

**ESCALA DE CAPITAL CULTURAL: EVIDÊNCIAS DE VALIDADE BASEADAS NA  
ESTRUTURA INTERNA**

***ESCALA DE CAPITAL CULTURAL: EVIDENCIA DE VALIDEZ BASADA EN  
ESTRUTURA INTERNA***

***CULTURAL CAPITAL SCALE: EVIDENCE OF VALIDITY BASED ON INTERNAL  
STRUCTURE***



Alexandre Chaves NUNES<sup>1</sup>  
e-mail: chavesnunes.alexandre@gmail.com



Josemberg Moura de ANDRADE<sup>2</sup>  
e-mail: josemberg.andrade@gmail.com

**Como referenciar este artigo:**

NUNES, A. C.; ANDRADE, J. M. Escala de Capital Cultural: Evidências de validade baseadas na estrutura interna. **Revista on line de Política e Gestão Educacional**, Araraquara, v. 27, n. 00, e023006, 2023. e-ISSN: 1519-9029. DOI: <https://doi.org/10.22633/rpge.v28i00.18185>



| **Submetido em:** 19/06/2023  
| **Revisões requeridas em:** 05/10/2023  
| **Aprovado em:** 17/12/2024  
| **Publicado em:** 26/02/2024

---

**Editor:** Prof. Dr. Sebastião de Souza Lemes  
**Editor Adjunto Executivo:** Prof. Dr. José Anderson Santos Cruz

---

1 Universidade de Brasília (UNB), Brasília – BR – Brasil. Doutorando em Psicologia Social do Trabalho e das Organizações - PSTO.

2 Universidade de Brasília (UNB), Brasília – DF – Brasil. Docente do Programa PSTO.

**RESUMO:** Este estudo visa validar a Escala de Capital Cultural nas Interações Familiares por meio de evidências de validade, centrando-se na estrutura interna do instrumento desenvolvido pelos autores. O capital cultural, conforme delineado pela teoria bourdiesiana, é considerado um conjunto de ativos culturais e sociais adquiridos no ambiente doméstico, e sua relação direta com o desempenho escolar dos alunos é destacada. Nessa análise, foi utilizada uma amostra de 11.795 alunos do 5º ano que responderam a um questionário. A coleta dos dados foi feita de forma eletrônica. A Análise Paralela indicou dois fatores: Capital Cultural Estático e Capital Cultural Relacional, com lambda 2 de Guttman assumindo os valores de 0,702 e 0,845, respectivamente. Calcularam-se os índices UniCO = 0,787, ECV = 0,669 e MIREAL = 0,318. Foi realizada uma Análise Fatorial Exploratória e Análise Fatorial Confirmatória Parcial. Os índices de ajustes CFI = 0,946 e TLI = 0,935, e o índice de resíduo RMSEA = 0,053, as análises de consistência interna, de determinância e replicabilidade dos escores fatoriais nos indicaram evidências de validade para a utilização da Escala de Capital Cultural nas Interações Familiares.

**PALAVRAS-CHAVE:** Capital Cultural. Evidências de Validade. Estrutura Interna. Análise Fatorial.

**RESUMEN:** Este estudio tiene como objetivo validar la Escala de Capital Cultural en Interacciones Familiares a través de evidencia de validez, centrándose en la estructura interna del instrumento. El capital cultural, tal como lo plantea la teoría bourdiesiana, es considerado un conjunto de bienes culturales y sociales adquiridos en el entorno doméstico, y se destaca su relación directa con el rendimiento académico de los estudiantes. En este análisis, utilizamos una muestra de 11.795 estudiantes de 5º grado que respondieron un cuestionario. La recolección de datos se realizó electrónicamente. El Análisis Paralelo indicó dos factores: Capital Cultural Estático y Capital Cultural Relacional, con la lambda 2 de Guttman asumiendo valores de 0,702 y 0,845, respectivamente. Calculamos los índices UniCO = 0,787, ECV = 0,669 y MIREAL = 0,318. Utilizamos Análisis Factorial Exploratorio y Análisis Factorial Confirmatorio Parcial. Los índices de ajuste CFI = 0,946 y TLI = 0,935, y el índice de residuos RMSEA = 0,053, los análisis de consistencia interna, determinación y replicabilidad de las puntuaciones factoriales nos dieron evidencia de validez para el uso de la Escala de Capital Cultural en las Interacciones Familiares.

**PALABRAS CLAVE:** Capital cultural. Evidencia de validez. Estructura interna. Análisis factorial.

**ABSTRACT:** This study aims to validate the Cultural Capital in Family Interactions Scale through validity evidence, focusing on the internal structure of the instrument. As outlined by the Bourdiesian theory, cultural capital is considered a set of cultural and social assets acquired in the domestic environment, and its direct relationship with students' academic performance is highlighted. In this analysis, we used a sample of 11,795 5th-grade students who answered a questionnaire. Data collection was done electronically. The Parallel Analysis indicated two factors: Static Cultural Capital and Relational Cultural Capital, with Guttman's lambda 2 assuming values of 0.702 and 0.845, respectively. We calculated UniCO = 0.787, ECV = 0.669 and MIREAL = 0.318 indices. We used Exploratory Factor Analysis and Partial Confirmatory Factor Analysis. The adjustment indices CFI = 0.946 and TLI = 0.935, and the residue index RMSEA = 0.053, the analysis of internal consistency, determinants, and replicability of the factorial scores gave us evidence of validity for the use of the Cultural Capital Scale in Family Interactions.

