biplot* das associações entre CP1 e CP2 para o nível de escolaridade e formação acadêmica dos docentes no Brasil no ano de 2017.

O grupo composto por MG e PR foi caracterizado principalmente pela formação docente a nível superior e pós-graduação. Vale ressaltar que olhando para os estados separadamente, notou-se que MG tem maior relação com as variáveis Com.licenciatura, Doutorado e Especialização. Diferentemente do Paraná, que dentre todas as variáveis possui maior incidência de professores Sem.licenciatura.

O grupo formado pelos estados BA, RJ, RS, MA, PE, SC, CE, PA, apresentou valores médios para os dois componentes. Destacando-se o estado da BA, que foi caracterizado por docente com nível de formação básica.

Os estados como Roraima, Amapá, Rondônia, Sergipe, Tocantins, Paraíba, Rio Grande do Norte, Espírito Santo, Distrito Federal, Goiás e os estados provenientes da região Centro-Oeste, apresentaram valores negativos para ambos os componentes. As unidades federativas como Acre, Alagoas, Amazonas e Piauí apresentaram escores médios porém positivos para o CP2 e negativos para o CP1. De acordo com Gatti (2009), os estados das regiões Nordeste e Norte possuíam as maiores proporções de professores leigos, que são aqueles com curso fundamental completo ou incompleto e apenas após a primeira metade do século passado foi implantada a exigência de formação em nível superior para professores dos ensinos fundamental II (5^a a 8^a séries) e médio. Gatti (2009) também afirma que, cerca de 14,5% dos docentes de 5^a a 8^a séries ainda estão sem preparo de nível superior, e sua maioria está concentrada na região Nordeste.

3.3 Análise de Fatores

Para a realização da análise fatorial é importante a existência de forte associação entre grupos de variáveis e fraca associação entre as variáveis dos grupos. De forma exploratória, foi observada a matriz de correlação (Figura 2), que apresentou apenas correlações positivas. A significância das correlações foi verificada por meio do teste de Bartlett ($p < 0,001$), que indicou evidências de que a matriz de correlações é estatisticamente diferente da matriz identidade.

Foi verificada a aplicabilidade da técnica de análise fatorial para as variáveis envolvidas no estudo, por meio da medida de adequação amostral global KMO, que apresentou valor aproximadamente igual a 0,72, indicando uma adequação aceitável ($KMO > 0,5$) (Hair Jr. et al., 2009). Também foram obtidos os coeficientes de KMO individualmente para cada variável, indicando que Fundamental (0,72), Médio (0,70), Com.licenciatura (0,71), Sem.licenciatura (0,77), Especialização (0,71), Mestrado (0,73) e Doutorado (0,72) foram adequadas para a análise.

Para a estimação do número de fatores, foi utilizado o método de componentes principais, obtendo-se dois fatores associados determinados pelo critério de Kaiser (Tabela 3), que juntos explicaram aproximadamente 91% da variância total das variáveis originais. Os resultados das estimativas das cargas fatoriais (*loadings*), utilizando a rotação varimax (com o intuito de melhorar a interpretabilidade dos fatores), as comunalidades e as variâncias específicas foram apresentados na Tabela 3. Percebe-se que todas as variáveis apresentaram comunalidades elevadas em relação às variâncias específicas (comunalidade $>$ variância específica), ou seja, os dois fatores expressaram adequadamente o comportamento dessas variáveis.

Pela Tabela 3, observa-se que todas as comunalidades foram superiores a 80%, configurando-se como mais um indicativo de que a análise fatorial foi adequada aos dados analisados. Além das comunalidades, verificou-se que o fator 1 foi responsável por 61,77%

da variação total explicada pelos dados, e o fator 2 por 29,34%. A partir das cargas fatoriais rotacionadas estimadas para cada fator, foi possível interpretá-los. O fator 1 representou um indicador de formação superior, possuindo maiores associações com as variáveis Com.licenciatura, Sem.licenciatura, Especialização, Mestrado e Doutorado. Já o fator 2, pode ser apontado como um índice de formação básica, com maiores associações com as variáveis Fundamental e Médio. Tais resultados reforçam os encontrados pelo método de componentes principais.

