

INSTITUTO SUPERIOR MIGUEL TORGA

Escola Superior de Altos Estudos

**Estudo Preliminar das Propriedades Psicométricas e dos Dados
Normativos da Forma Geral das Matrizes Progressivas de Raven
numa Amostra da Comunidade**

Inês Queiroz do Nascimento Garcia

Dissertação de Mestrado em Psicologia Clínica

Ramo de Especialização em Terapias Familiares e Sistémicas

Coimbra, 2016



Estudo Preliminar das Propriedades Psicométricas e dos Dados
Normativos da Forma Geral das Matrizes Progressivas de Raven numa
Amostra da Comunidade

Inês Queiroz do Nascimento Garcia

Dissertação Apresentada ao ISMT para Obtenção do Grau de Mestre em Psicologia Clínica

Ramo de Especialização em Terapias Familiares e Sistémicas

Orientadora: Professora Doutora Helena Espírito Santo, Professora Auxiliar, Instituto
Superior Miguel Torga

Coimbra, janeiro de 2016

Agradecimentos

Porque sozinha não teria sido possível chegar até aqui, o meu profundo agradecimento a todas as pessoas que, direta ou indiretamente, contribuíram para a concretização deste trabalho e o tornaram numa das mais gratificantes etapas do meu percurso académico.

À minha Orientadora de Dissertação, Professora Doutora Helena Espírito Santo, pela disponibilidade e exigência, mas especialmente pelos ensinamentos, dedicação, rigor, paciência e ajuda.

Às minhas colegas que me acompanharam ao longo da dissertação, pela entajuda e pelo apoio. Com um especial agradecimento à Catarina Pires pela amizade e companheirismo e por me ter sempre incentivado quando me sentia mais em baixo.

Às pessoas que colaboraram no preenchimento da bateria de testes, pela sua participação e disponibilidade, só assim foi possível a realização deste trabalho.

Deixo os primeiros para o final. Aos meus pais e avós que terão sido os maiores prejudicados com as minhas ausências. Obrigada pela compreensão e pelo amor. Essencialmente quero agradecer-vos por acreditarem em mim, sem vocês não seria quem sou.

Ao meu namorado, que esteve ao meu lado do início ao fim. Obrigada por nunca me teres deixado desistir. Quando nada parece fazer sentido tens o dom de me orientar para o caminho certo.

À minha família, amigos e colegas que tiveram sempre uma palavra de incentivo.

A todos, muito obrigada pela vossa contribuição!

Resumo

Objetivo: Estudar as propriedades psicométricas e os dados normativos da Forma Geral das Matrizes Progressivas de Raven numa amostra da comunidade da população portuguesa.

Método: A amostra é constituída por 697 pessoas (314 homens e 383 mulheres), com idades compreendidas entre os 12 e os 90 anos. Todos os participantes preencheram uma declaração de consentimento informado e uma bateria de testes neuropsicológicos, incluindo a Forma Geral das Matrizes Progressivas de Raven (FG-MPR), Teste de Memória de 15-Item de Rey, Escala de Autoavaliação de Ansiedade de Zung, Bateria de Avaliação Frontal e Figura Complexa de Rey.

Resultados: A média na FG-MPR foi de 44,47 ($DP = 10,78$). Os resultados demonstraram que todas as variáveis sociodemográficas (idade, sexo, escolaridade, profissão, regiões e tipologia de áreas urbanas), exceto o estado civil, apresentaram ter influência significativa nas pontuações da FG-MPR. A confiabilidade e a estabilidade temporal da FG-MPR revelaram-se adequadas. A análise fatorial exploratória e confirmatória mostrou que o modelo para um fator não é adequado. Um modelo a quatro fatores continua a não ser adequado.

Conclusão: Os dados do presente estudo sugerem que se trata de um instrumento com potencialidades na sua utilização junto da população portuguesa.

Palavras-chave: Inteligência; Forma Geral das Matrizes Progressivas de Raven; Estudos Psicométricos; Dados normativos.

Abstract

Purpose: To study the psychometric properties and date normative of the Raven's Standard Progressive Matrices in a Portuguese community sample.

Method: The sample consists of 697 people (314 men and 383 women), aged between 12 and 90 years. All participants filled an informed consent form and a battery of neuropsychological tests, which included Raven's Standard Progressive Matrices (RSPM), Rey 15-Item Memory Test, Zung Self-Rating Anxiety Scale, Frontal Assessment Battery, and Rey Complex Figure Test.

Results: The average in RSPM was 44.47 ($SD = 10.78$). The results showed that all of the sociodemographic variables (age, sex, education, profession, region, and typology of urban areas), with the exception of civil status, showed significant influence on RSPM scores. The reliability and temporal stability of RSPM were adequate. Exploratory and Confirmatory factor analysis showed that the model is not better explained by one factor. A two-factor model was not also suitable.

Conclusion: The data from this study suggest that it is an instrument with potential for its use among the Portuguese population.

Keywords: Intelligence; Raven's Standard Progressive Matrices; Psychometric studies; Norms.

Introdução

Inteligência

A inteligência é um conceito difícil de ser definido em termos absolutos, e assim, chegar a uma definição amplamente aceitável que seja precisa e útil. Apesar de ser difícil definir a *essência* da inteligência podemos, no entanto, considerá-la como a capacidade de adquirir conhecimento e compreensão quando se é confrontado com situações novas ou complexas (Carter, 2005; Murphy e Davidshofer, 2004). Nas palavras de outro autor, a inteligência é a capacidade que permite lidar com situações reais e lucrar intelectualmente através da experiência sensorial (Carter, 2005).

