# Método

## Análise de Dados

Testamos dois modelos de análise fatorial exploratória com três fatores específicos. No primeiro modelo não controlamos a aquiescência. No segundo, implementamos o modelo interceptos randômicos (Maydeu & Coffman, 2006), a fim de controlar a variabilidade de aquiescência dos escores. No modelo de interceptos randômicos, estimamos um fator geral de método, no qual todas as cargas são fixas positivamente em 1, e um ou mais fatores específicos descritivos, cujas cargas liberamos para serem estimadas. Ainda que as cargas do fator de método sejam fixas igualmente, os escores esperados dos sujeitos podem variar. A ideia do modelo, portanto, é que este fator geral capture as inconsistências das respostas de cada sujeito. Vale ressaltar que para identificar o modelo, a covariância entre o fator geral de método e os fatores específicos é fixa em 0.

Também controlamos a aquiescência por meio de um modelo MIMIC (*Multiple Indicators*, *Multiple Causes*). Nesta análise, também estimamos um modelo saturado com três fatores específicos. Além disso, calculamos um índice clássico de aquiescência a partir da média de todos os itens (positivos e negativos, sem invertê-los). Em seguida, regredimos o índice de aquiescência em todos os itens. Para identificar o modelo, também fixamos a correlação entre a variável observada com a média de todos os itens e os três fatores latentes.

Em todos os modelos testados, as variáveis foram tratadas como categóricas (com exceção do índice clássico de aquiescência no modelo MIMIC). Portanto, utilizamos o estimador *Weighted Least Squares Mean and Variance* (WLSMV). Utilizamos a rotação oblíqua Geomin. As análises anteriores foram realizadas no *software* Mplus 8.0. Para avaliar os índices de ajuste dos modelos, contemplamos os seguintes valores de corte: CFI > 0,95; TLI > 0,95; RMSEA < 0,06 (Hu & Bentler, 1999).

# Resultados

Testamos a estrutura interna do instrumento de personalidade com dois modelos de análise fatorial exploratória de três fatores, sendo um modelo sem controle de aquiescência e outro com controle. O modelo sem controle de aquiescência não apresentou um ajuste adequado aos dados: χ² (33) = 1169,11, *p* < 0,001, RMSEA = 0,13 (90% IC [0,13; 0,14]), CFI = 0,83, TLI = 0,66. Por sua vez, o modelo de interceptos randômicos apresentou um ajuste excelente: χ² (32) = 30,96, *p* = 0,52, RMSEA = 0 (90% IC [0; 0,02]), CFI = 1, TLI = 1. A variância de aquiescência do fator de interceptos randômicos foi de 0,16, o que aponta que 16% da variância dos meus dados se devem à aquiescência. As cargas fatoriais padronizadas e correlações entre fatores de ambos os modelos estão reportadas na Tabela 1.

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Tabela 1** *Cargas fatoriais padronizadas e correlações do modelo exploratório de interceptos randômicos e do modelo exploratório sem interceptos randômicos* | | | | | | | | |
|  | Sem interceptos randômicos | | |  | Com interceptos randômicos | | | |
| Itens | Abertura | Conscien. | Extrover. |  | Abertura | Conscien. | Extrover. | InterRand |
| y1. Gosto de mudanças | **0,61** | -0,02 | -0,37 |  | **-0,61** | 0,03 | 0,01 | 0,40 |
| y2. Resisto a mudanças | **0,00** | 0,65 | 0,39 |  | **0,60** | 0,03 | 0,01 | 0,40 |
| y3. Gosto de arte | **0,64** | 0,01 | -0,38 |  | **-0,59** | 0,01 | 0,00 | 0,40 |
| y4. Detesto arte | **0,00** | 0,63 | 0,37 |  | **0,59** | 0,02 | 0,00 | 0,40 |
| y5. Sou organizado | 0,57 | **0,00** | 0,02 |  | 0,01 | **-0,57** | 0,02 | 0,40 |
| y6. Sou desorganizado | 0,04 | **0,61** | 0,01 |  | 0,00 | **0,62** | 0,03 | 0,40 |
| y7. Cumpro meus deveres | 0,59 | **0,03** | -0,01 |  | -0,02 | **-0,55** | -0,01 | 0,40 |
| y8. Procrastino minhas tarefas | 0,03 | **0,62** | -0,01 |  | 0,00 | **0,58** | -0,02 | 0,40 |
| y9. Sou extrovertido | 0,61 | -0,02 | **0,32** |  | 0,01 | -0,05 | **0,61** | 0,40 |
| y10. Sou introvertido | -0,02 | 0,61 | **-0,27** |  | 0,05 | 0,00 | **-0,59** | 0,40 |
| y11. Sou comunicativo | 0,59 | 0,02 | **0,28** |  | -0,03 | 0,03 | **0,58** | 0,40 |
| y12. Sou quieto | 0,01 | 0,58 | **-0,33** |  | -0,03 | 0,00 | **-0,62** | 0,40 |
| Fatores | Correlação entre os fatores | | | | | | | |
| Abertura | - |  |  |  | - |  |  | 0 |
| Conscienciosidade | -0,16\*\* | - |  |  | 0,39\*\* | - |  | 0 |
| Extroversão | 0,08 | -0,09\* | - |  | -0,35\*\* | -0,4\*\* | - | 0 |
| *Nota*. Cargas na dimensão principal estão em negrito. Os fatores de Abertura e de Conscienciosidade no modelo com Interceptos Randômicos foram invertidos. Isto é, escores altos nessas dimensões indicam baixa Abertura e baixa Conscienciosidade Conscien. = Conscienciosidade; Extrover. = Extroversão; InterRand = Fator de interceptos randômicos.  \*\* *p* < 0,001; \* *p* < 0,05*.* | | | | | | | | |

