

Avaliação breve do défice executivo em pessoas idosas com Acidente Vascular Cerebral: Validação da Bateria de Avaliação Frontal

Brief assessment of executive impairment in elderly with stroke: Validation of Frontal Assessment Battery

Artigo Original | Original Article

Helena Espírito-Santo, PhD (1, a) Inês Queiroz Garcia, Psy M (1, b) Bárbara Monteiro, Psy M (1, c)
Nair Carolino, Psy M (1, d) Fernanda Daniel, PhD (1, e)

(1) Instituto Superior Miguel Torga, Coimbra, Portugal.

(a) Coordenação do projeto, elaboração do trabalho, análise estatística e revisão do texto.

(b) Elaboração do trabalho, recolha e inserção de dados, análise estatística e revisão do texto.

(c) Elaboração do trabalho e contributo significativo para a revisão e discussão do trabalho.

(d) Análise estatística e contributo significativo para a discussão do trabalho.

(e) Contributo significativo para a revisão e discussão do trabalho.

Autor para correspondência | Corresponding author: Helena Espírito Santo; Rua Augusta, 46, 3000-061 Coimbra, Portugal: +351 239 483 055; helenum@gmail.com

RESUMO

Palavras-Chave

AVC
Disfunção Executiva
FAB
Idosos
Validação

Objetivos: O Acidente Vascular Cerebral (AVC) potencia o desenvolvimento de disfunção executiva, conduzindo a défice no desempenho das tarefas do quotidiano. A avaliação neuropsicológica das funções executivas é importante para desenvolver estratégias de reabilitação adequadas. Assim, são objetivos descrever os dados normativos, precisão de diagnóstico, propriedades psicométricas e análise fatorial da Bateria de Avaliação Frontal (FAB), instrumento breve e de rápida administração, numa amostra de idosos com AVC.

Métodos: Inserida no projeto *Trajetórias do Envelhecimento de Idosos em Resposta Social*, esta investigação conta com uma amostra de 112 pessoas idosas com diagnóstico médico de AVC e 157 pessoas idosas de um subgrupo de controlo sem AVC. Os sujeitos apresentam idades compreendidas entre os 60 e os 100 anos ($M = 78,20$; $DP = 7,57$) sendo maioritariamente do sexo feminino ($n = 194$). A avaliação inclui entrevistas e testes neuropsicológicos agrupados em medidas de funcionamento executivo, medidas cognitivas de referência e medidas clínicas de controlo.

Resultados: As variáveis idade e escolaridade interferiram nas pontuações obtidas na amostra clínica, não sendo verificado impacto da variável sexo. Para um ponto de corte de 7, a FAB teve uma sensibilidade de 83,4% e especificidade de 66,1% ($AUC = 0,64$); revelou um alfa de Cronbach de 0,79 e correlações fortes com os testes executivos (teste de Stroop, Figura Complexa de Rey, fator Atencional-Executivo do *Montreal Cognitive Assessment* e Alternância nos testes de Fluência verbal). A análise fatorial confirmatória apontou uma estrutura com um fator.

Conclusões: A FAB apresenta boa consistência interna, validade convergente e validade de constructo, aparentando ser uma escala útil para avaliar o défice executivo em pessoas idosas com AVC. Dadas algumas limitações do estudo, que poderão explicar a fraca precisão diagnóstica da FAB, são incentivadas investigações futuras pois a FAB revelou-se um instrumento com propriedades psicométricas promissoras.

ABSTRACT

Keywords

Stroke
Executive dysfunction
FAB
Elderly
Validation

Goals: Stroke potentiates the development of executive dysfunction, leading to impairment in performance of daily activities. The neuropsychological assessment of executive functions is important to develop adequate rehabilitation strategies. Thus, describing the normative data, diagnostic accuracy, psychometric properties and factor analysis of the Frontal Assessment Battery (FAB), a brief and easy to administer instrument, in a clinical sample with stroke are objectives of this study.

Methods: Being part of the *Aging Trajectories of Institutionalized Elderly*, this research has a sample 112 elderly people with a medical diagnosis of stroke and a control subgroup of 157 elderly people. The subjects have ages between 60 and 100 years old ($M = 78.20$, $SD = 7.57$), mostly females ($n = 194$). The measurements used include interviews and neuropsychological tests grouped in executive functioning measures, cognitive measures of reference and clinical measures of control.

Results: The variables age and education affect the scores obtained in the clinical subgroup, having the variable gender no impact on these. Using a cutoff score of 7, the FAB had a sensitivity of 83.4% and a specificity of 66.1% for screening stroke ($AUC = 0.64$); showed a Cronbach's α of 0.79, and strong correlations with executive tests (Stroop test, Rey Complex Figure, Attentional-Executive factor of Montreal Cognitive Assessment and Switching in the verbal fluency tests). The confirmatory factor analysis supported a one-factor structure.

Conclusions: The FAB presents good internal consistency, convergent, and construct when used for elderly with stroke. Due to some limitations of the study, which may explain the weak discriminant validity, further investigations are encouraged because FAB has showed promising psychometric properties.

INTRODUÇÃO

As funções executivas têm um papel central em tarefas do cotidiano, regulando o comportamento humano. O estabelecimento de metas, planejamento, antecipação de consequências das ações, realização de comportamentos e adaptação dos mesmos a diversas mudanças ambientais, decorrem do funcionamento executivo (Cicerone et al., 2000; Kennedy et al., 2008). O planejamento (organização de estratégias), abstração, tomada de decisão, auto-noção, flexibilidade cognitiva, inibição de respostas imediatas (Benton, 1994), controle atencional, processamento de informação (fluência, eficiência e velocidade) e estabelecimento de objetivos (Anderson, 2002) estão então catalogadas como funções executivas. O comprometimento destas funções, ou seja, os défices ou disfunções executivas, surgem quando existem alterações não só no lobo frontal, mas também no tálamo, gânglios da base, cerebelo e na matéria branca, que integram circuitos frontosubcorticais, podendo decorrer quer do envelhecimento saudável (Fisk e Sharp, 2004), quer de patologias neurológicas como o acidente vascular cerebral (AVC) (Alexander, DeLong e Strick, 1986; Benke, Karner e Delazer, 2013).

O AVC, incluído nas doenças vasculares cerebrais, é uma das principais causas de morte (Feigin et al., 2014). O AVC poderá ser categorizado por Tipo e com frequências variáveis. Assim, a menor incidência, ainda que mais letal, remete para o AVC de tipo hemorrágico (Rosamond et al., 1999) que se subdivide em intracerebral primário e subaracnóide (Wolfe, 2000). Este tipo de AVC caracteriza-se pela existência de sangramento, sendo que o Intracerebral primário decorre principalmente do enfraquecimento de um vaso no tecido cerebral (Ropper e Brown, 2005; Weinstein e Swenson, 2006), enquanto o subaracnóide pela rutura de aneurisma sacular (Ropper e Brown, 2005). A maior incidência de AVC é do tipo isquémico (Rosamond et al., 1999), apresentando-se em dois subtipos: transitório e prolongado, sendo este último também conhecido por *enfarte* (Foulkes et al., 1988; Hacke et al., 2010; Ropper e Brown, 2005). O AVC transitório ou acidente isquémico transitório (AIT), caracteriza-se por um déficit focal transitório que pode durar menos de 15 minutos e ser resolvido entre 30 e 60 minutos (Ropper e Brown, 2005; Weinstein e Swenson, 2006). Por sua vez o AVC prolongado ou enfarte resulta da suspensão de nutrientes ao cérebro, maioritariamente oxigénio e glicose, procedente de uma interrupção de fluxo sanguíneo (Beaumont, 2008; O'Sullivan, 2006; Weinstein e Swenson, 2008). O seu desenvolvimento abrupto e não convulsivo de sintomas de déficit cerebral focal, cuja duração é superior a 24 horas leva a que, durante esse período temporal, em determinada região cerebral a irrigação seja insuficiente (Foulkes, Wolf, Price, Mohr e Hier, 1988; Investigators, 1988; Wolfe, 2000). As alterações subjacentes à interrupção de fluxo sanguíneo levam a uma sequência de acontecimentos neuronais e químicos, levando à apoptose

(morte celular) de alguns dos neurónios afetados (Ropper e Brown, 2005). Para além da existência de múltiplas causas, são identificáveis fatores de risco (fatores de risco vascular) para a ocorrência de um AVC. O fator de risco mais importante e evidente, devido ao aumento da incidência de AVC ao longo dos anos, é a idade (Delbari, Salman Roghani, Tabatabaei, Rahgozar e Lokk, 2011; Feigin, Lawes, Bennett e Anderson, 2003; Lavados et al., 2007). O sexo é também considerado um fator de risco (devido ao perfil endócrino, os indivíduos de sexo masculino estão mais vulneráveis) (Feigin et al., 2003; Howard e Grau, 2014; Lavados et al., 2007; Tang et al., 2014), bem como o baixo nível de escolaridade (Lavados et al., 2007).

Sendo o AVC uma das principais causas de morbilidade do mundo (Feigin et al., 2003; Hacke et al., 2003) e a disfunção executiva uma das suas possíveis consequências, a avaliação neuropsicológica das funções executivas é um procedimento importante no processo de reabilitação dos doentes (Cicerone et al., 2000). Existem diversos testes neuropsicológicos apropriados para a avaliação das funções executivas, sendo que a presente investigação apresenta o seu foco na Bateria de Avaliação Frontal (FAB).

A FAB figura como uma bateria de testes que objetiva a avaliação da disfunção executiva global (Appollonio et al., 2005). Com uma administração breve, sensivelmente 10 minutos (Matsui et al., 2006; Nagata et al., 2010), esta bateria prima por se constituir numa ferramenta aplicável a diferentes contextos clínicos (Boban, Malojčić, Mimica, Vuković e Zrilić, 2012; Dubois, Slachevsky, Litvan e Pillon, 2000). Elaborada por Dubois et al. (2000), a FAB é constituída por seis subtestes, cada um correspondente a uma tarefa, os quais pretendem avaliar funções associadas ao lobo frontal, designadamente a conceptualização (tarefa das semelhanças), flexibilidade mental (tarefa da fluência lexical), programação motora (séries motoras de Luria), sensibilidade à interferência (tarefas com instruções antagónicas), controlo inibitório (tarefa do Go-No-Go) e autonomia ambiental frontal (comportamento de prensão) (Appollonio et al., 2005; Chong et al., 2010). No que respeita à cotação, cada subteste da FAB é cotado numa escala de 4 pontos (entre 0 a 3), variando o somatório da pontuação total num intervalo de 0 a 18 pontos, indicando a existência ou não de disfunção executiva bem como a sua gravidade (Dubois et al., 2000; Lima, Meireles, Fonseca, Castro e Garrett, 2008; Oguro et al., 2006). Esta bateria apresenta ainda boas propriedades psicométricas no seu estudo original (Dubois et al., 2000; α de Cronbach de 0,78). No estudo de adaptação para a língua portuguesa (Lima et al., 2008), o alfa de Cronbach foi de 0,69.

A FAB prima também pela sua versatilidade na aplicação clínica, integrando diversos estudos e revelando-

se sensível na discriminação de patologias neurodegenerativas. Esta bateria permitiu, assim, a diferenciação de doentes com demência de Alzheimer e demência vascular de indivíduos sem patologia (Oguro et al., 2006) e doentes com demência frontotemporal de doentes com demência de Alzheimer (Slachevsky et al., 2004). Estudos que envolveram patologias como Parkinson (Bugalho e Vale, 2011), perturbação bipolar tipo I (Barbosa et al., 2012) e défices cognitivos ligeiros (Chong et al., 2010; Nagata et al., 2010) utilizaram a FAB como uma das escalas dos seus protocolos. No que respeita especificamente ao AVC, existe um número vasto de estudos relativamente à função motora após o acidente vascular cerebral, no entanto o mesmo não se verifica em relação ao número de estudos que avaliam a função/disfunção executiva (Conti, Sterr, Brucki e Conforto, 2015).

No que respeita especificamente ao AVC, existe um número vasto de estudos relativamente à função motora após o acidente vascular cerebral, no entanto o mesmo não se verifica em relação ao número de estudos que avaliam a função/disfunção executiva (Conti, Sterr, Brucki e Conforto, 2015).

A presente investigação tem como objetivo preliminar analisar as pontuações na FAB em função das variáveis sociodemográficas da amostra. Objetiva ainda avaliar a precisão diagnóstica e as propriedades psicométricas da FAB (confiabilidade, validade convergente e estrutura fatorial) numa amostra clínica de idosos com diagnóstico médico de acidente vascular cerebral.