O conceito de *capacidade intelectual geral*, o qual muitos preferem em relação à designação de inteligência, refere-se à existência de diferenças individuais sistemáticas no desempenho de tarefas que envolvem manipulação, recuperação, avaliação ou tratamento de informação (Murphy e Davidshofer, 2004). A inteligência, ou capacidade intelectual geral, entre uma variedade de atributos é medida através de testes psicológicos (p. ex., escalas de inteligência de Wechsler, Stanford-Binet ou o Teste das Matrizes Progressivas de Raven) (Morris e Maisto, 2005; Murphy e Davidshofer, 2004). Apesar dos testes psicológicos não serem perfeitos, eles representam a melhor e a mais justa tecnologia disponível para tomar decisões importantes sobre os indivíduos (Murphy e Davidshofer, 2004).

Fator “g” e sua medição

O conceito de capacidade intelectual geral ou do fator geral *g* foi introduzido por Charles Spearman que estabeleceu o fator geral *g* como uma medida de desempenho em vários testes (Carter, 2005). A teoria de Spearman tem por base dois fatores: o fator geral *g* (inteligência geral) e o fator *s* (inteligência específica). Spearman, contudo, sugeriu que um bom teste de inteligência deve ser saturado num fator geral *g* (Murphy e Davidshofer, 2004; Simões, 2000).¹ São vários os estudos que sustentam que a Forma Geral do Teste das Matrizes Progressivas de Raven (FG-MPR) é uma das mais puras e melhores medidas do fator geral *g* (Raven, Raven e Court, 2000). Vários autores afirmam que a FG-MPR é uma medida não-

¹ Há diferentes teorias estruturais da inteligência que distinguem entre capacidade geral e capacidade específica. Note-se que Thurstone se opôs a esta visão, dizendo que a inteligência podia ser compreendida através de um conjunto de sete capacidades mentais primárias: a compreensão verbal, aptidão espacial, aptidão numérica, fluência verbal, memória, rapidez perceptiva e raciocínio (Murphy e Davidshofer, 2004). Também Gardner, noutro sentido e contra a ideia de uma inteligência geral, sugeriu que haveria sete tipos de inteligência (lógico-matemática, linguística, espacial, corpóreo-cinestésica, interpessoal e intrapessoal) (Gardner, 2011; Jensen, 1998; Murphy e Davidshofer, 2004).

verbal da capacidade cognitiva geral medindo a educação das relações e dos correlatos, a forma mais pura do fator geral *g* de Spearman (Jensen, 1980; 1998; Orme, 1966). O fator geral *g* baseia-se em dois componentes: a capacidade *edutiva* e a capacidade *reprodutiva*. A primeira corresponde à capacidade para forjar novos conhecimentos, a capacidade de discernir significado na confusão, a capacidade de perceber e de identificar relações (Raven et al., 2000). Assim, a FG-MPR propõe medir esta capacidade edutiva (Raven et al., 2000). Adicionalmente e relativamente à inteligência geral, Cattell sugeriu dois aspetos relacionados, mas conceptualmente distintos: a inteligência fluida e a inteligência cristalizada. A inteligência fluida é definida como a capacidade de ver relações, lidando principalmente com a capacidade de raciocínio (Cairo Martínez, Bouza, Solozabal e Cairo Valcárcel, 2000; Cattell, 1963; Murphy e Davidshofer, 2004). A inteligência fluida é mais comum em testes que não têm praticamente nenhum conteúdo escolar ou cultural, como a FG-MPR (Jensen, 1998). Este teste permite, assim, avaliar as capacidades do pensamento abstrato, de resolução de novos problemas, de raciocínio e de analogias (Cairo Martínez et al., 2000). Noutra classificação, Jensen (1987) levantou a hipótese da existência de duas categorias de capacidades intelectuais muito distintas, que chamou de Nível I e Nível II. A capacidade de Nível II envolve transformação ou manipulação da informação registada a fim de chegar à formulação da resposta correta através de capacidades como o raciocínio, resolução de problemas, inferência, generalização semântica, categorização conceptual e similares. O significado da capacidade de Nível II é considerado virtualmente o mesmo que o constructo do fator geral *g* de Spearman, comum a todos os testes complexos de capacidades cognitivas. Da mesma forma, o Nível II está próximo daquilo que Cattell refere como inteligência fluída (Jensen, 1987). Jensen (1998), Kaplan e Saccuzzo (2012) consideram que a FG-MPR é uma medida de raciocínio fluído indo de encontro ao que anteriormente foi descrito. Em todas as teorias, o *raciocínio* aparenta ser o elemento comum (Simões, 2000).

Teste das Matrizes Progressivas de Raven

A forma mais conhecida do Teste das MPR é a FG-MPR (publicada pela primeira vez em 1938) que foi concebida na Inglaterra por J. C. Raven, um psicólogo e L. S. Penrose, um geneticista, com o objetivo de medir tão completamente quanto possível num único ensaio os processos de educação que Spearman considerava como a essência da inteligência (Jensen, 1980). A FG-MPR é a mais amplamente utilizada nos cinco continentes (Irvine e Berry, 1988), sendo adequada a partir dos seis anos de idade até à idade adulta, uma vez que abrange uma maior variação da capacidade cognitiva (Jensen, 1980; Raven, 1941). Orme (1966), Jensen

(1980), Karnes, Lee e May (1982) consideram que a FG-MPR mede um aspeto fundamental do desempenho cognitivo não influenciado pelos determinantes culturais.