Conforme os resultados reportados na Tabela 1, o modelo sem controle de aquiescência não indicou corretamente a direção das cargas fatoriais. Além disso, houveram várias cargas cruzadas (*cross-loadings*). Por sua vez, após o controle de aquiescência por interceptos randômicos, o modelo recuperou adequadamente as cargas fatoriais. Os *cross-loadings* desapareceram e a estrutura fatorial se aproximou de uma estrutura simples. Podemos notar que os itens carregaram nos fatores esperado teoricamente.

Em seguida, testamos um modelo MIMIC (*Multiple Indicators, Multiple Causes*) para controlar a aquiescência dos nossos dados. Novamente, obtivemos um ajuste adequado aos dados após o controle de aquiescência: χ² (33) = 140,66, *p* < 0,001, RMSEA = 0,04 (90% IC [0,03; 0,05]), CFI = 0,99, TLI = 0,97. As cargas fatoriais e correlações padronizadas são reportadas na Tabela 2.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Tabela 2** *Cargas fatoriais padronizadas e correlações do modelo MIMIC para controle de aquiescência* | | | | |
| Itens | Abertura | Conscien. | Extrover. | Aqc. |
| y1. Gosto de mudanças | **-0,60** | 0,01 | -0,01 | 0,393 |
| y2. Resisto a mudanças | **0,60** | 0,02 | -0,01 | 0,417 |
| y3. Gosto de arte | **-0,60** | 0,01 | 0,00 | 0,428 |
| y4. Detesto arte | **0,59** | 0,00 | 0,00 | 0,416 |
| y5. Sou organizado | 0,01 | **-0,57** | -0,03 | 0,396 |
| y6. Sou desorganizado | 0,00 | **0,62** | -0,03 | 0,439 |
| y7. Cumpro meus deveres | -0,01 | **-0,58** | 0,01 | 0,428 |
| y8. Procrastino minhas tarefas | 0,01 | **0,56** | 0,03 | 0,432 |
| y9. Sou extrovertido | 0,01 | -0,06 | **-0,60** | 0,385 |
| y10. Sou introvertido | 0,06 | 0,00 | **0,59** | 0,402 |
| y11. Sou comunicativo | -0,02 | 0,01 | **-0,58** | 0,402 |
| y12. Sou quieto | -0,02 | 0,00 | **0,62** | 0,396 |
| Fatores | Correlação entre os fatores | | | |
| Abertura | - |  |  | 0 |
| Conscienciosidade | 0,39\*\* | - |  | 0 |
| Extroversão | 0,34\*\* | 0,38\*\* | - | 0 |
| *Nota*. Cargas na dimensão principal estão em negrito. Conscien. = Conscienciosidade; Extrover, = Extroversão; Aqc. = Índice de aquiescência calculado a partir da média dos escores de todos os itens para cada respondente. Na coluna Acq, contém os parâmetros de regressão do índice de aquiescência nos itens do instrumento.  \*\* *p* < 0,001. | | | | |

O modelo MIMIC também recuperou adequadamente as cargas fatoriais. Os itens carregaram nos fatores de acordo com a estrutura teórica esperada. Não houveram cargas cruzadas significativas. A média dos tamanhos de efeito padronizados da regressão do índice de aquiescência nos itens foi de 0,41.

# Referências

Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, *6*(1), 1-55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118

Maydeu-Olivares, A., & Coffman, D. L. (2006). Random intercept item factor analysis. *Psychological methods*, *11*(4), 344. https://doi.org/10.1037/1082-989X.11.4.344

Peabody, D. (1967). Trait Inferences: Evaluative and Descriptive Aspects. *Journal of Personality and Social Psychology*, *7*(4), 1–18. https://doi.org/10.1037/h0025230