**KEYWORDS:** Cultural capital. Evidence of validity. Internal structure. Factor analysis.

## Introdução

O capital cultural corresponde a um conjunto de ativos culturais, como títulos escolares, diplomas, conhecimentos, habilidades e competências, que são adquiridos ao longo da vida e, uma vez somados, podem resultar em outros capitais, como o social e econômico (Bourdieu, 1987). Jaeger e Karlson (2018) acrescentam que o processo de transmissão do capital cultural pode acontecer de pais para filhos ou por meio de investimentos e socialização.

Segundo Bourdieu (1998a), o capital cultural é uma variável educativa que apresenta um poder de diferenciação quase semelhante ao capital econômico no que diz respeito ao desempenho acadêmico dos alunos. Segundo esse mesmo autor, “a reprodução da estrutura de distribuição do capital cultural se dá na relação entre as estratégias das famílias e a lógica específica da instituição escolar” (Bourdieu, 2018, p. 34). Assim, pesquisar o capital cultural nas relações familiares pode gerar estratégias de intervenção com o objetivo de reduzir a desigualdade social.

De acordo com o sociólogo Bourdieu (1998b), boa parte daqueles que são reconhecidos como “bons alunos” em uma sala de aula, são resultados da ação familiar, principalmente, do ponto de vista cultural. Segundo esse mesmo autor, os alunos com alto índice de capital cultural encontram mais facilidades no ambiente escolar, pois os professores estabelecem uma maior identificação com eles (Bourdieu, 1998a). Dessa forma, a cada geração dos descendentes da população de alto nível cultural, que na sua maioria são pessoas de alto nível socioeconômico, reproduzirão esse capital nas futuras gerações, tornando-se um ciclo, o que Bourdieu chama de Reprodução Cultural (Bourdieu, 1998a).

Contrapondo a teoria da Reprodução Social, DiMaggio (1982) sugere que, de acordo com as situações e experiências vividas em cada família, o capital cultural pode ser adquirido e incrementado, o que ele chama de Mobilidade Cultural. A teoria da Mobilidade Cultural quebra a rigidez da Reprodução Cultural e traz uma nova perspectiva para as famílias de baixo nível socioeconômico alcançarem outros patamares de capital cultural (Jaeger; Karlson, 2018). Conseqüentemente, alunos das camadas socioeconômicas mais baixas poderão alcançar melhores resultados acadêmicos desde que as famílias adquiram mais capital cultural.

O capital cultural pode existir em três estados: incorporado, objetivado e institucionalizado (Bourdieu, 1987). O capital cultural no estado objetivado está presente na forma de bens culturais como quadros, pinturas de arte, instrumentos musicais, visitas a museus, galerias e apresentações musicais. Da mesma forma que o capital econômico exige investimento para o seu crescimento, o capital cultural também requer algum tipo de

investimento para o seu desenvolvimento (Bourdieu, 1987). O capital cultural no estado incorporado é adquirido ao longo da vida por meio de experiências e trocas cotidianas (Crossley, 2018). No estado incorporado, o capital cultural é resultado do investimento do tempo, pois não é transferido instantaneamente como se faz com o capital financeiro. Envolve um custo pessoal, dedicação e até mesmo renúncia (Bourdieu, 1987).

No ambiente familiar, essa troca de experiência e, conseqüentemente, a formação de hábitos tendem a ser mais suntuosas justamente pelo maior tempo de interação que ocorre entre os componentes da família. Principalmente, quando levamos em consideração que as crianças observam e copiam o comportamento dos adultos com os quais elas mais se identificam (Bandura, 1977). No estado institucional, o capital cultural está associado aos títulos e conquistas acadêmicas alcançadas (Sieben; Lechner, 2019).

Tramonte e Willms (2010) dividem o capital cultural em duas dimensões: capital cultural estático (CCE) e capital cultural relacional (CCR). O CCE está relacionado com os estados objetivados, uma vez que inclui a posse de bens da alta cultura, instrumentos musicais, obras de arte e visitas a museus e teatros. Por outro lado, o CCR está relacionado ao estado incorporado, visto que, segundo a definição dos pesquisadores, essa dimensão inclui discussões entre as crianças e seus pais sobre questões políticas, culturais e sociais, além dos assuntos oriundos da vivência no ambiente escolar.

Para captar o capital cultural que é transmitido dos pais aos filhos no ambiente familiar, levando em consideração as duas dimensões (CCR e CCE) propostas por Tramonte e Willms (2010), faz-se necessário ter um instrumento com essa abordagem e que apresente evidências de validade. Essas evidências vão dizer o quanto o instrumento é adequado para o uso ao qual foi proposto (Aera; Apa; Ncme, 2014; Pacico; Hutz, 2015; Andrade; Valentini, 2018). Todavia, precisa-se entender que a validade não é uma característica que permite apenas duas possibilidades, como válido ou não válido, mas sim um processo “contínuo, variando em termos de quantidade e qualidade das evidências que suportam dada interpretação para os escores de um instrumento” (Ambiel; Carvalho, 2017, p. 87). Dessa forma, à medida que novas constatações são obtidas sobre o teste, mais evidências se tem da sua adequação ao construto que se propõe a medir.

A literatura aponta cinco fontes de evidências de validade que poderão dar sustentação ao instrumento: 1. Evidências com base no conteúdo; 2. Com base no processo de resposta; 3. Com base na estrutura interna; 4. Com base na relação com outras variáveis; e 5. Com base nas conseqüências de testagem (Aera; Apa; Ncme, 2014; Andrade; Valentini, 2018; Jesus; Rêgo;

Souza, 2018). Apesar das cinco fontes de evidências serem importantes no processo de construção dos instrumentos psicológicos e educacionais, o objetivo deste artigo está centrado na busca de evidências de validade baseadas na estrutura interna do instrumento.