O Teste das MPR consiste em perceber as características principais de uma matriz total ou puzzle diagramático e apreender relações descobrindo, assim, as regras abstratas que governam as diferenças entre os elementos da matriz. O Teste das MPR consiste num conjunto de tarefas inteiramente não-verbais e expressamente concebido para reduzir a dependência do item no conhecimento adquirido, no conteúdo cultural e escolar durante a obtenção em processos básicos de capacidade intelectual. Para além da versão da FG-MPR existem mais duas versões: a Forma Especial das MPR adequada para crianças com idade inferior a dez anos e a Forma Avançada das MPR aplicável a adultos com aptidões superiores (Jensen, 1980).

Caracterização da Forma Geral do Teste das Matrizes Progressivas de Raven

A FG-MPR é composta por sessenta puzzles diagramáticos divididos em cinco séries (A, B, C, D e E). A série A e série B, cada uma contém doze puzzles em formato 2 x 2 elementos, enquanto as séries C, D e E contêm doze puzzles em formato 3 x 3 elementos. A série A consiste simplesmente em preencher a parte em falta de uma matriz. As restantes séries requerem um raciocínio mais abstrato (Lovett, Forbus e Usher, 2007; Raven et al., 2000). Em cada caso, uma "célula" da matriz total (sempre no canto inferior direito) está ausente. Os participantes devem examinar a matriz e indicar quais das várias alternativas de um conjunto de seis respostas possíveis para as matrizes em formato 2 x 2 elementos e um conjunto de oito respostas possíveis para as matrizes em formato 3 x 3 elementos mais logicamente preenche a célula vazia (Jensen, 1980; Lovett et al., 2007; Raven, 1941; Raven et al., 2000). Os itens estão organizados em ciclos/séries de dificuldade gradual: cada série começa com itens fáceis e progressivamente vai avançando para itens mais difíceis. Cada série é iniciada com problemas considerados mais fáceis de serem resolvidos de forma a manter a motivação do sujeito (Jensen, 1980; Raven, 1941; Raven et al., 2000). Cada problema constrói-se sobre os problemas anteriores, havendo uma progressão de dificuldade e isto repete-se em cada um dos cinco ciclos/séries (Jensen, 1980; Zaaiman, van der Flier e Thijs, 2001). A solução correta da FG-MPR depende da complexidade dos itens (material abstrato através de figuras ou desenhos geométricos) e do número de elementos envolvidos no raciocínio necessário. A variedade de formas, relações e transformações é praticamente ilimitada. As figuras podem aumentar ou diminuir de tamanho, podem ser invertidas ou estarem em espelho, elementos podem ser adicionados ou subtraídos com sombreados ou não ou, ainda, mostrar muitas outras alterações progressivas no padrão (Jensen, 1980). As cinco séries providenciam cinco oportunidades de

compreender o método de pensamento necessário para resolver os problemas e cinco avaliações progressivas da capacidade de uma pessoa para a atividade intelectual (Raven et al., 2000). Para garantir o interesse e libertar as pessoas da fadiga, cada problema é apresentado e elaborado com precisão e, tanto quanto possível, agradável de olhar fazendo com que o sujeito não desanime e mantendo o sujeito interessado. As instruções do teste são tão simples e os requisitos da realização das tarefas tão óbvios para a maioria dos sujeitos (a partir dos cinco ou seis anos de idade) que as instruções até podem ser dadas por meio de pantomina (Jensen, 1980; Raven et al., 2000).

Administração da Forma Geral do Teste das Matrizes Progressivas de Raven

Para a administração da FG-MPR é necessário que o examinador tenha conhecimento das instruções, uma folha de resposta apropriada e a grelha de correção (Raven et al., 2000). O teste foi projetado quer para uso individual quer para uso coletivo (Jensen, 1980). O manual da FG-MPR determina que, se for imposto limite de tempo, então o teste deve ser usado como uma medida de “eficiência intelectual” e não de fator “g” (Raven et al., 2000). A versão cronometrada não é uma medida pura da capacidade fluida por ser influenciada por um fator de velocidade que penaliza as pessoas que trabalham mais devagar e com mais cuidado (Raven et al., 2000).

Apesar da popularidade da FG-MPR, uma das potenciais limitações é o tempo de administração (Bilker et al., 2012; Chiesi, Ciancaleoni, Galli e Primi, 2012). A principal preocupação devido à sua extensão é a possibilidade de excluir alguns itens e que os níveis de dificuldade fiquem comprometidos. Ao não diferenciar os diferentes níveis de desempenho dos sujeitos e ao reduzir o seu tempo de administração, o objetivo em manter as propriedades da escala original pode ser colocado em causa, em especial o seu poder discriminativo (Chiesi et al., 2012). Uma resposta correta, para alguns itens da FG-MPR, por exemplo, requerem uma manipulação mental simultânea de três ou quatro processos, o que leva algum tempo. A opção mais fácil e a que menos tempo consome é aquela em que apenas se utiliza um ou dois processos, o que vai conduzir à seleção de um dos distratores e isso é o que se observa geralmente nos sujeitos com menos capacidades cognitivas. A maioria dos sujeitos que têm tempo suficiente para resolver cada matriz chega a conclusões que não são baseadas em pura adivinhação (mesmo quando errados). Para além disso, o tempo adicional é de pouco uso (Jensen, 1980).

Aplicação da Forma Geral do Teste das Matrizes Progressivas de Raven

A FG-MPR pode ser aplicada em contextos escolares, locais de trabalho e até mesmo em casa, bem como em laboratórios (Raven et al., 2000). Devido ao seu formato não-verbal, a FG-

MPR é usada com uma vasta gama de populações para quem o processamento da linguagem é inferior ou pode estar minimizado, por exemplo, pessoas que não são fluentes na língua do examinador ou que são surdas e também em grupos economicamente desfavorecidos (Jensen, 1980; Karnes et al., 1982; Raven et al., 2000). A FG-MPR também tem sido usada em vários estudos transculturais (Jensen, 1980; Karnes et al., 1982).