MÉTODO

Procedimentos

Esta investigação está inserida no projeto *Trajetórias do Envelhecimento de Idosos em Resposta Social* (TEIRS) do Instituto Superior Miguel Torga, cujo objetivo primordial é o rastreio e avaliação cognitiva de idosos sob resposta social no distrito de Coimbra. A recolha de dados para este projeto teve início em novembro de 2010. Posterior aos pedidos e aprovações pelas instituições, foi cedido o consentimento informado a cada idoso, ou ao seu responsável, para a administração de uma bateria de testes. Esta bateria, administrada em várias sessões, integra nove testes neuropsicológicos, duas entrevistas e cinco questionários relativos a sintomatologia. De forma a confirmar os elementos fornecidos pelos idosos sobre a sua saúde física, e adquirir informação clínica, foram entrevistados enfermeiros e diretores ou consultados os processos clínicos disponibilizados.

Neste estudo serão analisados os dados recolhidos através de um conjunto de instrumentos, de seguida apresentados e descritos, integrados na bateria supracitada.

Participantes

Os dados aqui reportados são parte integrante do TEIRS e procede de uma amostragem por conveniência. Em conformidade com os objetivos propostos para este estudo, da amostra global das pessoas idosas com idades superiores ou igual a 60 anos e que preencheram a FAB ($N = 771$), foram selecionadas 112 pessoas idosas com acidente vascular cerebral (AVC) e 157 pessoas idosas sem AVC (S/AVC; subgrupo de controlo). As pessoas idosas com AVC foram selecionadas segundo diagnóstico médico, não sofrendo de afasia e com capacidade motora para poder executar as tarefas da FAB. O diagnóstico médico de AVC baseou-se na presença de sintomas neurológicos e lesões compatíveis fornecidas por exames imagiológicos. Entre o diagnóstico e a avaliação neuropsicológica decorreram mais de 12 meses. O tipo de AVC não foi identificado e a influência de défice pré-existente não foi avaliada. Entre as pessoas S/AVC ($n = 598$) foram excluídas 441 pessoas de acordo com os seguintes critérios: pontuações inferiores aos pontos de corte para o *Mini-Mental State Examination* ($n = 228$; 38,1%) e para o *Montreal Cognitive Assessment*¹ ($n = 137$; 23,6%); diagnóstico de doença mental (alcoolismo, esquizofrenia e doença bipolar: $n = 51$; 8,5%) e diagnóstico de doença neurológica com impacto no funcionamento cognitivo (epilepsia, doença de Parkinson sem demência e doença de Alzheimer: $n = 79$; 13,2%)². Foram ainda removidas sessenta e uma pessoas (7,9%) devido à inexistência de qualquer tipo de informação clínica.

Instrumentos

Medidas do Funcionamento Executivo. Foram utilizados quatro testes neuropsicológicos para medir aspetos chave do funcionamento executivo, nomeadamente o controlo inibitório, planeamento e alternância (flexibilidade). Três destes testes foram usados para depois se proceder à análise da validade convergente da FAB.

A *Bateria de Avaliação Frontal*, objeto de estudo da presente investigação e anteriormente apresentado, é uma prova de rastreio cognitivo de administração breve, constituída por seis tarefas. A primeira tarefa designa-se por *Semelhanças*, a qual pretende avaliar o pensamento abstrato. Nesta tarefa é solicitado ao sujeito que refira em que é que dois elementos são semelhantes (e.g., *Diga em que são semelhantes uma banana e uma laranja?*). É considerada uma resposta correta se o sujeito fizer referência a uma categoria. A *Fluência Lexical* é a segunda

¹ Ponto de corte de 7 pontos correspondente às pontuações no MoCA abaixo do percentil 25 para a amostra global. A pontuação de corte estabelecida por Duro et al. (2010; ausência de défice ≥ 26 pontos) não foi seguida pois a natureza da amostra de Duro et al. (2010) é muito diferente.

² O somatório das pessoas removidas é superior ao total, pois várias pessoas tinham diagnósticos múltiplos (p. ex., epilepsia e doença mental).

tarefa desta bateria sendo o seu foco a avaliação da flexibilidade mental. Aqui, o sujeito terá que enunciar o maior número de palavras começadas pela letra P (excluindo nomes próprios e apelidos), num período limitado de 60 segundos. A esta tarefa segue-se a Séries Motoras de Lúria, tendo como objetivo a avaliação da programação motora. Nesta é solicitado ao sujeito que execute a série de exercícios motores punho – eixo – palma, inicialmente com a ajuda do examinador e, posteriormente, sozinho, o maior número de vezes consecutivas. É cedida pontuação se o sujeito conseguir executar pelo menos três vezes consecutivas a tarefa, preferencialmente sem o auxílio do examinador. A tarefa Instruções Antagónicas pretende avaliar a sensibilidade à interferência do sujeito. Inicialmente, o examinador realiza dois estímulos diferentes aos quais o sujeito terá de responder diferenciadamente. No Estímulo 1, o examinador bate uma vez com a mão na mesa e o sujeito deverá bater duas vezes. No Estímulo 2, o examinador bate duas vezes com a mão na mesa e o sujeito deverá bater apenas uma vez com a mão na mesa. De forma a avaliar a sensibilidade à interferência e após as instruções previamente cedidas, o examinador executa uma série de 10 estímulos aos quais o sujeito terá de responder. Após esta tarefa e de forma a avaliar a capacidade de controlo inibitório é realizada a tarefa Go-No-Go. Pretende-se nesta tarefa que o sujeito, face ao estímulo do examinador de bater uma vez com a mão na mesa, bata igualmente uma vez e, face ao estímulo de bater duas vezes na mesa, que este não realize qualquer tipo de resposta motora, isto é, que não bata na mesa. Idêntico à tarefa anterior, o examinador realiza uma série de 10 estímulos aos quais o sujeito terá de responder conforme as instruções prévias. Por fim, na tarefa Comportamento de Preensão o examinador posiciona as mãos do sujeito sobre os joelhos do mesmo, com as palmas para cima. De seguida e sem qualquer tipo de instrução antecipada, coloca as suas mãos sobre as do sujeito com o intuito de verificar se este as aperta espontaneamente. Se se verificar esta resposta, o examinador deverá indicar ao sujeito que não deve apertar as suas mãos e repete novamente o exercício (Dubois et al., 2000).

O Teste Stroop (*Stroop Neuropsychological Screening Test*, Trenerry, Crosson, DeBoe e Leber, 1989; versão portuguesa: Castro, Martins e Cunha, 2003; versão Torga: Garcia et al., 2016) objetiva avaliar a atenção seletiva, o controlo inibitório e a velocidade de processamento de informação (Stroop, 1935; Trenerry et al., 1989), sendo composto pela realização de um exercício de leitura de palavras e um exercício de nomeação de cor, ambos com a duração de 120 segundos. A sua administração conta com dois treinos prévios ao registo do Teste Stroop num total de quatro exercícios: 1) Pré-teste de reconhecimento de cor (através da nomeação da cor de quatro “X” impressos em cores distintas numa folha); 2) Treino de leitura e de nomeação de cor (folha com quatro palavras escritas em cores incongruentes); 3) Leitura de palavras da folha estímulo; e 4) Nomeação de cor das palavras da mesma

folha estímulo. A folha estímulo consiste em 112 palavras impressas em cores incongruentes. No que respeita à cotação, são registadas o número de respostas corretas de cada tarefa realizada e o tempo despendido para as mesmas, não sendo cotados os exercícios de treino. Por fim, é dividido o número de respostas corretas pelo tempo utilizado em cada tarefa por forma a colmatar as diferenças individuais de nomeação de cor (Castro et al., 2003). Este instrumento revelou uma consistência interna muito boa no presente estudo (α de Cronbach = 0,99).

O teste da *Figura Complexa de Rey – Osterrieth* (FCR-O, *Rey Complex Figure Test*; Osterrieth, 1944), desenvolvido por Rey (1941) e padronizado por Osterrieth (1944), é um teste neuropsicológico que avalia estratégias de resolução de problemas, planeamento, aptidões organizacionais, função motora, perceção e memória (Meyers e Meyers, 1995). O FCR-O é constituído por três provas, administradas em três momentos distintos: cópia, memória imediata (3 minutos) e memória diferida (20 minutos). Neste estudo usou-se somente a prova da cópia. Nesta prova, a imagem é apresentada horizontalmente ao sujeito, para que ele copie. A correção e cotação da prova tem como critério o método definido por Osterrieth (1944) que avalia, quer a forma como o sujeito constrói a cópia (da mais racional para a menos racional), quer a pontuação global. Quanto à forma, o tipo I indica uma *construção sobre a armação*; o tipo II refere-se à *reprodução dos detalhes englobados na armação*; o tipo III faz referência ao *contorno geral*; o tipo IV indica uma *construção na justaposição de detalhes*; o tipo V refere-se aos *detalhes sobre o fundo confuso*; o tipo VI coincide com a *redução a um esquema familiar* e o tipo VII é designado por *garatuja*, no qual o rabisco é irreconhecível, não se identificando nenhuma forma (Lezak, Howieson, Biegler e Tranel, 2012; Rocha e Coelho, 1988). Quanto à pontuação global da prova, varia entre os 0 pontos e os 36 pontos, sendo os pontos cedidos consoante a construção dos 18 elementos da figura (Rocha e Coelho, 1988). Neste estudo, recorreu-se ao método de Osterrieth para a cotação segundo o tipo, visto que este se relaciona com o funcionamento executivo (Caffarra, Vezzadini, Dieci, Zonato e Venneri, 2002). No presente estudo revelou um nível elevado de concordância ($\kappa = 0,99$; $p < 0,001$) e uma boa consistência interna (α de Cronbach = 0,86).

Os testes de *Fluência Verbal* são tarefas cognitivas complexas, tendo como propósito a avaliação da capacidade de produção de palavras específicas num limitado período de tempo (Lezak et al., 2012). Relativamente a estes testes, distinguem-se o formato fonémico e o semântico. No teste de *fluência verbal fonémica*, a tarefa consiste na produção de palavras iniciadas por determinadas letras, ao longo de 60 segundos, estando excluídos nomes próprios, conjugações verbais da mesma palavra ou palavras derivadas (e.g., “casa” e “casinha”) (Borkowski, Benton e Spreen, 1967;

Simões, 2003). Na investigação levada a cabo no projeto TEIRS, foi solicitado aos participantes para nomearem palavras iniciadas pela letra *P*, pela letra *M* e pela letra *R*, sendo esta seleção de letras considerada a mais apropriada na língua portuguesa, revelando uma boa consistência interna (α de Cronbach = 0,89) (Cavaco et al., 2013). A cotação deste teste é realizada consoante as médias de cada letra e por total fonémico. No teste de *fluência verbal semântica*, o sujeito, a partir de uma pista, deve produzir o maior número de palavras pertencentes a determinada categoria em 60 segundos (e.g., animais; frutas; cidades) (Lezak et al., 2012; Simões, 2003). No TEIRS, foi solicitado aos sujeitos que produzissem palavras pertencentes à categoria *animais* e à categoria *alimentos que se podem comprar num supermercado*. A pontuação deste teste resulta da média obtida nas categorias. No estudo de Cavaco et al. (2013) foi somente incluída a categoria *animais*, com um nível de concordância inter-avaliadores de 0,996. No TEIRS foram calculadas três pontuações relativas aos testes de fluência verbal: número de palavras (excluindo erros e repetições); tamanho médio do agrupamento; e número de *alternâncias*. No presente estudo, recorreu-se ao número de *alternâncias* que se referem ao número de mudanças entre categorias de palavras, fazendo-se incluir palavras isoladas para a fluência fonémica e semântica (Troyer, Moscovitch e Winocur, 1997). A consistência interna foi boa no compósito dos testes de fluência verbal (α de Cronbach = 0,80).

Medidas Cognitivas de Referência. Para avaliar o estado cognitivo atual de cada participante recorreu-se a duas baterias que avaliam os principais domínios cognitivos (i.e., atenção, linguagem, memória, orientação e construção visiospacial). Estas medidas foram também utilizadas para o estudo da validade convergente, por apresentarem correlações elevadas com a FAB em estudos prévios (Bugalho e Vale, 2011; Lima et al., 2008; Varalta et al., 2015).

O *Montreal Cognitive Assessment* (MoCA) (Nasreddine et al., 2005) é um instrumento breve de rastreio cognitivo cujo tempo de aplicação é de aproximadamente 10 minutos. Este teste avalia oito domínios cognitivos, através de onze tarefas: função executiva (e.g., *Trail Making Test*); capacidade visiospacial (e.g., *Desenho do Teste do Relógio*); memória (e.g., *Evocação Diferida de Palavras*); atenção, concentração e memória de trabalho (e.g., *Subtração em série de 7*), linguagem (e.g., *Fluência Verbal Fonémica*) e orientação (e.g., *Temporal*). A pontuação máxima deste instrumento é de 30 pontos. Na versão portuguesa, é considerada normal uma pontuação igual ou superior a 26 pontos (Duro, Simões, Ponciano e Santana, 2010). Segundo Nasreddine et al. (2005) este instrumento apresenta uma boa consistência interna (α de Cronbach = 0,83) e elevada fiabilidade teste-reteste ($r = 0,92$; $p < 0,001$), o mesmo acontecendo na versão portuguesa (α de Cronbach = 0,90) (Freitas, Simões, Marôco, Alves e Santana, 2012). De acordo com o estudo fatorial de Duro et al. (2010), o MoCA apresenta um fator *Memória* (Evocação Diferida, Dígitos

invertidos, Nomeação, Repetição e Orientação) e um fator Atencional-Executivo (Cópia de cubo, Desenho de relógio, Trilhas, Fluência, Semelhanças, Dígitos diretos, Subtração). Na presente investigação, o alfa de Cronbach foi de 0,65, sendo aceitável dado o número reduzido de itens do instrumento (Pallant, 2011).