Tabela 3: Cargas fatoriais (rotação Varimax), comunalidades, variâncias específicas das variáveis, autovalores e percentual da variância e percentual da variância total acumulada.

| Variável | Carga Fatorial | | Comunalidades | Variâncias específicas |
|------------------|----------------|-------------|---------------|------------------------|
| | Fator 1 | Fator 2 | | |
| Fundamental | 0,20 | 0,94 | 0,92 | 0,08 |
| Médio | 0,42 | 0,84 | 0,88 | 0,12 |
| Com.licenciatura | 0,93 | 0,31 | 0,96 | 0,04 |
| Sem.licenciatura | 0,94 | 0,16 | 0,91 | 0,09 |
| Especialização | 0,90 | 0,31 | 0,90 | 0,10 |
| Mestrado | 0,88 | 0,38 | 0,92 | 0,08 |
| Doutorado | 0,88 | 0,32 | 0,88 | 0,12 |
| Autovalor | 4,32 | 2,05 | | |
| VT Acumulada (%) | 61,77 | 91,11 | | |

Partindo-se do modelo de análise fatorial com dois fatores, foi possível analisar a qualidade do ajuste por meio da matriz residual (Tabela 4), que apresentou todos os resíduos baixos, muito próximos a zero, indicando que a matriz de correlação amostral original \mathbf{R} foi reproduzida adequadamente pela matriz estimada $\hat{\mathbf{L}}\hat{\mathbf{L}}' + \hat{\psi}$, não havendo evidências para inclusão ou exclusão de parâmetros do modelo ajustado.

Tabela 4: Matriz residual do modelo ajustado pelo critério de rotação varimax entre as sete variáveis referentes aos estados brasileiros

| | Fundamental | Médio | Com.licenciatura | Sem.licenciatura | Especialização | Mestrado | Doutorado |
|------------------|-------------|-------|------------------|------------------|----------------|----------|-----------|
| Fundamental | 0,00 | -0,09 | -0,00 | 0,02 | 0,02 | 0,01 | -0,01 |
| Médio | -0,09 | 0,00 | 0,02 | 0,00 | -0,02 | -0,03 | -0,01 |
| Com.licenciatura | -0,00 | 0,02 | 0,00 | 0,03 | 0,02 | -0,05 | -0,05 |
| Sem.licenciatura | 0,02 | 0,00 | 0,03 | 0,00 | -0,02 | -0,06 | -0,06 |
| Especialização | 0,02 | -0,02 | 0,02 | -0,02 | 0,00 | -0,02 | -0,08 |
| Mestrado | 0,01 | -0,03 | -0,05 | -0,06 | -0,02 | 0,00 | 0,08 |
| Doutorado | -0,01 | -0,01 | -0,05 | -0,06 | -0,08 | 0,08 | 0,00 |

A partir dos escores de cada fator foi possível identificar a situação do nível de escolaridade e formação acadêmica dos docentes da educação básica por estado brasileiro, visto que, cada fator apresentou um indicador distinto. A Figura 5 mostrou que os estados com maiores escores para o fator 1 foram São Paulo, Minas Gerais e Rio de Janeiro, que pertencem a região sudeste brasileira. Outros estados que apresentaram escores positivos foram os estados da região sul, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná e a Bahia, que pertence ao nordeste brasileiro. Entre os estados que apresentaram os menores escores, a maioria pertence a região norte brasileira, tais como o Amapá, Roraima, Acre e Rondônia. Tocantins, Sergipe, Mato Grosso do Sul, Alagoas, Distrito Federal, Piauí, Amazonas, Rio Grande do Norte e Espírito Santo também apresentaram baixos escores

para o fator 1. Os estados que apresentaram escores mais altos foram aqueles que apresentaram o maior número de professores cuja formação alcançou o ensino superior e/ou pós-graduação, já escores menores pertencem a estados com menor número de profissionais com esta formação.