De facto, a revisão da literatura mostra estudos publicados realizados em contexto egípcio onde a FG-MPR mostrou ser uma ferramenta viável e promissora (Abdel-Khalek, 1988), em contexto irlandês (Moran, 1986), em contexto libânes (Al-Shahomee, 2012), no Kuwait em adultos chilenos (Alarcón Paz, Díaz Valenzuela, Hernández Rosales e Estrada Goic, 2012), em uma amostra Africana (Rushton, Skuy e Bons, 2004), em estudantes hispânicos e não hispânicos (Powers e Barkan, 1986) e crianças islandesas (Pind, Gunnarsdóttir e Jóhannesson, 2003). Também tem sido útil em estudos com versões computarizadas equivalentes à FG-MPR (Williams e McCord, 2006) e versões abreviadas (Bilker et al., 2012).

Síntese

Uma vez que faltam dados normativos da FG-MPR e de muitos outros testes neuropsicológicos para a população portuguesa e com o intuito de preencher essa lacuna, no Instituto Superior Miguel Torga desenvolveu-se o projeto Estudos Normativos de Instrumentos Neuropsicológicos (ENIN) para produzir dados normativos para a população portuguesa. Esta dissertação integra-se neste projeto e dedica-se à FG-MPR, pois é um teste de fácil administração e de transporte, com uma cotação simples e rápida e a obtenção de um resultado relativo ao raciocínio não-verbal (Raven et al., 2000; Simões, 2000). A escolha recaiu sobre a FG-MPR por ser a mais utilizada, em comparação com a Forma Especial e a Forma Avançada das MPR (Raven e Raven, 2003).

Objetivos

A presente dissertação tem como objetivo geral estudar as propriedades psicométricas e dados normativos da FG-MPR numa amostra da população portuguesa. Como objetivos específicos, pretendemos: 1) determinar o efeito de variáveis como a idade, sexo e escolaridade no desempenho da FG-MPR; 2) calcular o índice de dificuldade e de discriminação de cada um dos itens da FG-MPR e a análise dos distratores; 3) determinar a consistência interna (através do alfa de Cronbach) e a estabilidade temporal teste-reteste; 4) determinar a validade convergente, relacionando a FG-MPR com outros instrumentos utilizados na bateria de testes; 5) determinar a validade de constructo (através da análise fatorial exploratória e confirmatória); 6) elaborar normas através do cálculo de percentis.

Métodos

Participantes

Recrutámos 782 pessoas voluntárias através do método de amostragem não-probabilística por conveniência em bola de neve, foram selecionados por estarem disponíveis e por se apresentarem em determinado local e conseqüentemente auxiliarem à divulgação de outros sujeitos (M. Hill e Hill, 2000). O recrutamento teve lugar na comunidade, tendo 0,8% ($n = 6$) recusado participar. As pessoas não receberam qualquer compensação financeira por participar, mas foi dada a opção para receber os resultados e seu significado caso assim o solicitassem (8,2% pediram).

Os critérios de seleção incluíram: a) ser de nacionalidade portuguesa ou viver em Portugal há mais de 5 anos; b) ter entre doze e noventa anos de idade; c) ter mais de 50% de escolaridade realizada em Portugal; d) no Teste de Memória de 15-Item de Rey (Boone, Salazar, Lu, Warner-Chacon e Razani, 2002) ter pontuação acima de 19 (ponto de corte = 20); e) ter pontuação na Escala de Autoavaliação de Ansiedade de Zung abaixo de 40, sendo este o ponto de corte para ansiedade clinicamente significativa (Serra, Ponciano e Relvas, 1982).

Os participantes da nossa amostra foram estratificados de acordo com a idade, sendo formados oito grupos etários: 12 aos 17 anos; 18 aos 30 anos; 31 aos 40 anos; 41 aos 50 anos; 51 anos aos 60 anos; 61 anos aos 70 anos; 71 anos aos 80 anos e dos 81 anos aos 90 anos.

O estado civil foi avaliado, perguntando se viviam sozinhos, com um(a) companheiro(a), se estavam casados, em união de facto, separados/divorciados ou viúvos. Os participantes foram depois estratificados segundo duas categorias: sem companheiro e com companheiro. Entre os participantes, 189 sujeitos encontram-se sem informação.

Os participantes da nossa amostra foram também estratificados de acordo com o nível educacional, segundo seis grupos: sem escolaridade, 1º ciclo do ensino básico, 2º ciclo do ensino básico, 3º ciclo do ensino básico, ensino secundário e ensino superior. Dos participantes, 35 sujeitos encontram-se sem informação.

Relativamente à profissão, os participantes foram estratificados segundo duas categorias da profissão: manual (p. ex., operários, artífices e trabalhadores similares) e intelectual (p. ex., especialistas das profissões intelectuais e científicas). Na variável profissão, 136 sujeitos encontram-se sem informação.

A Nomenclatura das Unidades Territoriais para fins estatísticos (NUTS; Ministério das cidades, Ordenamento do Território e Ambiente, 2002) foi estratificada de acordo com a variável regiões, tendo como base três categorias: Norte; Centro; Sul e Regiões Autónomas.

Uma vez que não tínhamos sujeitos em número suficiente no Sul e nas Regiões Autónomas houve necessidade de agrupar as duas categorias para as análises estatísticas. Dos participantes, 162 sujeitos encontram-se sem informação.