A busca de evidências de validade com base na estrutura interna preocupa-se em estabelecer a relação dos itens do teste com o construto a ser medido e as relações desses mesmos itens com as possíveis dimensões derivadas desse construto. Entre as técnicas psicométricas utilizadas para isso, temos a Análise Fatorial Exploratória (AFE) e a Análise Fatorial Confirmatória (AFC) (Andrade; Valentini, 2018), além de uma técnica intermediária conhecida como Análise Fatorial Confirmatória Parcial (AFCP) (Rogers, 2022).

O objetivo geral deste artigo foi obter evidências de validade baseadas na estrutura interna da Escala de Capital Cultural nas Interações Familiares. Os objetivos específicos do presente estudo foram verificar a estrutura fatorial da escala de capital cultural nas interações familiares e obter estimativas de fidedignidade dos fatores.

## **Método**

### **Participantes**

A pesquisa foi submetida a 18.607 alunos, de um total de 19.649, todos pertencentes a uma mesma rede de escolas particulares. A rede é composta por 334 unidades presentes em todo o Brasil e, anualmente, realiza uma avaliação em larga escala para verificar o desempenho dos alunos nas disciplinas de Língua Portuguesa (LP) e Matemática (MT). Dos 18.607 alunos convidados, 12.835 aceitaram participar espontaneamente da pesquisa com a devida autorização dos pais.

Foram excluídos da amostra os alunos que não responderam ao questionário de Capital Cultural de forma integral. Assim, a amostra final foi de 11.795 alunos do 5º ano do Ensino Fundamental, sendo 49,6% do sexo masculino e 50,3% do sexo feminino. Com relação à idade, no momento da pesquisa, o percentual de 55,1% tinha idade de 10 anos, 42,3% idade de 11 anos, 0,9% idade inferior a 10 anos e 1,6% idade superior a 11 anos, e 0,1% não respondeu.

A pesquisa foi realizada em 323 escolas, tendo em média 37 alunos participantes por escola ( $M = 36,5$ ,  $DP = 21,6$ ). Os estudantes estavam distribuídos nas cinco macrorregiões geográficas do Brasil, nas seguintes proporções: 41,6% na região Sudeste; 21,6% na região Sul; 14,1% na região Norte; 13,1% na região Centro-Oeste; e 9,6% na região Nordeste.

## Instrumentos

O instrumento de Capital Cultural nas Interações Familiares foi construído e aplicado juntamente com uma avaliação de Língua Portuguesa e Matemática. A avaliação de conhecimento continha 22 itens de Matemática e 22 itens de Língua Portuguesa. Após os alunos responderem às questões de conhecimento, eles tiveram acesso ao instrumento elaborado para medir o capital cultural nas interações familiares. Esse instrumento é composto por 26 itens que retratam situações que podem acontecer no ambiente familiar, sendo 12 itens da dimensão CCE e 14 itens da dimensão CCR. Os itens foram apresentados aos alunos de maneira que respondessem utilizando uma escala de frequência no formato *Likert*, com os seguintes pontos: 0 – Nunca acontece; 1 – Raramente; 2 – Poucas vezes; 3 – Frequentemente; e 4 – Sempre. A Tabela 1 apresenta os 26 itens e a dimensão à qual cada um pertence.

**Tabela 1 – Itens do capital cultural**

Item	Descrição	Dimensão
IT01	Alguém na minha casa pratica algum tipo de pintura (papel, quadros, telas, tecido, parede, vidro, etc.).	CCE
IT02	Alguém na minha casa pratica algum tipo de artes manuais (costura, carpintaria, bordado, crochê ou outras).	CCE
IT03	Alguém na minha casa canta em ambientes públicos (reuniões familiares, igreja, escola, eventos, etc.).	CCE
IT04	Alguém na minha casa toca algum instrumento musical.	CCE
IT05	Alguém na minha casa participa de peças teatrais, encenações ou dramatizações.	CCE
IT06	Eu converso com os membros da minha família sobre o que acontece na minha escola.	CCR
IT07	Eu converso com membros da minha família sobre assuntos diversos (futebol, religião, política, amigos, etc.).	CCR
IT08	Eu converso com membros da minha família sobre notícias que passam na TV.	CCR
IT09	Eu converso com membros da minha família sobre as Artes (música, literatura, pintura, escultura, monumentos, filmes, etc.).	CCR
IT10	Meus pais/responsáveis me indicam livros para leitura.	CCR
IT11	Alguém na minha casa fala ou estuda outros idiomas.	CCE
IT12	Alguém na minha casa viaja para outras regiões do país.	CCE
IT13	Alguém na minha casa viaja para outro país.	CCE
IT14	Converso com meus pais/responsáveis sobre os assuntos dos livros que leio.	CCR
IT15	Meus pais/responsáveis acompanham as minhas tarefas escolares.	CCR
IT16	Meus pais/responsáveis conversam comigo sobre o meu futuro.	CCR
IT17	Meus pais/responsáveis conversam comigo sobre os meus resultados na escola.	CCR
IT18	Alguém na minha casa faz coleção de alguma coisa (selos, moedas antigas, figurinhas).	CCE
IT19	Alguém na minha casa visita teatros.	CCE
IT20	Alguém na minha casa visita museus.	CCE
IT21	Alguém na minha casa visita apresentações musicais (orquestras, bandas, recitais).	CCE
IT22	Meus pais/responsáveis conversam comigo sobre como devo tratar as pessoas.	CCR
IT23	Na minha casa nós trocamos informações sobre os temas da atualidade.	CCR
IT24	Meus pais/responsáveis levam a sério o que eu falo (consideram a minha opinião).	CCR
IT25	Meus pais/responsáveis me orientam sobre como aproveitar bem o tempo.	CCR
IT26	Meus pais dedicam algum tempo para brincar/jogar comigo.	CCR

Fonte: Elaboração dos autores.