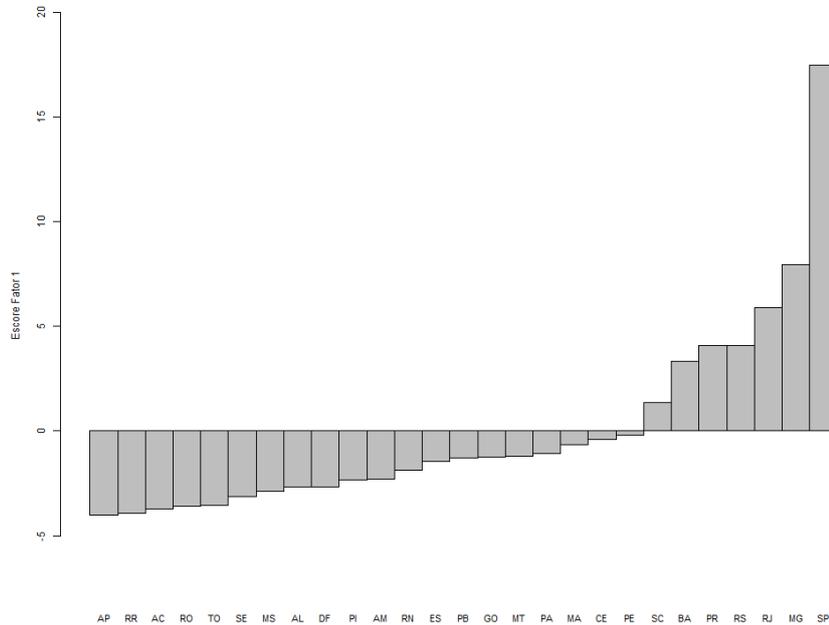


Figura 5: Escores do primeiro fator, denominado nível superior

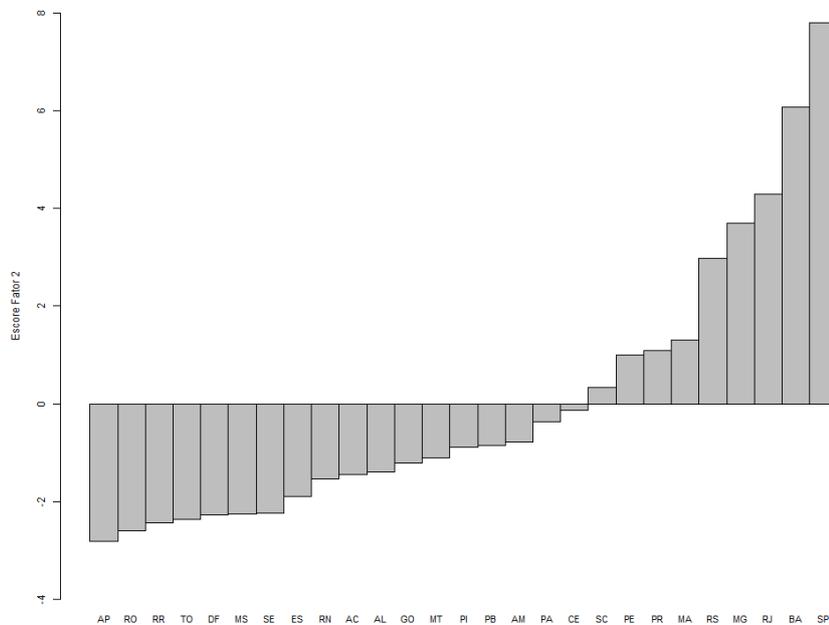


Figura 6: Escores do segundo fator, denominado nível básico.