A tipologia de áreas urbanas foi avaliada questionando se os participantes viviam num meio urbano, num meio misto ou num meio rural (Instituto Nacional Estatística, 2014). Nesta variável, 42 sujeitos encontram-se sem informação.

Instrumentos

Forma Geral do Teste das MPR (FG-MPR, Raven's Standard Progressive Matrices; Raven et al., 2000). É um teste não-verbal constituído por sessenta tarefas apresentadas a preto e branco e divididas em cinco séries numeradas alfabeticamente. Cada série é constituída por doze itens e é pedido aos participantes que selecionem a parte em falta tendo seis ou oito opções de resposta em cada tarefa. A dificuldade da sua execução vai aumentando com o avançar dos itens. A cotação do teste é pontuada como certo ou errado, onde a pontuação do sujeito é o número de respostas certas variando entre um mínimo ("0") e máximo ("60") (Al-Shahomee, 2012; Bilker et al., 2012; Raven e Raven, 2003; Savage-McGlynn, 2012). Cada participante completou a FG-MPR de forma hetero-administrativa. O teste foi administrado sem tempo limite, por não ser um teste em que a pessoa está a trabalhar contra o tempo (Raven et al., 2000). O tempo de administração variou entre seis a noventa minutos ($M = 30,77$; $DP = 13,97$).

Teste de Memória de 15-Item de Rey (15-IMT, Rey 15-Item Memory Test; Boone et al., 2002). O 15-IMT é um teste que implica memorização de quinze itens diferentes, fazendo parecer a tarefa mais difícil do que realmente o é. O teste é constituído por duas provas: o ensaio de evocação livre e o ensaio de reconhecimento. No ensaio de evocação livre é apresentado ao sujeito uma folha com quinze elementos diferentes agrupados em cinco categorias. O objetivo é memorizar esses elementos (em dez segundos) e depois reproduzir a informação observada (no máximo em dois minutos) para uma folha branca. No ensaio de reconhecimento é apresentada uma folha que contém os quinze elementos que o sujeito previamente observou misturados com outros quinze elementos (distratores). A tarefa é identificar os elementos previamente observados. Este teste avalia se os participantes simulam ou não, e usámos o 15-IMT para detetar a simulação e o esforço insuficiente (Griffin, Glassmire, Henderson e McCann, 1997; Reznick, 2005; Simões et al., 2010; Slick, Tan, Strauss e Hultsch, 2004). O alfa de Cronbach deste instrumento foi de 0,80, sendo que 240 pessoas responderam a este instrumento.

Escala de Autoavaliação de Ansiedade de Zung (SAS de Zung, *Zung Self-Rating Anxiety Scale*; Serra et al., 1982). A SAS de Zung é uma escala de autoavaliação que se destina a medir a ansiedade-estado, ou seja, a ansiedade que é sentida no momento da avaliação. Esta escala é constituída por vinte itens, em escala Likert onde todos os itens são cotados de 1 a 4, exceto os itens 5, 9, 13, 17, 19 que são cotados em sentido inverso (4, 3, 2, 1). A SAS de Zung mede quatro aspetos da ansiedade: ansiedade cognitiva (Itens 1, 2, 3, 4 e 5), ansiedade motora (Itens 6, 7, 8 e 9), ansiedade vegetativa (Itens 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17 e 18) e ansiedade derivada do sistema nervoso central (Itens 19 e 20). A SAS de Zung é uma escala que discrimina bem entre a população normal e uma população doente com indivíduos ansiosos. A média para a população geral é 33,3, no geral quanto mais elevado for o valor obtido maior será a ansiedade-estado. Resultados acima de quarenta indicam que o indivíduo tem uma grande probabilidade de sofrer de ansiedade clinicamente significativa. Usámos este instrumento para discriminar entre os sujeitos que sentiam ansiedade no momento da avaliação dos que não sentiam (Serra et al., 1982). O alfa de Cronbach deste instrumento foi de 0,52, ao qual responderam 240 pessoas.

Bateria de Avaliação Frontal (FAB, *The Frontal Assessment Battery*; Dubois, Slachevsky, Litvan e Pillon, 2000). O FAB é constituído por seis subtestes que analisam domínios relacionados com os lobos frontais: concetualização (tarefa das semelhanças), flexibilidade mental (tarefa da fluência lexical), programação (séries motoras de Luria), sensibilidade à interferência (tarefa com instruções antagónicas), controlo inibitório (tarefa de Go-No-Go) e autonomia ambiental (comportamento de preensão) Cada subteste tem uma pontuação entre zero e três, com um resultado que pode variar entre zero (pior resultado) e dezoito (melhor resultado), indicando a presença ou não de disfunção cognitiva e a sua gravidade. (Appollonio et al., 2005; Beato et al., 2012; Dubois et al., 2000; Lima, Meireles, Fonseca, Castro e Garrett, 2008). Este teste avalia as funções executivas que foi demonstrado se correlacionam com a inteligência (Duggan e Garcia-Barrera, 2015). O alfa de Cronbach deste instrumento foi de 0,58, onde 240 pessoas responderam.