O *Mini-Mental State Examination* (MMSE; Folstein, Folstein e McHugh, 1975) é um instrumento amplamente utilizado na avaliação do estado mental em prática clínica e investigação clínica (Santana et al., 2016). Este permite avaliar a função cognitiva e auxiliar no rastreio de défice cognitivo, monitorizar quadros demenciais e outros estados de alteração cognitiva (Morgado, Rocha, Maruta, Guerreiro e Martins, 2009; O'Keefe, Mulkerrin, Nayeem, Varughese e Pillay, 2005; Santana et al., 2016), sendo de administração breve (5 a 10 minutos aproximadamente). Este instrumento é constituído por 30 tarefas divididas em seis domínios cognitivos: Orientação (e.g., Orientação Temporal); Retenção (e.g., Repetição de 3 palavras); Atenção e Cálculo (e.g., Série de 5 Subtrações de 3); Linguagem (e.g., Nomeação); e Capacidade Construtiva (e.g., Cópia de uma figura) (Folstein et al., 1975). A pontuação máxima deste teste é de 30 pontos, onde cada tarefa é cotada por 1 ponto (quando o sujeito responde corretamente) ou o pontos (quando o sujeito não responde ou responde incorretamente) (Santana et al., 2016). Este instrumento, consoante a população clínica, revela uma boa consistência interna, com variações entre 0,54 e 0,96, e boa confiabilidade teste-reteste (0,80 a 0,95) (Tombaugh e McIntyre, 1992). Na presente investigação, o alfa de Cronbach foi de 0,71.

Medidas Clínicas de Controlo. Para avaliar o estado físico e de saúde mental atual de cada participante, por forma a controlar condições que potencialmente poderão afetar os resultados, recorreu-se a duas entrevistas clínicas.

A *Entrevista Estruturada de Avaliação da Saúde Física do Idoso* foi desenvolvida no âmbito do TEIRS e consiste em seis grupos de perguntas. O primeiro grupo sobre a saúde em geral engloba seis questões de resposta dicotómica (febre, dor, exercício físico, tabagismo, consumo de álcool, internamento ou intervenção cirúrgica) e seis perguntas abertas referentes a eventos graves de saúde (enfarte agudo do miocárdio, acidente vascular cerebral, traumatismo cranioencefálico ou outros) e presença de doenças específicas (hipertensão, diabetes ou outras). O segundo grupo consiste em quatro questões sobre a visão e audição. O terceiro inclui quatro perguntas sobre sintomatologia cardiovascular; o quarto duas questões sobre sintomatologia geniturinária; o quinto três questões sobre sintomatologia respiratória e o sexto engloba sete perguntas relativas a sintomatologia neurológica (e.g., cefaleias, tremores, tonturas).

A *Mini International Neuropsychiatric Interview* (M.I.N.I. PLUS; Sheehan et al., 1997; versão portuguesa: Amorim, 2000) foi utilizada para confirmar o diagnóstico de perturbação

depressiva major (PDM). Esta entrevista segue os critérios da DSM-IV para várias perturbações incluídas em 16 secções independentes de diagnóstico. A M.I.N.I. consiste em perguntas de resposta dicotómica (sim/não), existindo em cada secção uma ou duas questões de partida que permitem excluir ou incluir o diagnóstico. A versão portuguesa apresentou uma concordância entre avaliadores de 0,58, com uma proporção de classificação correta de 0,88 (Amorim, 2000). No presente estudo, a secção referente à PDM correlacionou-se com a *Geriatric Depression Scale* ($r = 0,31$; $p < 0,001$), com uma proporção de classificação correta de 0,80.

Análise estatística

Para a análise e tratamento dos dados, recorreu-se ao Programa Estatístico *Statistical Package for the Social Sciences* (IBM SPSS Statistics, versão 24.0 para Macintosh Mavericks, SPSS, 2012).

Realizaram-se análises estatísticas descritivas, incluindo frequências, percentagens, médias, desvios-padrão. O teste do qui-quadrado da independência foi utilizado para explorar se as variáveis sociodemográficas se associavam ao diagnóstico.

Foi verificada a normalidade da distribuição quer da pontuação total da FAB quer dos testes utilizados na validade convergente através do teste Kolmogorov-Smirnov e ainda dos coeficientes de assimetria e de achatamento seguindo os critérios de Kim (2013) (valor z absoluto abaixo de 3,29 da curtose e da assimetria são indicadores de normalidade para amostras inferiores a 300 sujeitos).

Foi utilizado o teste t /ANOVA de um e dois fatores para explorar os efeitos das variáveis sociodemográficas (sexo, idade, escolaridade, profissão e tipologias de áreas urbanas) sobre o desempenho da FAB nos subgrupos. Relativamente à ANOVA, a homogeneidade das variâncias foi determinada segundo o teste de Levene. Na presença de homogeneidade ($p > 0,05$) recorreu-se ao teste *post hoc* Hochberg, e na sua ausência ao teste *post hoc* Games-Howell, ambos com a correção de Bonferroni (p / n .º de comparações par-a-par). Também foram analisadas as pontuações médias da FAB nos subgrupos, consoante as categorias de idade e de escolaridade dos participantes.

Para a análise dos itens, observaram-se as distribuições de cada pontuação nos itens dos dois subgrupos, através da frequência dos itens e do Qui-Quadrado de Mantel-Haenszel (associação linear-por-linear).

Para a análise da precisão diagnóstica da FAB foram calculadas a curva ROC (*Receiver-Operating Characteristics*) com área sob a curva (*Area Under Curve*, AUC), a sensibilidade (a probabilidade de indivíduos com AVC terem um teste positivo) e a especificidade (a probabilidade de indivíduos S/AVC terem um teste negativo), o ponto de corte ótimo (valor de que otimiza a combinação da sensibilidade e especificidade através do índice J de Youden) (Youden, 1950).

Para a análise das propriedades psicométricas, determinou-se a consistência interna através do alfa de Cronbach. Recorreu-se à análise correlacional com os testes utilizados no estudo para a validade convergente. Para verificar se os coeficientes de correlação obtidos em cada subgrupo eram diferentes de forma estatisticamente significativa, converteram-se primeiro os valores de r em z e depois foi testado se o valor z observado (z_{obs}) se situava na região crítica $[-1,96$ a $1,96$] de acordo com o procedimento descrito por Pallant (2011, pp. 139-141).

Identificaram-se ainda os fatores principais da FAB em cada subgrupo através de uma análise fatorial. A estrutura relacional da FAB foi avaliada, inicialmente, pela Análise Fatorial Exploratória (AFE) sobre a matriz das correlações, com extração dos fatores pelo método das componentes principais (ACP) seguida de uma rotação *Varimax* com normalização de Kaiser. Os fatores comuns retidos foram aqueles que apresentavam um *eigenvalue* superior a 1, em consonância com o gráfico de sedimentação e a percentagem de variância retida (Marôco, 2014). Para avaliar a AFE utilizou-se o critério Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) com os critérios de classificação definidos em Pestana e Gageiro (2014). A análise paralela foi efetuada através do PCA Monte Carlo (Watkins, 2000), para além, de uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC) através do programa estatístico AMOS (Arbuckle, 2014b; 2014a).

RESULTADOS

Características sociodemográficas e clínicas da amostra

Nos subgrupos (Tabela 1), a maioria dos sujeitos encontrava-se institucionalizada (AVC: $n = 102$; 91,1%; S/ AVC: $n = 103$; 65,6%), era do sexo feminino (AVC: $n = 83$; 74,1%; S/ AVC: $n = 111$; 70,7%), frequentara o ensino primário (AVC: $n = 60$; 53,6%; S/ AVC: $n = 100$; 63,7%), exercera uma profissão manual (AVC: $n = 97$; 86,6%; S/ AVC: $n = 126$; 80,3%) e residia numa zona rural (AVC: $n = 81$; 72,3%; S/ AVC: $n = 82$; 52,2%). Não se verificou associação entre a maioria destas variáveis e ter ou não AVC ($p > 0,05$), à exceção de uma associação estatisticamente significativa entre a tipologia de áreas urbanas e o diagnóstico, com os idosos S/AVC a residir maioritariamente em meio urbano e misto. Na variável idade por categorias, uma vez que se verificou um número de células com contagem esperada superior a 5, recorreu-se à sua recodificação em duas categorias com base na mediana ($Md = 80$ anos), não se observando associação desta com o diagnóstico ($\chi^2 = 0,31$; $p > 0,05$). Tendo acontecido o mesmo com a variável escolaridade, realizou-se a recodificação da em duas categorias (*Sem escolaridade* e *Com escolaridade*) verificando-se associação estatisticamente significativa com o diagnóstico ($\chi^2 = 4,09$; $p < 0,05$), havendo ligeiramente mais idosos com AVC com baixa/nenhuma escolaridade e mais idosos com algum tipo de escolaridade sem AVC.

Tabela 1

Caracterização Sociodemográfica de Idosos com AVC (n = 112) e Idosos sem AVC (n = 157)

		AVC		S/ AVC		χ^2 ^b /t
		n	%	n	%	
Institucionalização	Sim	102	91,1	103	65,6	22,00 ^{***}
	Não	10	8,9	54	34,4	
Sexo	Masculino	29	25,9	46	29,3	0,23 ^{NS}
	Feminino	83	74,1	111	70,7	
Idade	60-70	18	16,1	28	17,8	0,14 ^{NS}
	71-80	42	37,5	58	36,9	
	81-90	50	44,6	69	43,9	
	91-100	2	1,8	2	1,3	
	M ± DP	78,55 ± 7,59		77,96 ± 7,57		
Escolaridade	Analfabetos	39	34,8	37	23,6	2,33 ^{NS}
	Primária	60	53,6	100	63,7	
	Preparatória	6	5,4	6	3,8	
	Secundária	7	6,3	14	8,9	
	M ± DP	3,38 ± 2,97		3,94 ± 3,07		
Profissão	Manual	97	86,6	126	80,3	1,44 ^{NS}
	Intelectual	15	13,4	31	19,7	
Tipologia de áreas urbanas	Urbano	31	27,7	71	45,2	9,88 ^{**}
	Misto	—	—	4	2,5	
	Rural	81	72,3	82	52,2	

Notas: M = média; DP = desvio-padrão; χ^2 = Qui-Quadrado da independência; t = teste t de Student para amostras independentes;

^{NS} = Não Significativo; * p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001.

Em termos clínicos, é de referir que investigações prévias mostraram que a presença de alguns problemas físicos se associa ao défice executivo (Alvarenga, Pereira e Anjos, 2010; Manschot et al., 2006; Raz, Rodrigue e Acker, 2004; Saxby, Harrington, McKeith, Wesnes e Ford, 2003). Assim, entre idosos com AVC, 100% tinha hipertensão arterial e 0,9% diabetes (os restantes idosos e os seus processos não indicaram a presença de outras doenças). No subgrupo S/AVC, 26,1% tinha hipertensão arterial e 5,1% diabetes, sem registo de outras doenças para os restantes idosos. Verificou-se associação entre os diagnósticos de hipertensão e de AVC ($\chi^2 = 34,51$; p < 0,001) e houve tendência para associação entre o diagnóstico de diabetes e o diagnóstico de AVC ($\chi^2 = 3,57$; p = 0,059). Os sintomas depressivos tendem também a associar-se a défice no funcionamento executivo em pessoas idosas (Philippot e Agrigoroaei, 2016; Vu e Aizenstein, 2013), incluindo em pessoas que sofreram de AVC (Terroni et al., 2012), tendo sido por isso testadas as diferenças entre as frequências destes sintomas entre os dois subgrupos. Ainda, foram apurados sintomas de depressão através do *Geriatric Depression Scale* (Yesavage et al., 1983) em 16,1% dos idosos com AVC e 19,1% dos idosos S/AVC, não se verificando associação entre as duas condições clínicas ($\chi^2 = 0,41$; p = 0,521).

Finalmente, acrescenta-se que seis idosos do subgrupo com AVC e três S/AVC se recusaram a ser avaliados com o MoCA.