A elaboração dos itens que compõem o instrumento aconteceu a partir de diversas situações que acontecem no ambiente familiar e que estão em concordância com a definição de CCR e CCE proposta por Tramonte e Willms (2010). Estes itens, após elaborados, foram submetidos a análise de juízes e apresentados ao público-alvo com o objetivo de coletar evidências de validade baseadas no conteúdo. Após passar por esse processo, sendo melhorado a cada nova etapa, o instrumento ficou composto pelos 26 itens descritos na Tabela 1. O instrumento foi inserido em uma avaliação da rede composta, ao todo, de 87 itens, sendo distribuídos da seguinte maneira: 44 itens de conhecimento em Língua Portuguesa e Matemática; 17 itens de perguntas Sociodemográficas; e 26 itens de Capital Cultural.

### Procedimento de coleta de dados

A coleta de dados aconteceu de forma eletrônica por um sistema desenvolvido pela própria rede de ensino. Os alunos, por meio de um *login* e senha pessoal, entravam no ambiente virtual e realizavam a avaliação respondendo também ao questionário. As avaliações foram realizadas na escola, sob a supervisão dos aplicadores. Os estudantes tiveram um tempo mínimo de 30 minutos e máximo de 240 minutos para resolver a prova. Junto com o questionário havia o termo de assentimento no qual o aluno poderia optar ou não pela participação na pesquisa.

### Análise de dados

Para alcançar o objetivo geral, que é a busca de evidências de validade baseadas na estrutura interna, foram estabelecidos dois objetivos específicos. Para estabelecer a quantidade correta de fatores que possui o instrumento (objetivo específico ‘a’), utilizou-se o método da Análise Paralela (AP) considerando sua melhor performance na determinação de fatores a serem retidos (Damásio, 2012). Com a AP, realizamos procedimentos de *Closeness to Unidimensionality Assesment* que auxiliam na identificação de unidimensionalidade do construto evitando que a quantidade de fatores do modelo seja estimada equivocadamente.

O indicador *Closeness to Unidimensionality Assesment* contribui para identificar se um instrumento é multifatorial. “A ideia por trás do teste é a de que, por vezes, instrumentos multifatoriais apresentam fatores pouco definidos e difíceis de serem reproduzidos, mas que melhoram os índices de ajuste” (Damásio; Dutra, 2017, p. 255). Três índices ajudam a identificar sinais de unidimensionalidade: o *Unidimensional Congruence* (UniCo) indica a proximidade da unidimensionalidade quando seu valor está acima de 0,95; e o *Explained*

*Common Variance* (ECV) indica sinais de unidimensionalidade quando seus valores são superiores a 0,85. O terceiro índice é o *Mean of Item Residual Absolute Loadings* (MIREAL) que é uma medida de resíduo. Nesse caso, para que o instrumento aponte unidimensionalidade, esse índice assume valores menores que 0,30 (Damásio; Dutra, 2017).

Uma vez que os indicadores de unidimensionalidade rejeitam a hipótese de um único fator e a análise paralela confirmou a presença de dois fatores, avançamos na nossa análise para outros índices que possam explicar como os dados se comportam para o modelo proposto. A fim de testar o quanto os itens estavam correlacionados entre si determinando cada fator (objetivo específico ‘b’), utilizou-se a Análise Fatorial Exploratória (AFE) que também serviu para avaliar a qualidade dos itens (Pasquali, 2012). A análise fatorial é uma técnica estatística que trabalha com análises multivariadas pressupondo que uma série de variáveis observadas pode ser explicada por variáveis não observáveis denominadas fatores.

Isso ocorre quando essas variáveis observadas trazem consigo algo em comum, gerando intercorrelações entre elas (Pasquali, 2012). Quem provoca essas intercorrelações é o fator comum, não observável. Quando o objetivo é explorar um novo instrumento e como os itens se comportam, usa-se a Análise Fatorial Exploratória (AFE) (Damásio; Dutra, 2017). Porém, antes de conduzir a AFE, fez-se necessário verificar a adequação da amostra ao modelo. Para isso, utilizou-se o teste de *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO) que “mensura a quantidade de variância compartilhada entre os itens capaz de ser explicada por fatores latentes” (Damásio; Dutra, 2017, p. 254).

Existem vários métodos para a realização da AFE e estimação dos parâmetros fatoriais. O método adotado para conduzir a AFE neste artigo foi o *Diagonally Weight Least Square* (DWLS) por pelo menos dois motivos: 1. Esse método não requer que os dados estejam distribuídos normalmente; 2. É um método mais recomendado quando há dados considerados ordinais (Damásio; Dutra, 2017).

Dando sequência à nossa análise, realizamos uma Análise Fatorial Confirmatória que usamos de forma parcial na Análise Fatorial Exploratória. Essa abordagem intermediária é conhecida como Análise Fatorial Confirmatória Parcial (AFCP) (Rogers, 2022). Essa técnica é interessante, pois traz alguns indicadores da Análise Fatorial Confirmatória que são úteis na avaliação do modelo. Começamos nessa abordagem intermediária com uma medida de resíduo: *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA). Quando se trata de resíduo, quanto menor o valor encontrado, melhor será a adequação ao modelo.