Figura Complexa de Rey (FCR, *Rey Complex Figure Test*; Rey, 2002). A FCR é constituída por três provas de avaliação que ocorrem em momentos diferentes: a cópia, a memória imediata (3 minutos) e a memória diferida (20 minutos). No primeiro momento (cópia) mostra-se a FCR na posição horizontal, solicitando-se uma cópia da imagem. O cronómetro é acionado assim que todas as instruções sejam dadas. No segundo momento, solicita-se a realização da imagem de memória (evocação), sem aviso prévio. No terceiro momento é

solicitado que seja novamente produzido de memória o desenho da FCR. A correção e pontuação têm por base os diferentes tipos de cópia que estão ordenados do mais racional para o menos racional. O tipo I é a *construção sobre a armação*; o tipo II incide na reprodução dos *detalhes englobados na armação*; o tipo III refere-se ao *contorno geral*; o tipo IV foca-se na *justaposição de detalhes*; o tipo V salienta os *detalhes sobre o fundo confuso*; o tipo VI incide na *redução a um esquema familiar* e o tipo VII é formada pela *garatuja*, um rabisco irreconhecível, onde não se identifica nenhuma forma (Lezak, Loring e Howieson, 2004; Rey, 2002). A pontuação atribuída pode variar entre 2 pontos (elemento correto e bem situado), 1 ponto (elemento correto e mal situado) ou 1 ponto (elemento bem situado deformado ou incompleto mas reconhecível), 0,5 pontos (elemento mal situado deformado ou incompleto mas reconhecível) e 0 pontos (elemento irreconhecível ou ausente), podendo ter uma pontuação máxima de trinta e seis pontos (Rey, 2002). Este teste avalia a memória implícita e a aptidão viso-espacial e por isso o selecionámos, pois Thurstone (Murphy e Davidshofer, 2004) tinha considerado essas aptidões como aptidões mentais primárias de inteligência. O alfa de Cronbach deste instrumento foi de 0,69, ao qual responderam 273 pessoas.

Análise estatística

Para a análise e tratamento dos dados, utilizámos o Programa Estatístico *Statistical Package for the Social Sciences* (IBM SPSS Statistics, versão 21.0 para Macintosh Mavericks, SPSS, 2012).

Iniciámos as análises com a exclusão de participantes tendo por base nos critérios de seleção. Foram feitas análises estatísticas descritivas para a pontuação total da FG-MPR, incluindo frequências, percentagens, médias, desvios-padrão. Utilizámos o teste do qui-quadrado da aderência para explorar a proporção de casos que caem em cada categoria de cada variável sociodemográfica categorizada e comparar essa proporção com valores hipotéticos (Pallant, 2011).

Foi verificada a distribuição das pontuações da FG-MPR através da análise da normalidade com recurso ao teste de Shapiro-Wilk² e ainda das medidas de assimetria e de curtose. Estes testes avaliam a hipótese nula de que a distribuição dos dados é normal (Pallant, 2011).

² O teste de Shapiro-Wilk tem sido reportado como sendo mais potente que o teste de Kolmogorov-Smirnov aquando de testar a normalidade (Razali e Wah, 2011). Existem problemas quanto à probabilidade da rejeição da hipótese nula devido à possibilidade de esta aumentar quando na presença de uma amostra considerada grande ($n > 300$). Neste contexto, os testes de normalidade podem não ser confiáveis e, assim sendo, deve-se usar as medidas de assimetria e de curtose (Kim, 2013).

Foi utilizado o teste *t*/ANOVA de um e dois fatores e as correlações de Pearson (*r*) para explorar os efeitos das características sociodemográficas (idade, sexo, estado civil, escolaridade, profissão, regiões e tipologia de áreas urbanas) sobre o desempenho da FG-MPR. Para o teste *t* de amostras independentes, um poder de 0,95 e um alfa de 0,05, a amostra teria de ter 210 sujeitos. Quanto à ANOVA de um fator, um poder de 0,95 e um alfa de 0,05, a amostra teria de ter entre 252 e 360 sujeitos. Quanto à ANOVA de dois fatores, um poder de 0,95 e um alfa de 0,05, a amostra teria de ter 400 sujeitos (Faul, Erdfelder, Lang e Buchner, 2007a, 2007b).

Relativamente ao teste da análise da variância (ANOVA) determinámos a homogeneidade das variâncias segundo o teste de Levene. No caso de existir homogeneidade ($p > 0,05$) recorreremos ao teste *post hoc* Hochberg, não existindo será utilizado o teste *post hoc* Games-Howell, ambos com a correção de Bonferroni (p / n° de comparações par-a-par).

Para a análise dos itens, os resultados brutos dos participantes foram transformados em formato binário (0 e 1). Foi utilizado o SPSS e a folha de cálculo de Excel para calcular os valores de *p* (dificuldade), *D* (índice de discriminação), o coeficiente de correlação ponto bisserial (*rpbis*) e o coeficiente de correlação item-total corrigida para todos os itens da FG-MPR. Foi realizada a análise dos distratores fazendo uso das percentagens das alternativas de resposta de cada item.

Para a análise das propriedades psicométricas, determinámos a consistência interna através do alfa de Cronbach. Para a análise da estabilidade temporal teste-reteste utilizámos correlações de Pearson (*r*) e o teste *t* de Student para amostras emparelhadas. O teste *t* de Student para amostras emparelhadas foi usado, em particular, para verificar se as médias entre os dois momentos de avaliação eram diferentes/ou qual delas poderia ser mais alta. Na análise de consistência interna para um alfa de 0,001, um poder de 0,95 e um alfa de Cronbach esperado de 0,89 (Moran, 1986), o tamanho da amostra necessária seria de 13 sujeitos (Bonett, 2002; Chang, 2014).

Recorremos à análise correlacional para a validade convergente com alguns dos testes utilizados na bateria de testes. Quanto à análise correlacional, um poder de 0,95 e um alfa de 0,05, a amostra teria de ter 314 sujeitos (Faul et al., 2007a, 2007b).