Análises preliminares

Descritivas. A média das pontuações totais na FAB foi de 8,90 (DP = 4,40) para o subgrupo com AVC e de 11,11 (DP

= 4,33) para os idosos S/AVC com uma diferença estatisticamente significativa [$t(267) = 4,10$; p < 0,001; d = 0,51 (efeito médio)].

Visto que a distribuição não foi normal para vários testes [(AVC: Stroop, FCR-O – tipo, MMSE, MoCA - Executivo (Ku entre 3,29 e 17,17; Si entre 4,95 e 8,96; KS entre 0,12 e 0,46; p < 0,05); S/ AVC: FCR-O – tipo, MoCA- Executivo (Ku entre 6,44 e 6,90; Si entre 3,39 e 4,95; KS entre 0,12 e 0,36; p < 0,05)], recorreu-se ao procedimento de transformação para a normalidade recomendado por Templeton (2011). Os restantes testes tiveram distribuição normal (AVC: FCR – Cópia: Ku = 1,86; Si = 1,19; apesar de KS = 0,12; p < 0,05; MoCA: Ku = 0,67; Si = 0,37; KS = 0,09; p > 0,05; Alternância verbal: Ku = 1,48; Si = 2,52; KS = 0,10; p > 0,05; S/ AVC: Stroop: Ku = 1,05; Si = 2,33; KS = 0,12; p < 0,05; FCR – Cópia: Ku = 1,62; Si = 1,73; KS = 0,12; p < 0,05; MoCA: Ku = 0,93; Si = 1,36; KS = 0,14; p < 0,01; MMSE: Ku = 0,17; Si = 2,71; KS = 0,14; p < 0,051; Alternância verbal: Ku = 0,50; Si = 0,85; KS = 0,06; p > 0,05). Após o procedimento de transformação, recorreu-se a análises estatísticas paramétricas.

Poder estatístico. Dado o tamanho dos subgrupos (AVC: n = 112; S/ AVC: n = 157) e para um erro de probabilidade alfa de 0,05, todos os testes estatísticos obtiveram poder estatístico adequado: 0,98 para o teste t de amostras independentes; entre 0,96 (três grupos) e 0,94 (quatro grupos) para a ANOVA de um fator; 0,84 para a ANOVA de dois fatores; 0,76 para o qui-quadrado; 0,99 para um alfa de Cronbach esperado de 0,78 (Dubois et al., 2000); 0,90 para as correlações de Pearson e um poder de 0,77 (Bonett, 2002; Buchner, Erdfelder, Faul, Lang, 2014; Chang, 2013; Faul, Erdfelder, Lang e Buchner, 2007).

Tabela 2

Diferenças nas Pontuações da Bateria de Avaliação Frontal entre os Grupos Definidos pelas Variáveis Sociodemográficas em Idosos com AVC ($n = 112$) e Idosos sem AVC ($n = 157$)

		n		M ± DP		IC 95%		Amplitude	
		AVC	S/AVC	AVC	S/AVC	LI - LS		Min - Máx	
						AVC	S/AVC	AVC	S/AVC
Sexo AVC: $t(110) = 0,63$; $p > 0,05$; $d = 0,13$ S/AVC: $t(155) = 1,91$; $p > 0,05$; $d = 0,34$	Masculino	29	46	9,34 ± 0,87	13,13 ± 0,62	9,34 ± 0,87	9,34 ± 0,87	0 - 18	4 - 18
	Feminino	83	111	8,75 ± 0,47	10,69 ± 0,41	8,75 ± 0,47	8,75 ± 0,47	0 - 18	3 - 18
Idade AVC: $F(3, 108) = 3,62$; $p < 0,05$; $\eta^2 = 0,09$ S/AVC: $F(3, 153) = 6,20$; $p < 0,01$; $\eta^2 = 0,11$	60 - 70	18	28	10,39 ± 1,26	13,29 ± 0,79	7,74 - 13,04	11,67 - 14,90	0 - 18	6 - 18
	71 - 80	42	58	9,95 ± 0,66	11,86 ± 0,56	8,61 - 11,29	10,74 - 12,99	3 - 18	3 - 18
	81 - 90	50	69	7,64 ± 0,54	9,64 ± 0,48	6,56 - 8,72	8,68 - 10,60	0 - 17	3 - 18
	91 - 100	2	2	5,00 ± 1,00	10,00 ± 3,00	-7,71 - 17,71	-28,12 - 48,12	4 - 6	7 - 13
Escolaridade AVC: $F(3, 108) = 9,52$; $p < 0,001$; $\eta^2 = 0,21$ S/AVC: $F(3, 153) = 5,82$; $p < 0,01$; $\eta^2 = 0,10$	Analfabetos	39	37	6,72 ± 0,63	8,97 ± 0,64	5,45 - 7,99	7,67 - 10,27	0 - 13	4 - 18
	Primária	60	100	9,77 ± 0,49	11,42 ± 0,39	8,78 - 10,75	10,64 - 12,20	1 - 18	13 - 18
	Preparatória	6	6	8,00 ± 2,21	13,00 ± 2,42	2,33 - 13,67	6,77 - 19,23	0 - 16	3 - 18
	Secundária	7	14	14,43 ± 1,65	13,79 ± 1,45	10,40 - 18,45	10,65 - 16,93	7 - 18	3 - 18
Profissão AVC: $t(110) = 2,35$; $p < 0,05$; $d = 0,65$ S/AVC: $t(155) = 4,15$; $p < 0,001$; $d = 0,83$	Manual	97	126	8,53 ± 0,43	10,44 ± 0,37	7,67 - 9,38	9,71 - 11,17	0 - 18	3 - 18
	Intelectual	15	31	11,33 ± 1,21	13,87 ± 0,73	8,75 - 13,92	12,38 - 15,36	0 - 18	3 - 18
Tipologia de áreas urbanas AVC: $F(1, 42) = 1,92$; $p > 0,05$; $\eta^2 = 0,02$ S/AVC: $F(2, 154) = 12,77$; $p < 0,001$; $\eta^2 = 0,14$	Urbana	31	71	9,97 ± 0,97	12,72 ± 0,46	7,98 - 11,95	11,81 - 13,63	0 - 18	4 - 18
	Mista	—	4	— ± —	14,25 ± 1,93	— ± —	8,10 - 20,40	— —	10 - 18
	Rural	81	82	8,49 ± 0,44	9,57 ± 0,47	7,63 - 9,36	8,65 - 10,50	0 - 18	3 - 18

Notas: M = média; DP = desvio-padrão; IC 95% = Intervalo de confiança a 95%; LI = limite inferior; LS = limite superior; Min = mínimo; Máx = máximo; F = ANOVA; t = teste t de Student para amostras independentes; p = nível de significância estatística; g = g de Hedges; d = d de Cohen; η^2 = eta quadrado (soma dos quadrados entre grupos / soma total dos quadrados).

Influência e interação das variáveis sociodemográficas

Observa-se, através da Tabela 2, as diferenças obtidas nas pontuações da FAB nos subgrupos consoante as variáveis sociodemográficas, através do teste t de Student de amostras independentes ou análises de variância (ANOVA). Nesta análise, em ambos os subgrupos, há a destacar a ausência de influência do sexo ($p > 0,05$; $d < 0,5$); a influência da idade ($p < 0,05$), mas com efeito moderado ($\eta^2 < 0,14$); a influência da escolaridade ($p < 0,01$), com efeito grande no AVC ($\eta^2 = 0,21$) e moderado no S/AVC ($\eta^2 = 0,10$). A registrar ainda a influência da profissão ($p < 0,05$), com tamanho do efeito médio no subgrupo AVC ($d = 0,65$) e grande no S/AVC ($d = 0,83$), tendo os idosos com uma profissão intelectual pontuações mais elevadas em comparação com os idosos com uma profissão manual, em ambos os subgrupos. Finalmente, verifica-se ainda que no subgrupo S/AVC e relativamente à tipologia de áreas urbanas, existiam diferenças estatisticamente significativas

[$F(2, 154) = 12,77$; $p < 0,001$], com um efeito grande ($\eta^2 = 0,14$), tendo os idosos S/AVC e residentes numa área urbana pontuações totais superiores na FAB.

Comparações *a posteriori* entre pares de médias, realizadas recorrendo ao teste de *post hoc* Games-Howell com a correção de Bonferroni, revelaram que em relação aos idosos S/AVC, a faixa etária dos 60 aos 70 anos ($M = 13,29$; $DP = 4,16$) obteve pontuações significativamente mais elevadas na FAB do que nas faixas etárias dos 81 aos 90 anos ($M = 9,64$; $DP = 3,99$). A magnitude da diferença foi grande (d de Cohen = 0,90). Relativamente ao subgrupo com AVC, não se verificaram diferenças estatisticamente significativas entre as faixas etárias ($p > 0,05$).

Comparações *a posteriori* entre pares de médias, realizadas recorrendo ao teste de *post hoc* Games-Howell com a correção de Bonferroni e relativamente aos idosos S/AVC, revelaram que as pontuações dos sujeitos analfabetos ($M = 8,97$; $DP = 0,64$) diferiram significativamente dos sujeitos com ensino secundário ($M = 13,79$; $DP = 1,45$). A magnitude da

diferença encontrada foi grande (d de Cohen = 1,11). Quanto aos idosos com AVC, observaram-se diferenças estatisticamente significativas entre sujeitos com ensino primário ($M = 9,77$; $DP = 0,49$) e os sujeitos analfabetos ($M = 6,72$; $DP = 0,63$), sendo a magnitude do efeito considerada média (d de Cohen = 0,79). Ainda, verificaram-se diferenças estatisticamente significativas entre os sujeitos com ensino secundário ($M = 14,43$; $DP = 1,65$) e os sujeitos analfabetos ($M = 6,72$; $DP = 0,63$). O tamanho efeito verificado foi muito grande (d de Cohen = 1,94).

Pretendeu-se observar, através da ANOVA de dois fatores, os possíveis efeitos da interação entre o nível de escolaridade e a idade (faixas etárias) sobre as pontuações da FAB nos subgrupos. As médias e desvios-padrão por nível de escolaridade e idade são apresentadas na Tabela 3 dividida pelos dois subgrupos.

Tabela 3

Médias e Desvios-padrão da Pontuação Total da Bateria de Avaliação Frontal por Nível de Escolaridade e Idade num subgrupo com AVC (n = 112) e sem AVC (n = 157)

Nível de escolaridade	Idade por faixas etárias			
	60-70	71-80	81-90	91-100
AVC				
Analfabetos	5,25 (6,40)	7,31 (4,03)	6,80 (3,58)	5,00 (1,41)
Primária	11,09 (3,99)	10,30 (3,62)	8,73 (3,78)	—(—)
Preparatória	16,00 (—)	10,00 (1,41)	4,00 (3,46)	—(—)
Secundária	14,00 (5,66)	16,50 (1,73)	7,00 (—)	—(—)
S/AVC				
Analfabetos	12,00 (8,49)	8,67 (4,21)	8,76 (3,46)	10,00 (4,24)
Primária	12,11 (3,89)	12,71 (3,40)	9,98 (3,97)	—(—)
Preparatória	17,50 (0,71)	14,00 (5,66)	7,50 (6,36)	—(—)
Secundária	16,60 (0,89)	12,17 (6,80)	12,33 (6,66)	—(—)

Quanto ao subgrupo com AVC, o efeito da interação entre o nível de escolaridade e faixas etárias sobre as pontuações da FAB não foi estatisticamente significativo [$F(6, 99) = 2,03$; $p > 0,05$]. Neste subgrupo, verificou-se que idosos com idade entre os 60 e os 70 anos e com o ensino secundário apresentaram a média mais elevada na pontuação total da FAB ($M = 14,00$; $DP = 5,66$) e idosos com idades entre os 81 e os 90 anos com o ensino preparatório apresentaram a média mais baixa na pontuação total do instrumento ($M = 4,00$; $DP = 3,46$).

Por fim e relativamente ao subgrupo S/AVC, o efeito da interação entre o nível de escolaridade e a idade sobre as pontuações da FAB não foi estatisticamente significativo [$F(6, 144) = 1,60$; $p > 0,05$]. Neste subgrupo, idosos com idades entre os 60 e os 70 anos com o ensino preparatório revelaram a média mais elevada na pontuação total ($M = 17,50$; $DP = 0,71$) e idosos com idades entre os 81 e os 90 anos que frequentaram a preparatória apresentaram a média mais baixa do subgrupo ($M = 7,50$; $DP = 6,36$).

Análise dos itens

Na Tabela 4 encontram-se as frequências de cada pontuação nos itens constituintes da FAB. Através desta análise descritiva, constata-se que o item com frequência superior de pontuações baixas em idosos com AVC é o item *Fluência lexical* (40,2%) e o item com frequência superior de pontuações mais elevadas é o item *Comportamento de preensão* (82,1%). Através da análise do qui-quadrado de Mantel-Haenszel, observou-se que os itens da FAB se associam de forma estatisticamente significativa com o diagnóstico. Nos itens *Semelhanças* ($MH = 7,75$; $p < 0,01$) e *Fluência lexical* ($MH = 9,28$; $p < 0,01$), os idosos com AVC obtiveram pontuações mais baixas comparativamente aos idosos S/AVC.