Usamos outros indicadores para medir o quanto o modelo proposto se ajusta aos dados. Os indicadores de *Tucker-Lewis Index* (TLI), que também pode ser conhecido como *Non-Normed Fit Index* (NNFI), e o *Comparative Fit Index* (CFI) foram usados para fazer essa avaliação de ajuste. Nesse caso, por se tratar de indicadores de ajuste, quanto maior o valor do indicador, mais ajustado se torna o modelo aos dados (Damásio; Dutra, 2017).

Utilizamos alguns procedimentos para avaliar a qualidade dos escores fatoriais gerados pela aplicação do instrumento. Para calcular a fidedignidade do instrumento, utilizou-se o cálculo do *Lambda 2* de Guttman (Valentini; Laros; Mose, 2021), uma vez que, o alfa de *Cronbach* tem sido cada vez menos usado pelos pesquisadores (Maroco; Garcia-Marques, 2006), recebendo críticas por subestimar a confiabilidade da pontuação de um teste ou superestimar a confiabilidade quando os erros estão correlacionados (Bourque *et al.*, 2019). Nós também utilizamos o índice ORION (*Overall Reliability of fully-Informative prior Oblique N-EAP*) para calcular a fidedignidade do escore total de todos os participantes em cada fator. Calculamos também o índice de determinância dos escores e a replicabilidade dos escores fatoriais por meio do índice *H-Observed*. Esse último “indica o quanto o conjunto de itens representa o fator comum” (Rogers, 2022, p. 13), sendo o mais indicado para variáveis ordinais.

As AP, AFE, os índices da AFCP, os procedimentos de *Closeness to Unidimensionality Assessment*, os índices ORION, de determinância e de replicabilidade dos escores fatoriais foram conduzidos pelo *software Factor 12.03.01*. O cálculo do coeficiente de fidedignidade *Lambda 2* de Guttman foi realizado por meio do *Statistical Data Analysis Software* (SPSS) 28.0.1.0.

## Resultados

A partir do modelo teórico proposto por Tramonte e Willms (2010) pelo qual o instrumento foi construído esperava-se uma estrutura com dois fatores, sendo eles: CCE e CCR. Para estimar a quantidade de fatores, utilizou-se o método da AP. Diferentemente do método de Kaiser, que sugere considerar todos os fatores que têm os autovalores maiores que 1,0 (Pasquali, 2012), a AP estima as dimensões a partir de uma grande quantidade de amostras geradas randomicamente comparando os autovalores dos dados reais com os autovalores da amostra (Timmerman; Lorenzo-Seva, 2011). A quantidade de autovalores gerados a partir dos dados reais que são maiores do que os autovalores gerados a partir das amostras aleatórias representa

o número de fatores a ser retido (Hayton; Allen; Scarpello, 2004). O procedimento da AP indicou a presença de dois fatores.

Antes de avançar na condução da AFE, fez-se necessário verificar o índice de adequação da amostra ao modelo proposto. O valor do KMO encontrado foi de 0,88, IC95% (0,85, 0,88). De acordo com Pasquali (2012), valores de KMO a partir de 0,70 a 0,79 são considerados medianos, de 0,80 a 0,89, meritórios e acima de 0,90, maravilhosos.

Na realização da AFE, optou-se por analisar a matriz de dados a partir de uma correlação policórica, sendo que uma escala *Likert* deve ser considerada como dados ordinais (Damásio; Dutra, 2017). Os fatores apresentaram uma correlação de 0,370, IC95% (0,309 0,421). Optou-se também por uma rotação oblíqua, já que ela facilita a interpretação dos fatores (Seva-Lorenzo; Ferrando, 2006), uma vez que havendo uma rotação não ortogonal o relacionamento entre os fatores fica mais notável (Pasquali, 2012) devido à correlação existente entre eles (Devellis, 2017).

A Tabela 2 mostra as covariâncias entre as variáveis observáveis e os fatores, bem como os respectivos intervalos de confiança de cada uma delas. Essas covariâncias são chamadas de cargas fatoriais (Pasquali, 2012).

**Tabela 2** – Carga fatorial com intervalo de confiança (95%) de cada item nos dois fatores

Item	F1		F2	
	Carga fatorial	IC 95%	Carga fatorial	IC 95%
IT01	-0,043	(-0,110 0,021)	0,440	(0,369 0,506)
IT02	0,005	(-0,061 0,071)	0,366	(0,292 0,425)
IT03	0,058	(-0,010 0,112)	0,293	(0,227 0,358)
IT04	-0,008	(-0,062 0,044)	0,480	(0,424 0,534)
IT05	0,008	(-0,043 0,076)	0,577	(0,509 0,637)
IT06	0,629	(0,579 0,677)	-0,143	(-0,199 -0,076)
IT07	0,579	(0,528 0,632)	0,053	(-0,009 0,119)
IT08	0,511	(0,457 0,562)	0,078	(0,019 0,143)
IT09	0,375	(0,321 0,427)	0,293	(0,235 0,349)
IT10	0,489	(0,435 0,535)	0,156	(0,096 0,212)
IT11	0,014	(-0,037 0,072)	0,476	(0,419 0,534)
IT12	-0,118	(-0,182 -0,060)	0,522	(0,450 0,577)
IT13	-0,204	(-0,276 -0,150)	0,612	(0,547 0,674)
IT14	0,557	(0,509 0,607)	0,123	(0,059 0,182)
IT15	0,560	(0,512 0,608)	-0,080	(-0,148 -0,021)
IT16	0,685	(0,638 0,724)	-0,074	(-0,128 -0,014)
IT17	0,734	(0,687 0,781)	-0,165	(-0,226 -0,104)
IT18	0,118	(0,054 0,175)	0,332	(0,260 0,386)

<b>IT19</b>	0,076	(0,020 0,127)	0,632	(0,569 0,683)
<b>IT20</b>	0,047	(-0,011 0,096)	0,563	(0,504 0,614)
<b>IT21</b>	0,082	(0,024 0,131)	0,569	(0,519 0,617)
<b>IT22</b>	0,683	(0,634 0,735)	-0,111	(-0,176 -0,054)
<b>IT23</b>	0,602	(0,552 0,655)	0,078	(0,007 0,136)
<b>IT24</b>	0,515	(0,457 0,565)	-0,099	(-0,162 -0,045)
<b>IT25</b>	0,673	(0,627 0,722)	-0,068	(-0,136 -0,019)
<b>IT26</b>	0,489	(0,439 0,540)	0,034	(-0,023 0,092)

Fonte: Elaboração dos autores.