Identificámos os fatores principais da FG-MPR através de uma análise fatorial. A estrutura relacional da FG-MPR 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, uma vez que de acordo com Marôco (2011) a utilização de um único critério pode levar à retenção de mais/menos fatores do que aqueles relevantes para descrever a estrutura latente³. Neste caso, implicaria a retenção de um grande número de fatores (14 fatores). Para avaliar a AFE utilizou-se o critério Kaiser-Meyer-Oblin (*KMO*) com os critérios de classificação definidos em Pestana e Gageiro (2008). A análise paralela foi efetuada através do PCA Monte Carlo (Watkins, 2000), para além, de uma análise fatorial confirmatória através do programa estatístico *Ωnyx* (von Oertzen, Brandmaier e Tsang, 2015a, 2015b).

Por último, a elaboração de normas através do cálculo de percentis para a interpretação dos resultados na FG-MPR.

Procedimentos

Sendo o objetivo deste trabalho a avaliação neuropsicológica foi feito um pedido formal de autorização, tendo todos os participantes preenchido uma declaração de consentimento informado (Apêndice A) de acordo com a Declaração de Helsínquia garantindo que os dados recolhidos seriam anónimos e confidenciais. O protocolo deste estudo é constituído por um breve questionário sociodemográfico e uma bateria de testes. Sendo estes o Teste do Relógio (Shulman, Shedletsky e Silver, 1986), o 15-IMT (Boone et al., 2002), a SAS de Zung (Serra et al., 1982), o Inventário de Lateralidade de Edinburgo (EHI, *Edinburgh Handedness Inventory*; Oldfield, 1971), a FAB (Dubois et al., 2000), o Teste Stroop (Stroop, 1935), a FG-MPR (Raven et al., 2000) e a FCR (Rey, 2002). Os testes foram administrados em espaços reservados sem elementos distratores, entre novembro de 2014 e março de 2015. Cada sujeito foi avaliado individualmente através da aplicação de uma bateria de testes neuropsicológicos com duração aproximada de uma hora. Os dados individuais de cada sujeito foram registados no questionário sociodemográfico enquanto as respostas ao teste foram sendo assinaladas pelo sujeito na folha de resposta. Todos os sujeitos foram instruídos de acordo com as orientações estabelecidas pelos autores do teste (Raven et al., 2000). Tendo sido depois cotada a pontuação final. A cotação dos testes foi efetuada manualmente e verificou-se o resultado de cada avaliação através do SPSS.

³ Para amostras muito grandes ($n > 200$), mesmo pequenas diferenças entre as duas matrizes de covariâncias ou correlações provocam a rejeição de H_0 inflacionando o erro de tipo I e levando à retenção de mais fatores que os necessários (Marôco, 2011).

Resultados

Da amostra inicial (782 participantes) foram excluídos sete sujeitos com idade superior a 90 anos e retiraram-se três pessoas (duas de nacionalidade brasileira e uma de nacionalidade angolana), visto o objetivo do nosso estudo apenas se destinar à população portuguesa.

Foram eliminados catorze sujeitos “simuladores” (pontuação no teste 15-IMT inferior a 19) uma vez que as suas pontuações na FG-MPR foram significativamente [$t(13,592) = 3,00; p < 0,05; IC95\% [3,45; 16,59]$] inferiores ($M = 35,57; DP = 12,35$) aos sujeitos que não simulavam ($M = 45,59; DP = 8,60$). A magnitude da diferença foi grande (d de Cohen = 1,14; $IC95\% [0,59; 1,68]$).

Relativamente à ansiedade, os resultados demonstraram que a mesma afeta o desempenho dos sujeitos na execução do teste da FG-MPR [$t(81,048) = 2,20; p < 0,05; IC95\% [0,31; 5,77]$]. A magnitude da diferença foi pequena (d de Cohen = 0,36; $IC95\% [0,07; 0,64]$). Foram então eliminados sessenta e um sujeitos ficando a amostra final com 697 pessoas.

A amostra que irá ser utilizada ao longo do estudo inclui 697 pessoas (Tabela 1), sendo 314 do sexo masculino (45,1%) e 383 do sexo feminino (54,9%). As idades variaram entre 12 e 90 anos ($M = 40,47; DP = 20,30$), é de realçar que a faixa etária dos 18 aos 30 anos representou 41,8% da amostra. Relativamente ao estado civil, 42,1% insere-se na categoria solteiro enquanto 32,5% vivem em união de facto ou são casados. O nível educacional variou entre a iliteracia (1,8%) e os 28 anos de escolaridade ($M = 12,27; DP = 5,17$). Quanto à profissão os grupos com maior destaque são na categoria Estudante (33,9%), em Técnicos de nível intermédio (13,5%) e no Pessoal de serviços e vendedores (12,5%). De acordo com as NUTS, 438 sujeitos (81,9%) vivem no Centro, 45 (8,4%) no Norte, 21 (3,9%) em Lisboa, 26 (4,9%) no Alentejo, 1 (0,2%) no Algarve e 4 (0,7%) nas regiões autónomas da Madeira e Açores. Relativamente à tipologia das áreas urbanas, 361 sujeitos (55,1%) viviam em uma zona urbana, enquanto 241 (36,8%) e 53 (8,1%) viviam numa zona rural e mista, respetivamente. Através do qui-quadrado da aderência é possível verificar que a amostra não está equilibrada pelas variáveis sociodemográficas.