Tabela 4

Distribuição das Frequências das Pontuações das Provas da FAB em Idosos com AVC (n = 112) e Idosos sem AVC (n = 157)

P	Itens da FAB											
	Semelhanças		Fluência Lexical		Séries Motoras		Instruções Antagónicas		Go-No-Go		Comportamento Preensão	
	AVC	S/AVC	AVC	S/AVC	AVC	S/AVC	AVC	S/AVC	AVC	S/AVC	AVC	S/AVC
0	44 (39,0)	43 (27,4)	45 (40,2)	41 (26,1)	21 (18,8)	13 (8,3)	38 (33,9)	38 (24,2)	32 (28,6)	31 (19,7)	6 (5,4)	1 (0,6)
1	26 (23,2)	30 (19,1)	29 (25,9)	40 (25,5)	50 (44,6)	50 (31,8)	24 (21,4)	27 (17,2)	38 (33,9)	47 (29,9)	6 (5,4)	1 (0,6)
2	19 (17,0)	30 (19,1)	27 (24,1)	41 (26,1)	11 (9,8)	30 (19,1)	30 (26,8)	36 (22,9)	20 (17,9)	36 (22,9)	8 (7,1)	17 (10,8)
3	23 (20,5)	54 (34,4)	11 (9,8)	35 (22,3)	30 (26,8)	64 (40,8)	20 (17,9)	56 (35,7)	22 (19,6)	43 (27,4)	92 (82,1)	138 (87,9)

Notas: P = Pontuação. Os números entre parênteses são percentagens.

Tabela 5

Médias, Desvios-padrão, Correlações Corrigidas Item-total e Alfas de Cronbach Quando Eliminado o Item para Idosos com AVC (n = 112) e para Idosos sem AVC (n = 157)

Itens	M (DP)		Item-total R		Alfa de Cronbach se o item for excluído	
	AVC	S/ AVC	AVC	S/ AVC	AVC	S/ AVC
Semelhanças	1,19 (1,17)	1,61 (1,22)	0,44	0,53	0,78	0,75
Fluência lexical	1,04 (1,02)	1,45 (1,11)	0,59	0,61	0,74	0,73
Séries motoras	1,45 (1,08)	1,92 (1,03)	0,58	0,55	0,74	0,74
Instruções antagônicas	1,29 (1,12)	1,70 (1,19)	0,66	0,67	0,72	0,71
Go-No-Go	1,29 (1,09)	1,58 (1,09)	0,71	0,63	0,71	0,72
Comportamento preensão	2,66 (0,81)	2,86 (0,42)	0,25	0,15	0,81	0,81

Notas: M = Média; DP = Desvio-padrão.

A mesma tendência manteve-se nos itens *Séries motoras* (MH = 12,88; $p < 0,001$), *Instruções antagônicas* (MH = 8,13; $p < 0,01$), *Go-No-Go* (MH = 4,69; $p < 0,05$) e *Comportamento de preensão* (MH = 6,77; $p < 0,01$), ou seja, os idosos S/AVC têm pontuações mais elevadas. No entanto, é de sublinhar que nos itens *Semelhanças*, *Instruções antagônicas* e *Go-No-Go* verificou-se uma frequência equiparável entre os subgrupos nas pontuações mais baixas.

Precisão Diagnóstica

A FAB discriminou fracamente idosos com AVC de idosos S/AVC (AUC = 0,64). O ponto de corte de discriminação situou-se nos 7 pontos (sensibilidade = 83,4%; especificidade = 66,1 %). Assim, com este ponto de corte, entre os idosos com AVC, 33,9% apresentam déficit executivo e 66,1% não apresentam déficit. No subgrupo de controlo, 16,6% apresenta e 83,4% não apresenta déficit executivo.

As médias nas medidas cognitivas de referência para cada subgrupo foram: no MMSE de 21,46 (DP = 6,60) para o subgrupo AVC e de 24,25 (DP = 4,16) para o subgrupo S/AVC [$t(267) = 4,24$; $p < 0,001$; $d = 0,52$ (efeito médio)]; no MoCA de 14,24 (DP = 6,02) no subgrupo AVC e de 17,77 (DP = 7,52) no subgrupo S/AVC [$t(224) = 3,70$; $p < 0,001$; $d = 0,51$ (efeito médio)]. Note-se que se considerarmos o ponto de corte do MoCA de 26 pontos de Duro et al. (2010), somente 5,8% (n = 9) dos idosos do subgrupo S/AVC se apresentam sem déficit cognitivo ligeiro.

Propriedades Psicométricas

Confiabilidade. No presente estudo, no subgrupo com AVC, o alfa de Cronbach obtido revelou-se bom tendo em conta o número reduzido de itens e o número de categorias nos itens (α de Cronbach = 0,79) (Pallant, 2011; Peterson, 1994). Relativamente ao subgrupo S/AVC, obteve-se um alfa de Cronbach de 0,78, considerado este um valor bom novamente devido ao número reduzido de itens.

As médias, desvios-padrão e correlações item-total de cada item da FAB para cada subgrupo são apresentadas na Tabela 5. Verifica-se que todos os itens mostraram correlações item-total superiores a 0,30, exceto o item *Comportamento de preensão* o qual apresenta uma correlação item-total entre 0,15 e 0,25. Embora este item não atinja o critério previamente estabelecido de correlação item-escala superior a 0,30 (Marôco, 2014), foi mantido nas análises visto que a sua eliminação não aumentava a consistência interna da escala e dada a sua importância clínica.

Validade convergente. Previamente há que registar que o componente Atencional-Executivo do MOCA apresentou um alfa de Cronbach de 0,72 no subgrupo AVC. No entanto, a confiabilidade no subgrupo S/AVC foi muito baixa (α de Cronbach = 0,45). A análise das estatísticas item-total revelou que o alfa de Cronbach subiria bastante se o item *Desenho do relógio* fosse excluído neste subgrupo, pelo que o total MoCA - Atencional-Executivo irá incluir somente 6 subtestes (α de Cronbach = 0,70).

A análise correlacional, como se pode observar na Tabela 6, mostra que, no subgrupo com AVC, a FAB se relaciona de forma elevada com todas as provas de funcionamento executivo (Stroop, FCR-cópia e tipo e fator Atencional-Executivo do MoCA). As correlações da FAB com as provas de funcionamento cognitivo foram igualmente elevadas.

No subgrupo S/AVC, as correlações descem, sendo a descida significativa para as correlações entre a FAB e FCR-cópia e tipo, MMSE e Alternância verbal ($Z_{obs} > 1,96$).

Análise Fatorial. Em ambos os subgrupos, os resultados mostraram uma adequação da matriz [AVC: KMO = 0,79; teste de esfericidade de Bartlett $\chi^2(15) = 203,21$; $p < 0,001$; S/AVC: KMO = 0,79; Bartlett $\chi^2(15) = 253,05$; $p < 0,001$], concluindo que as variáveis estavam correlacionadas significativamente, pelo que se procedeu ao método de componentes principais (ACP). Na AFE, de acordo com a regra do *eigenvalue* superior a 1 e de acordo com os gráficos de sedimentação (Figura 1) que

evidenciam uma inflexão nítida após o primeiro componente, a estrutura relacional da FAB ficou explicada por um único fator latente em ambos os subgrupos.

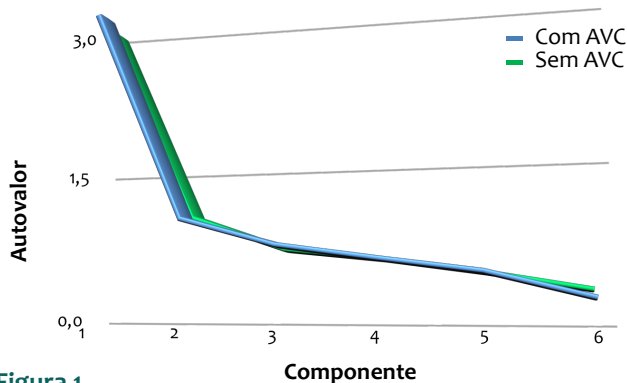


Figura 1
 Gráfico de Sedimentação da Bateria de Avaliação Frontal Apontando para a Retenção de Um Fator Latente em Ambos os Subgrupos.

Tabela 6
 Correlações entre a Bateria de Avaliação Frontal (FAB), Stroop, Figura Complexa de Rey-Osterrieth Cópia e Tipo, Montreal Cognitive Assessment (MoCA) e seu Fator Atencional-Executivo, Mini-Mental State Examination (MMSE) e Alternância verbal em Idosos com AVC (n = 112) e Idosos sem AVC (n = 157)

	Com AVC							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1. FAB	—	0,55 ^{****}	0,67 ^{****}	-0,51 ^{***}	0,74 ^{****}	0,73 ^{****}	0,75 ^{****}	0,66 ^{****}
2. Stroop		—	0,51 ^{****}	-0,53 ^{****}	0,51 ^{****}	0,16	0,53 ^{****}	0,46 ^{****}
3. FCR-O-C			—	-0,66 ^{***}	0,67 ^{****}	0,36 ^{**}	0,61 ^{***}	0,60 ^{****}
4. FCR-O-T				—	-0,41 ^{***}	-0,16	-0,43 ^{***}	-0,58 ^{***}
5. MoCA					—	0,41 ^{***}	0,80 ^{***}	0,56 ^{****}
6. MoCA-A						—	0,41 ^{***}	0,23 [*]
7. MMSE							—	0,60 ^{****}
8. AV								—

	Sem AVC							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1. FAB	—	0,39 ^{***}	0,45 ^{****}	-0,23 [*]	0,67 ^{****}	0,64 ^{****}	0,59 ^{****}	0,44 ^{****}
2. Stroop		—	0,44 ^{****}	-0,17	0,63 ^{****}	0,37 ^{****}	0,56 ^{****}	0,24 [*]
3. FCR-O-C			—	-0,57 ^{***}	0,52 ^{****}	0,36 ^{****}	0,44 ^{****}	0,30 ^{**}
4. FCR-O-T				—	-0,26 ^{**}	-0,27 ^{**}	-0,15	-0,17
5. MoCA					—	0,55 ^{****}	0,82 ^{****}	0,44 ^{****}
6. MoCA-A						—	0,40 ^{****}	0,12
7. MMSE							—	0,39 ^{****}
8. AV								—

Notas: * p < 0,05; ** p < 0,01; **** p < 0,001. FCR-O-C = Figura de Rey-Osterrieth - Cópia; FCR-O-T = Figura de Rey-Osterrieth - Tipo; MOCA-A = Montreal Cognitive Assessment - Atencional Executivo; AV = Alternância verbal.

Na Tabela 7 apresenta-se a saturação fatorial de item a item, após rotação *Varimax*, bem como as comunalidades e percentagens de variâncias totais para cada um dos fatores em ambos os subgrupos. A AFE realizada sugeriu que a solução de um fator era responsável por cerca de 49,6% da variância dos resultados no subgrupo AVC e 48,1% no subgrupo S/AVC (o fator 1 era constituído pelos 6 itens da FAB). A variância total explicada de 49,6% é aceitável (Marôco, 2014), tendo em conta o valor mínimo aceitável do critério (50%). A variância total explicada no subgrupo S/AVC sobe para 57,0% ao remover o item *Comportamento de preensão* cuja saturação fatorial se situava abaixo do valor crítico de 0,45 (Pearson e Hall, 1993).

As análises paralelas de Monte Carlo (Watkins, 2000) confirmaram que somente um fator teve *eigenvalues* superiores ao valor de critério correspondente para uma matriz de dados gerada aleatoriamente com a mesma dimensão (AVC: 6 variáveis x 112 sujeitos; S/AVC: 6 variáveis x 157 sujeitos).

No subgrupo AVC, a AFC para um fator (Figura 2) mostrou que o modelo era preciso [$\chi^2(9) = 14,32$; $p = 0,112$], observando-se um valor de RMSEA de 0,07 (IC 90%: 0,00 - 0,14). Associado ao TLI de 0,95 e ao CFI de 0,97, estes valores confirmaram a boa precisão do modelo para um fator (Marôco, 2014). No subgrupo S/AVC, o modelo foi também preciso [$\chi^2(9) = 20,69$; $p = 0,014$; RMSEA = 0,09 (IC 90%: 0,040 - 0,14); TLI = 0,92; CFI = 0,95].