A figura 6 apresenta os escores do fator 2, que representa o indicador de formação a nível básico. Foi possível observar que os estados de São Paulo, Bahia, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Maranhão, Paraná, Pernambuco e Santa Catarina apresentaram escores positivos, indicando que foram os estados com maior número de professores com formação básica. Amapá, Rondônia, Roraima, Tocantins, Distrito Federal, Mato Grosso do Sul, Sergipe, Espírito Santo, Rio Grande do Norte, Acre, Alagoas, Goiás e Mato Grosso apresentam os menores escores indicando que para estes estados o número de professores que possuem formação básica é menor do que os demais estados brasileiros. Piauí, Paraíba, Amazonas, Pará e Ceará ocupam posições intermediárias nesta classificação.

4 Considerações finais

Portanto, pode-se concluir que as técnicas multivariadas aplicadas foram eficientes para agrupar e caracterizar os estados brasileiros de acordo com o nível de escolaridade e formação acadêmica de docentes no ano de 2017, indicando heterogeneidade entre os estados, destacando principalmente o estado de São Paulo, que devido a sua grande quantidade de professores, apresentou maior incidência, quando comparado aos outros estados, de profissionais com nível de formação tanto superior quanto básico. Outro indicativo importante é que a maioria dos estados das regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste e o Distrito Federal, se destacaram por conter em sua rede de ensino profissionais com formação de nível de escolaridade básico.

Agradecimentos

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e ao Conselho Nacional de Pesquisa (CNPq) pela concessão das bolsas de estudos aos autores desse trabalho.

Referências Bibliográficas

- BRASIL. Ministério da Educação. **Pesquisa Educacional: capacitação de professores melhora em até 70% desempenho de alunos**. Educação & Ciência. 2017.
- BRASIL. Ministério da Educação. **Censo do Professor**. Educação básica. 2007. Disponível em <http://portal.mec.gov.br/plano-nacional-de-formacao-de-professores/censo-do-professor>. Acesso em: 13 março 2019.
- BRAULT, M. **A Formação do Professor para Educação Básica: perspectivas**. Cadernos Educação Básica. Série Inovações 6. Brasília: MEC/UNESCO. 1994.
- GATTI, B. A.; BARRETO, E. S. de Sá (coord.). **Professores do Brasil: impasses e desafios**. Brasília: UNESCO, 2009.

Sigmae, Alfenas, v.8, n,2, p. 801-812, 2019.

64ª Reunião da Região Brasileira da Sociedade Internacional de Biometria (RBRAS).
18º Simpósio de Estatística Aplicada à Experimentação Agronômica (SEAGRO).

HAIR JR., J.F.; WILLIAM, B.; BABIN, B.; ANDERSON, R.E. **Análise multivariada de dados**. 6.ed. Porto Alegre: Bookman, 2009.

INEP. **Sinopse Estatística da Educação Básica 2017**. 2018. Disponível em <<http://inep.gov.br/sinopses-estatisticas-da-educacao-basica>>. Acesso em: 13 em: 13 agosto 2018.

INEP. **Notas estatísticas Censo escolar 2018**. 2019. Disponível em http://download.inep.gov.br/educacao_basica/censo_escolar/notas_estatisticas/2018/notas_estatisticas_censo_escolar_2018.pdf. Acesso em: 16 março 2019.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied Multivariate Statistical Analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 2007. 773p.

KAISER, H. F. The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis. **Psychometrika**, v.23, n.3, p.187, 1958.

MANLY, B. F. J. **Métodos Estatísticos Multivariados: uma introdução**. 3.ed. Porto Alegre: Bookman. 2008.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. UFMG, Belo Horizonte. 2005.

R CORE TEAM. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. 2012. ISBN 3-900051-07-0. Disponível em <<http://www.R-project.org/>>

RENCHEER, A. C. **Methods of multivariate analysis**. New York: John Wiley, 2002. 708p.

SILVA, A. R. **Métodos de Análise Multivariada em R**. Piracicaba, FEALQ. 2016.