Segundo Hair *et al.* (2009), cargas fatoriais entre  $|0,30|$  e  $|0,40|$  são minimamente aceitáveis. Todavia, esse mesmo autor recomenda que, para amostras superiores a 350 participantes, cargas de 0,30 podem ser consideradas como significativas. Assim, apenas o IT03 foi retirado da análise por não alcançar o requisito mínimo.

Na sequência, o IT09 também foi retirado da análise por apresentar carga fatorial nos dois fatores (0,375 e 0,293). Hair *et al.* (2009) recomenda a eliminação do item na análise. Embora a carga em um dos fatores não apresente significância, a diferença entre as cargas é muito pequena (0,082). Dessa forma, adotou-se um modelo mais parcimonioso (Pasquali, 2012).

Com a eliminação dos dois itens, rodou-se uma nova AFE com 24 itens. O KMO manteve o valor e a análise paralela, a indicação de dois fatores. A variância explicada foi de 36,24%. A Tabela 3 apresenta os itens com suas cargas fatoriais, intervalos de confiança e o fator correspondente na nova configuração.

**Tabela 3** – Carga fatorial, intervalo de confiança e classificação de cada item nos fatores após a eliminação dos itens IT03 e IT09 da análise

Item	F1		F2	
	Carga fatorial	IC 95%	Carga fatorial	IC 95%
<b>IT01</b>	0,416	(0,349 0,476)		
<b>IT02</b>	0,354	(0,290 0,424)		
<b>IT04</b>	0,433	(0,374 0,492)		
<b>IT05</b>	0,537	(0,471 0,601)		
<b>IT06</b>			0,610	(0,555 0,656)
<b>IT07</b>			0,568	(0,512 0,620)
<b>IT08</b>			0,506	(0,450 0,557)
<b>IT10</b>			0,483	(0,430 0,533)
<b>IT11</b>	0,486	(0,430 0,545)		
<b>IT12</b>	0,557	(0,491 0,612)		
<b>IT13</b>	0,654	(0,581 0,713)		
<b>IT14</b>			0,546	(0,492 0,592)

IT15			0,557	(0,504 0,601)
IT16			0,684	(0,636 0,721)
IT17			0,734	(0,684 0,775)
IT18	0,338	(0,285 0,401)		
IT19	0,636	(0,589 0,689)		
IT20	0,568	(0,514 0,623)		
IT21	0,553	(0,494 0,606)		
IT22			0,678	(0,623 0,721)
IT23			0,598	(0,552 0,646)
IT24			0,508	(0,459 0,564)
IT25			0,666	(0,626 0,714)
IT26			0,478	(0,427 0,532)

Fonte: Elaboração dos autores.

F1 = CCE: Capital Cultural Estático; F2 = CCR: Capital Cultural Relacional; Cargas inferiores a 0,3 não foram apresentadas.

Apesar da AP já ter indicado a presença de dois fatores, conduzimos nova análise que tem como objetivo verificar a unidimensionalidade do construto. A Escala de Capital Cultural, alvo deste estudo, apresentou os seguintes índices: UniCO = 0,787 IC 95% (0,738 0,825); ECV = 0,669 IC 95% (0,646 0,691); e MIREAL = 0,318 IC 95% (0,307 0,333). Os valores de referência para unidimensionalidade são os seguintes; UniCO > 0,95, ECV > 0,85 e MIREAL < 0,30 (Damásio; Dutra, 2017).

A AFCP apresentou o seguinte índice de resíduo: RMSEA foi de 0,053 IC 95% (0,0498 0,0534), portanto dentro dos parâmetros recomendados. Os índices de ajustes também apresentaram bons indicadores: TLI = 0,935 IC 95% (0,926 0,927) e CFI = 0,946 IC 95% (0,940 0,956). A literatura recomenda que no mínimo os indicadores computem 0,90 ou que sejam superiores a 0,95 (Hair *et al.*, 2009; Damásio; Dutra, 2017). Nesse caso, os valores de ajustes estão dentro dos limites aceitáveis.

Para calcular a fidedignidade do instrumento, utilizamos o cálculo do *Lambda 2* de Guttman (Valentini; Laros; Mose, 2021). Os 11 itens do fator CCE registraram um valor de *Lambda 2* de 0,702 e os 13 itens do fator CCR, um valor de *Lambda 2* de 0,845. Utilizamos também o índice ORION para calcular a fidedignidade do escore total de todos os participantes em cada fator. Novamente o fator CCR apresentou um índice maior (0,883) do que o fator CCE (0,820). Outro índice que avalia os escores fatorais é o Índice de Determinância Fatorial, “que estima se os escores fatoriais podem ser bons indicadores do fator latente” (Damásio; Dutra, 2017, p. 258). O valor mínimo esperado para cada fator é acima de 0,80. O fator CCE obteve 0,906 e o CCR 0,940.