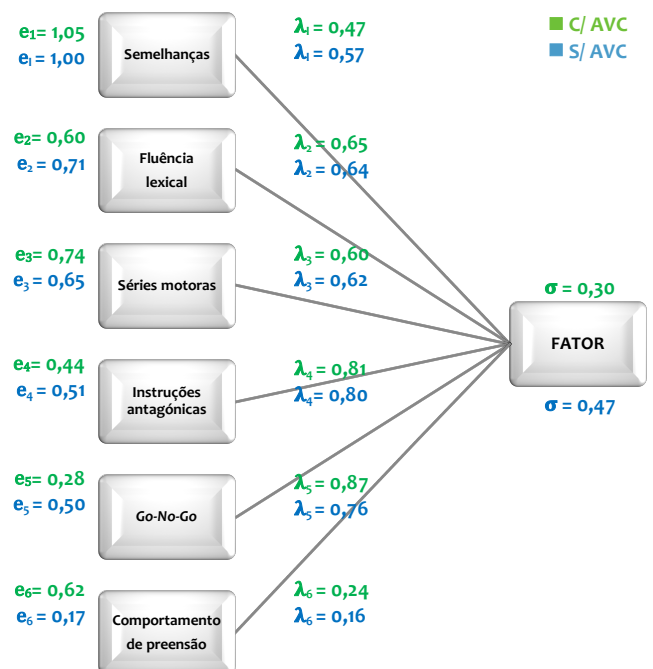


Figura 2
 Análise Fatorial Confirmatória para Modelo com Um Fator da Bateria de Avaliação Frontal em Idosos com AVC e Sem AVC (λ_i = coeficientes padronizados de regressão por item; e_i = variâncias de cada item; σ = variância do fator)

Tabela 7

Análise de Componentes Principais para os Subgrupos de Idosos com AVC (n = 112) e Idosos sem AVC (n = 157)

Item	Com AVC		Sem AVC	
	Componente 1	h^2	Componente 1	h^2
Semelhanças	0,60	0,36	0,66	0,5
Fluência lexical	0,76	0,57	0,75	0,57
Séries motoras	0,73	0,54	0,74	0,56
Instruções Antagônicas	0,81	0,66	0,8	0,66
Go-No-Go	0,85	0,72	0,8	0,64
Comportamento de preensão	0,36	0,13	0,05	0,96
% de variância	49,6		48,1	
Eigenvalues	2,97		2,89	

Notas: h^2 = comunalidades.

DISCUSSÃO E CONCLUSÃO

A presente investigação teve como objetivo estudar o comportamento da FAB, em diferentes dimensões e em função de uma amostra de idosos com diagnóstico de AVC.

No que respeita às pontuações totais da FAB, verifica-se que as médias apresentadas nesta investigação com idosos com AVC ($M = 8,90$; $DP = 4,40$) e S/AVC ($M = 11,11$; $DP = 4,33$) são inferiores às de outros estudos, tais como o de Chong et al. (2010) (amostra com déficit cognitivo precoce: $M = 9,74$; $DP = 3,50$) e o estudo apresentado por Appollonio et al. (2005) com uma amostra da comunidade ($M = 16,10$; $DP = 1,80$). Estas discrepâncias, no entanto, podem ser explicadas quer pela natureza das amostras, quer pelas diferenças entre as características sociodemográficas dos subgrupos do presente estudo e as dos estudos anteriormente citados. Neste contexto, verifica-se uma diferenciação das amostras no que respeita às variáveis idade e escolaridade. Os subgrupos do presente estudo contam com um intervalo de amplitude menor (excluindo indivíduos com idades inferiores aos 60 anos) em comparação com os referidos estudos, bem como, um nível inferior de escolaridade. No entanto, quanto a pontuação total da amostra de idosos com AVC, existem similitudes com o estudo apresentado por Mok et al. na sua amostra clínica (2004) ($M = 8,90$; $DP = 3,70$), sendo que, ainda assim, deverão ser salvaguardadas as diferenças culturais existentes e a natureza das amostras.

Quanto à comparação entre as médias da FAB entre os dois subgrupos, o tamanho do efeito foi médio ($d = 0,51$), o qual foi muito inferior quando comparado com o computado (folha de cálculo de Espírito-Santo e Daniel, 2015) no estudo de Chong et al. (2010; $d = 2,23$). Considerando que a FAB se correlaciona com a escolaridade (Appollonio et al., 2005), as características

sociodemográficas do estudo de Chong et al. (2010) explicarão também esta discrepância, pois a sua amostra da comunidade tinha uma escolaridade média de 9,6 anos ($DP = 4,4$) e a amostra com déficit cognitivo precoce tinha uma escolaridade média de 6,6 anos ($DP = 4,6$). Ora, os subgrupos do presente estudo têm ambos uma escolaridade média muito mais baixa, sem apresentar diferenças significativas.

Foi ainda objetivada a análise das pontuações obtidas na FAB, em função das variáveis sociodemográficas. Assim, ao serem analisados os resultados obtidos, é possível concluir que as variáveis idade e escolaridade parecem interferir nas pontuações obtidas em doentes com AVC, não se verificando o mesmo para a variável sexo. Será interessante observar estes resultados em duas visões distintas. Ao ser analisado o efeito das variáveis sociodemográficas na FAB, verifica-se que o impacto das variáveis idade e escolaridade é corroborado por estudos anteriores (Beato et al., 2012; Benke et al., 2013), bem como a não-interferência da variável sexo (Beato et al., 2012). No entanto, a ausência da influência do sexo sobre as pontuações da FAB deve ser lida à luz das evidências que indicam que o AVC é uma patologia com maior incidência no sexo masculino (Feigin et al., 2003; Howard e Grau, 2014; Lavados et al., 2007; Tang et al., 2014). Assim, a ausência de efeito pode dever-se a características amostrais relacionadas com o perfil das pessoas institucionalizadas.

Será ainda pertinente refletir em torno dos resultados obtidos à luz da literatura relativa ao AVC, integrando os fatores de risco mencionados anteriormente. Segundo a revisão realizada, a idade e o baixo nível de escolaridade são fatores de risco de AVC (Delbari et al., 2011; Feigin et al., 2003; Lavados et al., 2007), podendo ser interessante em estudos futuros compreender esta relação. Na presente amostra, a tipologia de áreas urbanas e a profissão

influenciam também as pontuações totais da FAB, não existindo conhecimento de estudos similares que avaliem estas variáveis. Ainda assim, podemos recorrer a constructos aproximados para compreender este resultado. Por exemplo, sabendo que a inteligência pode ser considerada como a capacidade de adequação eficaz ao meio, de aprender com a experiência e de ultrapassar adversidades, recorrendo a diversas formas de raciocínio (Legg e Hutter, 2007) e visto que o rendimento *per capita* se associa à inteligência (Almeida, Lemos e Lynn, 2011), e que a inteligência se associa ao funcionamento executivo (Basile e Toplak, 2015), levanta-se a hipótese de que os rendimentos mais altos encontrados nas áreas urbanas e nas profissões intelectuais expliquem as diferenças encontradas.

Em relação à precisão diagnóstica da FAB, este foi o primeiro estudo a efetuar uma análise ROC, mostrando-se que a bateria como um todo não discrimina bem idosos com AVC de idosos sem AVC. No entanto, provavelmente, este resultado decorre de o subgrupo de controlo incluir idosos com patologias (diabetes, hipertensão e sintomas depressivos) que se acompanham, potencialmente, de algum défice executivo. De facto, alguns estudos mostram que diabetes (Alvarenga et al., 2010; Manschot et al. 2006), hipertensão arterial (Raz et al., 2004; Saxby et al., 2003) e sintomas depressivos se associam a défice no funcionamento executivo em pessoas idosas (Philippot e Agrigoroaei, 2016; Vu e Aizenstein, 2013). De realçar ainda que apesar de os dois subgrupos terem pontuações no MoCA estatisticamente diferentes, o tamanho do efeito foi médio, e no subgrupo sem AVC todos tinham défice cognitivo ligeiro de acordo com a pontuação de corte indicada por Duro et al. (2010). Em estudos futuros, sugere-se que a amostra de controlo inclua sujeitos que tenham pontuações indicativas de funcionamento cognitivo normal e que não revelem problemas com impacto no funcionamento executivo.

Por forma a responder ao último objetivo desta investigação procedeu-se ao estudo das características psicométricas da FAB. Através da análise item-a-item desta bateria verifica-se que todos os itens se associam com o diagnóstico, o que permite uma diferenciação de idosos com AVC de idosos saudáveis ao nível cognitivo. É ainda importante sublinhar que nos itens Semelhanças e Fluência Lexical, os idosos com AVC obtiveram de forma mais frequente pontuações mais baixas, o que poderá ser importante aquando do uso desta bateria. Estes itens referem-se às funções de conceptualização e de flexibilidade mental, que tal como foi apresentado na revisão realizada, são catalogadas como funções executivas. Estes dados podem ainda evidenciar a possível existência de disfunções executivas em idosos com AVC, sublinhando a necessidade de estas serem avaliadas e estudadas na referida população.

No decorrer da análise das propriedades psicométricas, verifica-se a existência de uma boa consistência interna. De

notar que, devido ao número reduzido de itens, um alfa de Cronbach entre 0,79 (idosos com AVC) e 0,78 (idosos sem AVC) revelam-se altos, potenciando o uso da FAB em populações clínicas e não-clínicas.

Quanto à validade convergente, foi possível verificar que a FAB se correlaciona significativamente com os testes executivos (Teste de Stroop, Figura Complexa de Rey-cópia e tipo, Fator Atencional-Executivo do MOCA e Alternância nos testes de Fluência verbal) e com o MOCA e MMSE em ambos os subgrupos. No que respeita ao Teste de Stroop, a elevada correlação em doentes com AVC parece ser importante visto que este teste figura como uma das ferramentas mais utilizadas na avaliação da disfunção executiva de doentes com AVC (Conti et al., 2015). Note-se que a correlação é moderada no subgrupo sem AVC (ainda que a descida não seja significativa). Os resultados obtidos na Figura Complexa de Rey-cópia indicam também uma correlação com a FAB alta em idosos com AVC, semelhante à de um estudo anterior com doentes com demência frontotemporal (Castiglioni et al., 2006), e moderada em idosos sem AVC. Analisando o MMSE, verifica-se que este se correlaciona com a FAB, de forma alta, sendo que em diversos estudos a correlação obtida foi também alta nos estudos com amostras clínicas (AVC: Mok et al., 2004, Parkinsonismo: Lima et al., 2008) e fraca em amostras de controlo (Appollonio et al., 2005), ainda que no nosso subgrupo de controlo tenha sido moderada. Relativamente ao MOCA, a correlação foi alta, tal como aconteceu no estudo de Varalta et al. (2015) com doentes com Parkinsonismo. Estes dados suportam assim a adequação da FAB para avaliar o défice executivo no subgrupo clínica que a presente investigação se propôs a estudar.

Este é um dos poucos estudos a efetuar a validação da FAB através de AFC. Os resultados confirmam a validade de constructo da FAB com um modelo a um fator com índices de ajustamento excelentes no subgrupo com AVC. Lavarone et al. (2004) confirmaram também a homogeneidade da estrutura da FAB em idosos com doença de Alzheimer e demência frontotemporal, mas removendo o item Comportamento de Preensão, cuja variância foi de zero na sua amostra de controlo. De facto, no nosso subgrupo sem AVC, sem este item, a variância explicada sobe. À semelhança destes autores (Lavarone et al., 2004), há que considerar a hipótese deste item ser mais um sinal neurológico do que um subteste a incluir numa bateria neuropsicológica.

Será ainda importante refletir em torno das limitações da presente investigação. No que respeita à amostra, a não-existência de uma distribuição proporcional nas variáveis sexo e institucionalização poderá ser considerada uma limitação, impedindo a generalização dos resultados. A falta de informação precisa acerca do distanciamento existente entre a ocorrência do acidente vascular cerebral e a avaliação realizada poderá limitar a leitura dos resultados no que respeita à cronicidade e ao estágio de recuperação que

poderão afetar o desempenho dos participantes na avaliação (Conti et al., 2015). Estudos relativos à disfunção executiva sublinham a importância da interferência da medicação (Conti et al., 2015). Neste contexto a presente investigação não verificou se esta variável pode interferir nos resultados mais baixos. Dado ainda que um estudo imagiológico sugeriu que a FAB reflete essencialmente a função de algumas regiões frontais laterais esquerdas e áreas mediais direitas (Kume et al., 2011), a ausência de informação relativamente à localização e extensão do AVC pode impedir a devida interpretação de alguns resultados.

Entretanto, tal como foi referido anteriormente, existe uma escassez de estudos em torno da disfunção executiva após o AVC (Conti et al., 2015). Ora, este facto poderá figurar neste estudo quer como uma limitação, dificultando a leitura dos resultados em comparação com estudos semelhantes, quer como um contributo para a investigação da disfunção executiva em idosos após o acidente vascular cerebral. Em consequência do número reduzido de estudos, a existência de uma amostra composta por um N = 269 poderá ser considerado como um ponto forte da investigação, respondendo desta forma a sugestões de estudos anteriores (Conti et al., 2015). A escolha ponderada dos instrumentos que integraram a bateria de avaliação neuropsicológica utilizada neste estudo revelou-se também uma mais-valia suportada pelos resultados obtidos.

Investigações futuras deverão ser realizadas quer pela escassez de estudos que avaliem a disfunção executiva após o acidente vascular cerebral quer para a investigação de variáveis que não foram esclarecidas neste estudo. Variáveis sociodemográficas como a profissão e a tipologia de áreas urbanas poderão ser estudadas tendo em linha de conta as características sociais e culturais da população portuguesa. Estes dados poderão ser importantes tanto para o enriquecimento da investigação neuropsicológica bem como numa vertente clínica. O mesmo se verifica no estudo de amostras de pacientes com AVC, sendo importante a recolha de dados que permitam compreender e diferenciar o impacto de outras patologias (como a depressão), da medicação e do estágio de recuperação/cronicidade do diagnóstico. Por fim, deverão ser incentivadas investigações que integrem a Bateria de Avaliação Frontal em amostras clínicas dadas as suas vantagens de aplicabilidade.

Conflito de interesses | Conflict of interest: nenhum | none.

Fontes de financiamento | Funding sources: nenhuma | none.

REFERÊNCIAS

Alexander, G. E., DeLong, M. R. e Strick, P. L. (1986). Parallel organization of functionally segregated circuits linking basal ganglia and cortex. *Annual Review of Neuroscience*, 9(1), 357–381. doi: 10.1146/annurev.ne.09.030186.002041

- Almeida, L. S., Lemos, G. C. e Lynn, R. (2011). Regional differences in intelligence and per capita incomes in Portugal. *Mankind Quarterly*, 52(2), 213-221.
- Alvarenga, P. P., Pereira, D. S. e Anjos, D. (2010). Mobilidade funcional e função executiva em idosos diabéticos e não diabéticos. *Revista Brasileira de Fisioterapia*, 14(6), 491-496.
- Amorim, P. (2000). Mini International Neuropsychiatric Interview (MINI): Validação de entrevista breve para diagnóstico de transtornos mentais. *Revista Brasileira de Psiquiatria*, 22(3), 106-115. doi: 10.1590/S1516-44462000000300003
- Anderson, P. (2002). Assessment and development of executive function (EF) during childhood. *Child Neuropsychology*, 8(2), 71-82. doi: 10.1076/chin.8.2.71.8724
- Appollonio, I., Leone, M., Isella, V., Piamarta, F., Consoli, T., Villa, M. L., ... Nichelli, P. (2005). The Frontal Assessment Battery (FAB): normative values in an Italian population sample. *Neurological Sciences*, 26(2), 108-116. doi: 10.1007/s10072-005-0443-4
- Arbuckle, J. L. (2014a). *Amos (Versão 24.0)* [Programa Informático]. Chicago: IBM SPSS. Obtido em <http://www.ibm.com/us/en/>
- Arbuckle, J. L. (2014b). *Amos 24.0 user's guide*. Chicago: IBM SPSS.
- Barbosa, I. G., Rocha, N. P., Huguet, R. B., Ferreira, R. A., Salgado, J. V., Carvalho, L. A., ... Teixeira, A. L. (2012). Executive dysfunction in euthymic bipolar disorder patients and its association with plasma biomarkers. *Journal of Affective Disorders*, 137(1-3), 151-155. doi: 10.1016/j.jad.2011.12.034
- Basile, A. G. e Toplak, M. E. (2015). Four converging measures of temporal discounting and their relationships with intelligence, executive functions, thinking dispositions, and behavioral outcomes. *Frontiers in Psychology*, 6(728), 1-13. doi: 10.3389/fpsyg.2015.00728
- Beato, R., Amaral-Carvalho, V., Guimarães, H. C., Tumas, V., Souza, C. P., Oliveira, G. N. e Caramelli, P. (2012). Frontal assessment battery in a Brazilian sample of healthy controls: normative data. *Arquivos de Neuro-Psiquiatria*, 70(4), 278-280. doi: 1590/S0004-282X2012005000009
- Beaumont, J. G. (2008). *Introduction to neuropsychology* (2.ª ed.). New York: The Guilford Press.
- Benke, T., Karner, E. e Delazer, M. (2013). FAB-D: German version of the Frontal Assessment Battery. *Journal of Neurology*, 260(8), 2066-2072. doi: 10.1007/s00415-013-6929-8
- Benton, A. L. (1994). Neuropsychological assessment. *Annual Review of Psychology*, 45, 1-23.
- Boban, M., Malojčić, B., Mimica, N., Vuković, S. e Zrilić, I. (2012). The Frontal Assessment Battery in the differential diagnosis of dementia. *Journal of Geriatric Psychiatry and Neurology*, 25(4), 201-207. doi: 10.1177/0891988712464821
- Bonett, D. G. (2002). Sample size requirements for testing and estimating coefficient alpha. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 27(4), 335-340. doi:10.3102/10769986027004335
- Borkowski, J. G., Benton, A. L. e Spreen, O. (1967). Word fluency and brain damage. *Neuropsychologia*, 5(2), 135-140. doi: 10.1016/0028-3932(67)90015-2
- Buchner, A., Erdfelder, E., Faul, F. e Lang, A.-G. (2014). *G*Power 3* (Versão 3.1.9.2 para Macintosh) [Programa Informático]. Düsseldorf: Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf. Obtido em <http://www.gpower.hhu.de/en.html>
- Bugalho, P. e Vale, J. (2011). Brief cognitive assessment in the early stages of Parkinson disease. *Cognitive and Behavioral Neurology*, 24(4), 169-173. doi: 10.1097/WNN.0b013e3182350a1f
- Caffarra, P., Vezzadini, G., Dieci, F., Zonato, F. e Venneri, A. (2002). Rey-Osterrieth complex figure: normative values in an Italian population sample. *Neurological Sciences*, 22(6), 443-447. doi: 10.1007/s100720200003
- Castiglioni, S., Pelati, O., Zuffi, M., Somalvico, F., Marino, L., Tentorio, T. e Franceschi, M. (2006). The Frontal Assessment Battery does not differentiate frontotemporal dementia from Alzheimer's disease. *Dementia and Geriatric Cognitive Disorders*, 22(2), 125-131. doi: 10.1159/000093665

- Castro, S. L., Martins, L. e Cunha, L. (2003). *Neuropsychological screening with a Portuguese Stroop Test* [Póster]. Apresentado no 111th Annual Convention of the American Psychological Association, Toronto (pp. 1-4).
- Cavaco, S., Gonçalves, A., Pinto, C., Almeida, E., Gomes, F., Moreira, I., ... Teixeira-Pinto, A. (2013). Semantic fluency and phonemic fluency: regression-based norms for the Portuguese population. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 28(3), 262-271. doi: 10.1093/arclin/act001
- Chang, A. (2013). *StatsToDo (Sample size for estimating a single alpha program)* [Calculadora online]. Brisbane, Queensland, Austrália. Obtido em https://www.statstodo.com/SSiz1Alpha_Pgm.php#
- Chong, M. S., Lim, W. S., Chan, S. P., Feng, L., Niti, M., Yap, P. ... Ng, T. P. (2010). Diagnostic performance of the Chinese Frontal Assessment Battery in early cognitive impairment in an Asian population. *Dementia and Geriatric Cognitive Disorders*, 30(6), 525-532. doi: 10.1159/000321665
- Cicerone, K. D., Dahlberg, C., Kalmar, K., Langenbahn, D. M., Malec, J. F., Bergquist, T. F. ... Morse, P. A. (2000). Evidence-based cognitive rehabilitation: recommendations for clinical practice. *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation*, 81(12), 1596-1615. doi: 10.1053/apmr.2000.19240
- Conti, J., Sterr, A., Brucki, S. M. D. e Conforto, A. B. (2015). Diversity of approaches in assessment of executive functions in stroke: Limited evidence?. *eNeurologicalSci*, 1(1), 12-20. doi: 10.1016/j.ensci.2015.08.002
- Cunha, P. J., Nicastrí, S., de Andrade, A. G. e Bolla, K. I. (2010). The Frontal Assessment Battery (FAB) reveals neurocognitive dysfunction in substance-dependent individuals in distinct executive domains: Abstract reasoning, motor programming, and cognitive flexibility. *Addictive Behaviors*, 35(10), 875-881. doi: 10.1016/j.addbeh.2010.05.005
- Cunha, P. J., Nicastrí, S., Gomes, L. P. e Moino, R. M. e Peluso, M. A. (2004). Alterações neuropsicológicas em dependentes de cocaína/crack internados: dados preliminares. *Revista Brasileira de Psiquiatria*, 26(2), 103-106. doi: 10.1590/S1516-44462004000200007
- Delbari, A., Salman Roghani, R., Tabatabaei, S. S., Rahgozar, M. e Lökk, J. (2011). Stroke epidemiology and one-month fatality among an urban population in Iran. *International Journal of Stroke*, 6(3), 195-200. doi: 10.1111/j.1747-4949.2010.00562.x
- Dubois, B., Slachevsky, A., Litvan, I. e Pillon, B. (2000). The FAB: A Frontal Assessment Battery at bedside. *Neurology*, 55(11), 1621-1626. doi: 10.1212/WNL.55.11.1621
- Duro, D., Simões, M. R., Ponciano, E. e Santana, I. (2010). Validation studies of the Portuguese experimental version of the Montreal Cognitive Assessment (MoCA): Confirmatory factor analysis. *Journal of Neurology*, 257(5), 728-734. doi: 10.1007/s00415-009-5399-5
- Espirito-Santo, H. e Daniel, F. (2015). Calcular e apresentar tamanhos do efeito em trabalhos científicos (1): As limitações do $p < 0,05$ na análise de diferenças de médias de dois grupos [Folha de cálculo suplementar]. *Revista Portuguesa de Investigação Comportamental e Social*, 1(1), 3-16.
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A.-G. e Buchner, A. (2007). G*Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, 39(2), 175-191. doi: 10.3758/BF03193146
- Feigin, V. L., Forouzanfar, M. H., Krishnamurthi, R., Mensah, G. A., Connor, M., Bennett, D. A. ... the GBD Stroke Experts Group (2014). Global and regional burden of stroke during 1990-2010: findings from the Global Burden of Disease Study 2010. *The Lancet*, 383(9913), 245-255. doi: 10.1016/S0140-6736(13)61953-4
- Feigin, V. L., Lawes, C. M., Bennett, D. A. e Anderson, C. S. (2003). Stroke epidemiology: a review of population-based studies of incidence, prevalence, and case-fatality in the late 20th century. *The Lancet Neurology*, 2(1), 43-53. doi: 10.1016/S1474-4422(03)00266-7
- Fisk, J. e Sharp, C. A. (2004). Age-related impairment in executive functioning: Updating, inhibition, shifting, and access. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 26(7), 874-890. doi: 10.1080/13803390490510680
- Folstein, M. F., Folstein, S. E. e McHugh, P. R. (1975). "Mini-mental state". A practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician. *Journal of Psychiatric Research*, 12(3), 189-198. doi: 10.1016/0022-3956(75)90026-6
- Foulkes, M. A., Wolf, P. A., Price, T. R., Mohr, J. P. e Hier, D. B. (1988). The Stroke Data Bank: design, methods, and baseline characteristics. *Stroke*, 19(5), 547-554. doi: 10.1161/01.STR.19.5.547
- Freitas, S., Simões, M. R., Marôco, J., Alves, L. e Santana, I. (2012). Construct Validity of the Montreal Cognitive Assessment (MoCA). *Journal of the International Neuropsychological Society*, 18(2), 242-250. doi: 10.1017/S1355617711001573
- Garcia, I. Q., Pessoa, I. A., Monteiro, B., Daniel, F., Lemos, L. e Espirito-Santo, H. (2016). Propriedades psicométricas da versão Torga do Teste Stroop. *Revista Portuguesa de Investigação Comportamental e Social*, 2(2), 55-64.
- Hacke, W., Kaste, M., Bogousslavsky, J., Brainin, M., Chamorro, A., Lees, K., ... Bath, P. (2003). AVC isquémico - profilaxia e tratamento: Informação para médicos hospitalares e medicina ambulatoria. Recomendações 2003 - Portugal [Folheto]. European Stroke Initiative, Heidelberg, Alemanha. Obtido em http://www.congress-switzerland.com/fileadmin/files/2013/eso-stroke/pdf/EUSI_recommendations_flyer_portugal.pdf
- Howard, G. e Grau, A. (2014). Advances in stroke: Population studies 2013. *Stroke*, 45(2), 368-370. doi: 10.1161/STROKEAHA.113.004226
- Iavarone, A., Ronga, B. e Pellegrino, L., Loré, E., Vitaliano, S., Galeone, F. e Carlomagno, S. (2004). The Frontal Assessment Battery (FAB): normative data from an Italian sample and performances of patients with Alzheimer's disease and frontotemporal dementia. *Functional Neurology*, 19(3), 191-195.
- Investigators, W. M. P. P. (1988). The World Health Organization MONICA Project (monitoring trends and determinants in cardiovascular disease): A major international collaboration. *Journal of Clinical Epidemiology*, 41(2), 105-114. doi: 10.1016/0895-4356(88)90084-4
- Kennedy, M. R. T., Coelho, C., Turkstra, L., Ylvisaker, M., Moore Sohlberg, M., Yorkston, K., ... Kan, P. F. (2008). Intervention for executive functions after traumatic brain injury: A systematic review, meta-analysis and clinical recommendations. *Neuropsychological Rehabilitation*, 18(3), 257-299. doi: 10.1080/09602010701748644
- Kim, H.-Y. (2013). Statistical notes for clinical researchers: assessing normal distribution (2) using skewness and kurtosis. *Restorative Dentistry & Endodontics*, 38(1), 52-54. doi: 10.5395/rde.2013.38.1.52
- Kume, K., Hanyu, H., Murakami, M., Sato, T., Hirao, K., Kanetaka, H., ... Iwamoto, T. (2011). Frontal Assessment Battery and brain perfusion images in amnesic mild cognitive impairment. *Geriatrics & Gerontology International*, 11(1), 77-82. doi: 10.1111/j.1447-0594.2010.00645.x
- Lavados, P. M., Hennis, A. J., Fernandes, J. G., Medina, M. T., Legetic, B., Hoppe, A., ... Salinas, R. (2007). Stroke epidemiology, prevention, and management strategies at a regional level: Latin America and the Caribbean. *The Lancet Neurology*, 6(4), 362-372. doi: 10.1016/S1474-4422(07)70003-0
- Lezak, M. D., Howieson, D. B., Bigler, E. D. e Tranel, D. (2012). *Neuropsychological assessment* (5.ª ed.). New York: Oxford University Press.
- Lima, C. F., Meireles, L. P., Fonseca, R., Castro, S. L. e Garrett, C. (2008). The Frontal Assessment Battery (FAB) in Parkinson's disease and correlations with formal measures of executive functioning. *Journal of Neurology*, 255(11), 1756-1761. doi: 10.1007/s00415-008-0024-6
- Manschot, S. M., Brands, A. M. A., van der Grond, J., Kessels, R. P. C., Algra, A., Kappelle, L. J., e Biessels, G. J. (2006). Brain magnetic resonance imaging correlates of impaired cognition in patients with type 2 diabetes. *Diabetes*, 55(4), 1106-1113. doi: 10.2337/diabetes.55.04.06.dbo5-1323
- Marôco, J. (2014). *Análise de Equações Estruturais: Fundamentos teóricos, software & Aplicações* (2ª ed.). Pêro Pinheiro: ReportNumber.
- Matsui, H., Udaka, F., Miyoshi, T., Hara, N., Tamura, A., Oda, M., ... Kameyama, M. (2006). Frontal Assessment Battery and brain perfusion image in Parkinson's disease. *Journal of Geriatric Psychiatry and Neurology*, 19(1), 41-45. doi: 10.1177/0891988705284714