Calculamos também o indicador de replicabilidade dos fatores a partir do índice *H-Observed*. A métrica para interpretação do *H-Observed* é que valores superiores a 0,80 são considerados aceitáveis (Damásio; Dutra, 2017). O fator CCE alcançou um valor de 0,791 IC95% (0,779 0,810), ficando um pouco abaixo do limiar aceitável, que se for reduzido para uma casa decimal estaria dentro do aceitável. Por outro lado, o fator CCR com valor de 0,864 IC 95% (0,856 0,875) está acima do limiar aceitável.

## Discussão

O objetivo geral desse artigo foi obter evidências de validade baseadas na estrutura interna para a Escala de Capital Cultural nas Interações Familiares elaborada por autor. Decompomos o objetivo geral em dois objetivos específicos que foram verificar a estrutura fatorial da escala de capital cultural nas interações familiares e obter estimativas de fidedignidade dos fatores.

A versão com 26 itens do instrumento foi substituída por uma versão com 24 itens, uma vez que dois itens foram eliminados. O item 3 foi eliminado por apresentar baixa carga fatorial, enquanto o item 9 apresentou cargas fatoriais cruzadas. Mesmo eliminando esses dois itens, a análise paralela indicou a presença de dois fatores. Os itens se agruparam nos fatores exatamente de acordo com a teoria. Para realizar o procedimento de *Closeness to Unidimensionality Assesment*, utilizamos três indicadores, sendo eles: UniCO, ECV e o MIREAL, que rejeitaram a hipótese de o instrumento ser unidimensional.

Além da AFE, utilizamos os ajustes de um modelo da AFCP (Rogers, 2022) que contribuíram para verificar se a estrutura interna do instrumento estava adequada. Calculamos o RMSEA, que indicou baixo nível de resíduo, como também os índices TLI e CFI. Todos esses indicadores apontaram para um bom ajuste do modelo.

O cálculo do *Lambda 2* de Guttman indicou que os fatores apresentam consistência interna adequada. Calculamos também o índice ORION para medir a fidedignidade do escore total dos participantes e o índice de determinância fatorial para verificar se os escores fatoriais são bons estimadores do fator latente. Em todos os casos, os resultados foram aceitáveis, sendo que o fator CCR teve um melhor desempenho quando comparado ao fator CCE.

Por fim, calculamos o índice de replicabilidade por meio do índice *H-Observed* dos fatores. Novamente, o fator CCR obteve o melhor desempenho.

## **Conclusão**

Este estudo, que teve por objetivo encontrar evidências de validade baseadas na estrutura interna do instrumento elaborado para medir o Capital Cultural nas Interações Familiares, alcançou êxito na sua proposta. Embora dois itens tenham sido eliminados do instrumento, os demais itens apresentaram um comportamento psicométrico satisfatório. Os 24 itens se agruparam de acordo com o modelo teórico proposto Tramonte e Willms (2010) e apresentaram índices que nos dão segurança para a utilização do instrumento no contexto de pesquisa. Dessa forma, a versão final ficou composta de 13 itens pertencentes ao fator CCR e 11 itens pertencentes ao fator CCE.

Com base em todos os indicadores mencionados na seção de Resultados, entendemos que temos evidências de validade suficientes para o uso do instrumento na sua finalidade de medir o capital cultural adquirido nas interações feitas no ambiente familiar nas suas duas dimensões: CCR e CCE. A dimensão relacional (CCR) está diretamente ligada ao estado do capital cultural no estado incorporado, enquanto a dimensão estática (CCE) está associada ao capital cultural no estado objetivado.

Para estudos futuros, recomendamos que novos itens sejam agregados aos dois fatores para que contemplem de forma mais ampla o espectro do construto, aumentando a porção da variância explicada. Uma revisão nos itens do fator CCE poderá melhorar a replicabilidade do instrumento.

O próximo passo nessa sequência de estudos é verificar se há impacto do capital cultural obtido a partir das interações familiares no desempenho acadêmico dos alunos. Será interessante também verificar se existem diferenças do capital cultural entre as escolas e se isso impacta os alunos que frequentam essas unidades de ensino.

## REFERÊNCIAS

- AMERICAN EDUCATIONAL RESEARCH ASSOCIATION (AERA); AMERICAN PSYCHOLOGICAL ASSOCIATION (APA); NATIONAL COUNCIL ON MEASUREMENT IN EDUCATION (NCME). **The Standards for educational and psychological testing**. Washington: American Educational Research Association, 2014.
- AMBIEL, R. A. M.; CARVALHO, L. F. Definições e papel das evidências de validade baseadas na estrutura interna em psicologia. *In*: DAMÁSIO B. F.; BORSA, J. C. (org.). **Manual de desenvolvimento de instrumentos psicológicos**. São Paulo: Vetor Editora Psico-pedagógica, 2017. p. 85-100.
- ANDRADE, J. M.; VALENTINI, F. Diretrizes para a Construção de Testes Psicológicos: a resolução CFP nº 009/2018 em destaque. **Psicologia: Ciência e Profissão**, Brasília, DF, v. 38, n. esp., p. 28-39, 2018. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1590/1982-3703000208890>. Acesso em: 06 maio 2023.
- BANDURA, A. **Social learning theory**. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1977.
- BOURDIEU, P. Los tres estados del capital cultural. **Sociológica**, v. 2, n. 5, 1987. Disponível em: <http://www.sociologicamexico.azc.uam.mx/index.php/Sociologica/article/view/1043/1015>. Acesso em: 06 maio 2023.
- BOURDIEU, P. **Capital cultural, escuela y espacio social**. 2. ed. España: Siglo XXI editores, 1998a.
- BOURDIEU, P. A escola conservadora: as desigualdades frente à escola e à cultura. *In*: NOGUEIRA, M. A.; CATANI, A. (org.). **Escritos de Educação**. Petrópolis, RJ: Vozes, 1998b. p. 39-64.
- BOURDIEU, P. **Razões práticas: sobre a teoria da ação**. Campinas, SP: Papyrus, 2018.
- BOURQUE, J. *et al.* L'alpha de Cronbach est l'un des pires estimateurs de la consistance interne: une étude de simulation. **Revue Des Sciences de L'éducation**, v. 45, n. 2, p. 78-99, 2019. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.7202/1067534ar>. Acesso em: 6 maio 2023.
- CROSSLEY, N. Classe Social. *In*: GRENFELL, M. (ed.). **Pierre Bourdieu: conceitos fundamentais**. Petrópolis, RJ: Vozes, 2018.
- DAMÁSIO, B. F. Uso da análise fatorial exploratória em psicologia. **Avaliação Psicológica**, Campinas, SP, v. 11, n. 2, p. 213–228, 2012.
- DAMÁSIO, B. F.; DUTRA, D. F. Análise fatorial exploratória: Um tutorial com o software Factor. *In*: DAMÁSIO B. F.; BORSA, J. C. (org.). **Manual de desenvolvimento de instrumentos psicológicos**. São Paulo: Vetor Editora Psico-pedagógica, 2017. p. 241-265.
- DEVELLIS, R. F. **Scale Development: theory and Applications**. 4. ed. Los Angeles: Sage Publications, 2017.