- Meyers, J. E. e Meyers, K. R. (1995). *Rey Complex Figure Test and recognition trial professional manual*. Lutz, FL: Psychological Assessment Resources.
- Mok, V. C. T., Wong, A., Yim, P., Fu, M., Lam, W. W. M., Hui, A. C. ... Wong, K. S. (2004). The validity and reliability of Chinese Frontal Assessment Battery in evaluating executive dysfunction among chinese patients with small subcortical Infarct. *Alzheimer Disease & Associated Disorders*, 18(2), 68–74. doi: 10.1097/01.wad.0000126617.54783.7
- Morgado, J., Rocha, C. S., Maruta, C., Guerreiro, M. e Martins, I. P. (2009). Novos valores normativos do Mini-Mental State Examination. *Sinapse*, 9(2), 10–16.
- Nagata, T., Shinagawa, S., Ochiai, Y., Aoki, R., Kasahara, H., Nukariya, K. e Nakayama, K. (2010). Association between executive dysfunction and hippocampal volume in Alzheimer's disease. *International Psychogeriatrics*, 23(5), 764–771. doi: 10.1017/S1041610210002164
- Nasreddine, Z. S., Phillips, N. A., Bédirian, V., Charbonneau, S., Whitehead, V., Collin, I., ... Chertkow, H. (2005). The Montreal Cognitive Assessment, MoCA: A brief screening tool for mild cognitive impairment. *Journal of the American Geriatrics Society*, 53(4), 695–699. doi: 10.1111/j.1532-5415.2005.53221.x
- O'Keefe, S. T., Mulkerrin, E. C., Nayeem, K., Varughese, M. e Pillay, I. (2005). Use of serial Mini-Mental State Examinations to diagnose and monitor delirium in elderly hospital patients. *Journal of the American Geriatrics Society*, 53(5), 867–870. doi: 10.1111/j.1532-5415.2005.53266.x
- Oguro, H., Yamaguchi, S., Abe, S., Ishida, Y., Bokura, H. e Kobayashi, S. (2006). Differentiating Alzheimer's disease from subcortical vascular dementia with the FAB test. *Journal of Neurology*, 253(11), 1490–1494. doi: 10.1007/s00415-006-0251-7
- Osterrieth, P. A. (1944). Le test de copie d'une figure complexe, contribution à l'étude de la perception et de la mémoire. *Archives de Psychologie*, 30, 206–356.
- O'Sullivan, S. B. (2006). Stroke. Em S. B. O'Sullivan e T. J. Schmitz (Eds.), *Physical Rehabilitation* (5.ª ed., pp. 705–776). Philadelphia: F. A. Davis Company.
- Pallant, J. (2011). *SPSS Survival Manual: A step by step guide to data analysis using SPSS for Windows* (4.ª ed.). Crows Nest: Allen & Unwin.
- Pearson, L. C e Hall, B. W. (1993). Initial construct validation of the Teaching Autonomy Scale. *Journal of Educational Research*, 86(3), 172–178. doi: 10.1080/00220671.1993.9941155
- Pestana, M. H. e Gageiro, J. N. (2014). *Análise de dados para ciências sociais - A complementaridade do SPSS* (6.ª ed.). Lisboa: Edições Sílabo.
- Peterson, R. A. (1994). A meta-analysis of Cronbach's coefficient alpha. *Journal of Consumer Research*, 21(2), 381–391.
- Philippot, P. e Agrigoroaei, S. (2016). Repetitive thinking, executive functioning, and depressive mood in the elderly. *Aging & Mental Health*, Advance online publication, 1–5. doi: 10.1080/13607863.2016.1211619
- Raz, N., Rodrigue, K. M. e Acker, J. D. (2004). Hypertension and the brain: Vulnerability of the prefrontal regions and executive functions. *Behavioral Neuroscience*, 117(6), 1169–1180. doi: 10.1037/0735-7044.117.6.1169
- Rey, A. (1941). L'examen psychologique dans les cas d'encéphalopathie traumatique. (Les problems.). *Archives de Psychologie*, 28, 215–285.
- Rocha, A. M. e Coelho, M. H. (1988). *Teste de cópia de figuras complexas: Manual*. Lisboa: CEGOC-TEA.
- Ropper, A. H. e Brown, R. H. (2005). *Adams and Victor's: Principles of Neurology* (8.ª ed.). New York: McGraw-Hill Profession.
- Rosamond, W. D., Folsom, A. R., Chambless, L. E., Wang, C. H., McGovern, P. G. e Shahar, E. (1999). Stroke incidence and survival among middle-aged adults: 9-year follow-up of the atherosclerosis risk in communities (ARIC) cohort. *Stroke*, 30(4), 736–743. doi:10.1161/01.STR.30.4.736
- Santana, I., Duro, D., Lemos, R., Costa, V., Pereira, M., Simões, M. R. e Freitas, S. (2016). Mini-Mental State Examination: Screening and diagnosis of cognitive decline, using new normative data. *Acta Médica Portuguesa*, 29(4), 240–248. doi: 10.20344/amp.6889
- Saxby, B. K., Harrington, F., McKeith, I. G., Wesnes, K. e Ford, G. A. (2003). Effects of hypertension on attention, memory, and executive function in older adults. *Health Psychology*, 22(6), 587–591. doi: 10.1037/0278-6133.22.6.587
- Sheehan, D. V., Lecrubier, Y., Harnett Sheehan, K., Janavs, J., Weiller, E., Keskiner, A., ... Dunbar, G. C. (1997). The validity of the Mini International Neuropsychiatric Interview (MINI) according to the SCID-P and its reliability. *European Psychiatry*, 12(5), 232–241. doi: 10.1016/s0924-9338(97)83297-x
- Simões, M. R. (2003). Os testes de fluência verbal na avaliação neuropsicológica: Pressupostos, funções examinadas e estruturas anatómicas envolvidas. *Psychologica*, 32, 25–48.
- Slachevsky, A., Villalpando, J. M., Sarazin, M., Hahn-Barma, V., Pillon, B. e Dubois, B. (2004). Frontal assessment battery and differential diagnosis of frontotemporal dementia and Alzheimer disease. *Archives of Neurology*, 61(7), 1104–1107. doi: 10.1001/archneur.61.7.1104
- Stroop, J. R. (1935). Studies of interference in serial verbal reactions. *Journal of Experimental Psychology*, 18, 643–662. doi: 10.1037/h0054651
- Tang, W. K., Chen, Y., Liang, H., Chu, W. C. W., Mok, V. C. T., Ungvari, G. S. e Wong, K. S. (2014). Cerebral microbleeds as a predictor of 1-year outcome of poststroke depression. *Stroke*, 45(1), 77–81. doi: 10.1161/STROKEAHA.113.002686
- Templeton, G. F. (2011). A two-step approach for transforming continuous variables to normal: implications and recommendations for IS research (Vol. 28, Article 4). Apresentado em *Communications of the Association for Information*. Disponível em <http://aisel.aisnet.org/cais/vol28/iss1/4>
- Terroni, L., Sobreiro, M. F. M., Conforto, A. B., Adda, C. C., Guajardo, V. D., Lucia, M. C. S. de, e Fráguas, R. (2012). Association among depression, cognitive impairment and executive dysfunction after stroke. *Dementia & Neuropsychologia*, 6(3), 152–157. doi: 10.1590/S1980-57642012DN06030007
- Tombaugh, T. N. e McIntyre, N. J. (1992). The Mini-Mental State Examination: A comprehensive review. *Journal of the American Geriatrics Society*, 40(9), 922–935. doi: 10.1111/j.1532-5415.1992.tb01992.x
- Trenerry, M. R., Crosson, B., DeBoe, J. e Leber, W. R. (1989). *Stroop Neuropsychological Screening Test Manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Troyer, A. K., Moscovitch, M. e Winocur, G. (1997). Clustering and switching as two components of verbal fluency: evidence from younger and older healthy adults. *Neuropsychology*, 11(1), 138–146. doi: 10.1037/0894-4105.11.1.138
- Varalta, V., Picelli, A., Fonte, C., Amato, S., Melotti, C., Zatezalo, V., ... Smania, N. (2015). Relationship between cognitive performance and motor dysfunction in patients with Parkinson's disease: A pilot cross-sectional study. *BioMed Research International*, 2015, 1–6. doi: 10.1155/2015/365959
- Vu, N. Q. e Aizenstein, H. J. (2013). Depression in the elderly: brain correlates, neuropsychological findings, and role of vascular lesion load. *Current Opinion in Neurology*, 26(6), 656–661. doi: 10.1097/WCO.000000000000028
- Watkins, M. W. (2000). Monte Carlo PCA for parallel analysis [Programa Informático]. State College, PA: Ed and Psych Associates.
- Weinstein, A. e Swenson, R. A. (2008). Cerebrovascular Disease. Em P. J. Snyder, P. D. Nussbaum e D. L. Robins (Eds.), *Clinical Neuropsychology: A pocket handbook for assessment* (2.ª ed., pp. 294–317). Washington: American Psychological Association.
- Wolfe, C. D. (2000). The impact of stroke. *British Medical Bulletin*, 56(2), 275–286.
- Yesavage, J. A., Brink, T. L., Rose, T. L., Lum, O., Huang, V., Adey, M., & Leirer, V. O. (1983). Development and validation of a geriatric depression screening scale: a preliminary report. *Journal of Psychiatric Research*, 17(1), 37–49.
- Youden, W. J. (1950). Index for rating diagnostic tests. *Cancer*, 3(1), 32–35. doi: 10.1002/1097-0142(1950)3:1<32::aid-cnrcr2820030106>3.0.co;2-3