DIMAGGIO, P. Cultural capital and school success: the impact of status culture participation on the grades of U.S. high school students. **American Sociological Review**, New York, v. 47, n. 2, p. 189-201, 1982. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2094962>. Acesso em: 10 maio 2023.

HAIR, J. F. *et al.* **Análise multivariada de dados**. 6. ed. Porto Alegre: Bookman, 2009.

HAYTON, J. C.; ALLEN, D. G.; SCARPELLO, V. Factor retention decisions in exploratory factor analysis: a tutorial on parallel analysis. **Organizational Research Methods**, v. 7, n. 2, p. 191-205, 2004.

JAEGER, M. M.; KARLSON, K. Cultural capital and educational inequality: a counterfactual analysis. **Sociological Science**, v. 5, p. 775–795, 2018. Disponível em: <https://sociologicalscience.com/articles-v5-33-775/>. Acesso em: 10 mar. 2023.

JESUS, G. R.; RÊGO, R. M. D. L.; SOUZA, V. V. Evidências de validade de conteúdo da prova de psicologia do Enade. **Estudos em Avaliação Educacional**, São Paulo, v. 29, n. 72, p. 858-884, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.18222/ae.v29i72.4897>. Acesso em: 10 mar. 2023.

MAROCO, J.; GARCIA-MARQUES, T. Qual a fiabilidade do alfa de Cronbach? Questões antigas e soluções modernas. **Laboratório de Psicologia**, v. 4, n. 1, p. 65–90, 2006.

PACICO, J. C.; HUTZ, C. S. Validade. In: HUTZ, C. S.; BANDEIRA, D. R.; TRENTINI, C. M. (org.). **Psicometria**. 1. ed. Porto Alegre: Artmed, 2015. p. 71-84.

PASQUALI, L. **Análise Fatorial para Pesquisadores**. Rio de Janeiro: LabPam, 2012.

ROGERS, P. Melhores práticas para sua análise fatorial exploratória: Tutorial no Factor. **Revista de Administração Contemporânea**, Curitiba, v. 26, n. 6, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1982-7849rac2022210085.por>. Acesso em: 8 maio 2023.

SEVA-LORENZO, U.; FERRANDO, P. J. Factor: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. **Behavior Research Methods**, v. 38, n. 1, p. 88–91, 2006.

SIEBEN, S.; LECHNER, C. M. Measuring cultural capital through the number of books in the household. **Measurement Instruments for the Social Sciences**, v. 1, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1186/s42409-018-0006-0>. Acesso em: 08 mar. 2023.

TIMMERMAN, M. E.; LORENZO-SEVA, U. Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. **Psychological Methods**, v. 16, n. 2, p. 209–220, 2011. Disponível em: <https://doi.org/10.1037/a0023353>. Acesso em: 12 maio 2023.

TRAMONTE, L.; WILLMS, J. D. Cultural capital and its effects on education outcomes. **Economics of Education Review**, v. 29, n. 2, p. 200–213, 2010. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2009.06.003>. Acesso em: 05 fev. 2023.



VALENTINI, F., LAROS, J. A.; MOSE, L. B. Validity evidence of the Abstract and Spatial Reasoning Test. **Trends in Psychology**, v. 29, n. 1, p. 139–154, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/s43076-020-00056-w>. Acesso em: 5 fev. 2023.

### *CRediT Author Statement*

---

**Reconhecimentos:** Não aplicável.

**Financiamento:** Não aplicável.

**Conflitos de interesse:** Não há conflitos de interesse.

**Aprovação ética:** Sim. A pesquisa foi submetida ao comitê de ética de pesquisa da Universidade de Brasília.

**Disponibilidade de dados e material:** Parcialmente disponibilizado mediante solicitação aos autores.

**Contribuições dos autores:** A.C.N. e J.M.A. contribuíram para a concepção, conceitualização, planejamento metodológico/analítico, discussão e conclusão dos resultados do artigo; A. C. N. fez a redação inicial do artigo (rascunho); A. C. N. e J.M.A. são responsáveis pela redação final (revisão e edição).

---

**Processamento e editoração: Editora Ibero-Americana de Educação.**  
Revisão, formatação, normalização e tradução.