Tabela 1

Caracterização Sociodemográfica (N = 697)

		n	%	$\chi^{2,a}$
Idade (M ± DP = 40,47 ± 20,30)	12-17	23	3,3	596,10***
	18-30	291	41,8	
	31-40	84	12,1	
	41-50	92	13,2	
	51-60	79	11,3	
	61-70	55	7,9	
	71-80	36	5,2	
	81-90	37	5,3	
Sexo	Masculino	314	45,1	6,83**
	Feminino	383	54,9	
Estado Civil	Sem companheiro	289	56,9	9,65**
	Com companheiro	219	43,1	
Escolaridade (M ± DP = 12,47 ± 5,13)	Sem escolaridade	14	2,1	376,56***
	1° CEB	97	14,7	
	2° CEB	43	6,5	
	3° CEB	77	11,6	
	Ensino secundário	169	25,5	
	Curso superior	262	39,6	
Profissão	Manual	121	21,6	181,39***
	Intelectual	440	78,4	
Regiões	Norte	45	8,4	663,13***
	Centro	459	85,8	
	Sul e R.A.	31	5,8	
Tipologia	Urbano	361	55,1	220,78***
	Misto	53	8,1	
	Rural	241	36,8	

Notas: M = média; DP = desvio-padrão; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$; ^a Qui-quadrado da aderência; CEB = Ciclo do ensino básico; Sul e R.A. = Sul e Regiões Autônomas.

Descritivas. A média das respostas totais na FG-MPR foi de 44,47 (DP = 10,78). A distribuição das pontuações da FG-MPR foi negativamente e ligeiramente assimétrica ($Si = 1,29$) e ligeiramente leptocúrtica ($Ku = -1,20$). Verificámos uma distribuição não-normal

através do teste de Kolmogorov-Smirnov com a correção de Lilliefors e do teste de Shapiro-Wilk, tendo-se obtido um $p < 0,001$. No entanto, os valores da curtose (inferior a 7) e da assimetria (superior a -2), de acordo com Kim (2013) são indicativos da normalidade para amostras superiores a 300 sujeitos. Por esse motivo, procedemos às análises estatísticas paramétricas. Como a idade é uma preocupação crítica na avaliação do desempenho de testes neuropsicológicos (Lezak et al., 2004), realizámos análises preliminares para verificar se haviam distribuições distintas por faixas etárias.⁴ Através dos dados descritos na Tabela 2 (Apêndice B) verificámos que não havia condições para a normalidade por faixas etárias.

Influência das Variáveis Sociodemográficas. Na Tabela 3 podemos verificar as diferenças nas pontuações da FG-MPR entre os grupos definidos pelas variáveis sociodemográficas, através do teste t de Student de amostras independentes ou análises de variância (ANOVA). Apesar da não-normalidade na distribuição das pontuações pelas faixas etárias, a ANOVA é robusta a violações suaves da normalidade, pelo que procedemos a esta análise (Marôco, 2011).

As pontuações totais na FG-MPR diferiram significativamente entre as oito faixas etárias [$F(7, 283) = 47,05; p < 0,001$], com um efeito grande ($\eta^2 = 0,37$) (Tabela 3). A análise correlacional confirma a tendência de diminuição da pontuação da FG-MPR com a idade, mostrando, segundo os critérios de Cohen (1988), uma correlação negativa e alta ($r = -0,55; p < 0,001$).

Relativamente à análise das respostas corretas na FG-MPR (Tabela 3), os homens tiveram uma pontuação mais alta do que as mulheres de forma estatisticamente significativa [$t(694,589) = 3,15; p < 0,001$]. Apesar disso, a magnitude da diferença foi pequena (d de Cohen = 0,24).

No que diz respeito ao estado civil, verificámos que não havia diferenças estatisticamente significativas [$t(504,382) = 1,46; p = 0,05$] entre sujeitos com companheiro e sem companheiro. A magnitude da diferença foi insignificante (d de Cohen = 0,13) (Tabela 3).

As pontuações totais na FG-MPR diferiram significativamente entre os níveis de escolaridade [$F(5, 253) = 69,86; p < 0,001$], com um efeito grande ($\eta^2 = 0,37$) (Tabela 3). A análise correlacional confirma a tendência do aumento da pontuação da FG-MPR com os anos de estudo, mostrando, segundo os critérios de Cohen (1988), uma correlação positiva e alta

⁴ Estabelecemos as faixas etárias em intervalos de 10 anos, exceto os mais jovens (dos 12 aos 17 anos) e jovens adultos (dos 18 aos 30 anos).

($r = 0,56$; $p < 0,001$). Relativamente à análise das respostas corretas na FG-MPR (Tabela 3), sujeitos com uma profissão intelectual tiveram uma pontuação mais alta do que sujeitos com uma profissão manual de forma estatisticamente significativa [$t(148,015) = 9,92$; $p < 0,001$]. A magnitude da diferença foi muito grande (g de Hedges = 1,30).

As pontuações totais na FG-MPR (Tabela 3) diferiram significativamente entre as regiões [$F(2, 532) = 3,25$; $p < 0,05$], com um efeito pequeno ($\eta^2 = 0,01$).

As pontuações totais na FG-MPR diferiram significativamente entre a tipologia de áreas urbanas [$F(2, 152) = 10,55$; $p < 0,001$], com um efeito pequeno ($\eta^2 = 0,04$) (Tabela 3).

Tabela 3

Diferenças nas Pontuações da Forma Geral das Matrizes Progressivas de Raven entre os Grupos Definidos pelas Variáveis Sociodemográficas (N = 697)

		<i>n</i>	<i>M ± DP</i>	<i>IC 95% LI - LS</i>	<i>Amplitude Min - Máx</i>
Idade <i>F</i> (7, 283) = 47,05; <i>p</i> < 0,001; $\eta^2 = 0,37$	12-17	23	47,61 ± 7,08	44,55 - 50,67	32 - 59
	18-30	291	48,58 ± 7,12	47,76 - 49,40	9 - 60
	31-40	84	47,15 ± 7,79	45,46 - 48,84	18 - 59
	41-50	92	45,99 ± 8,72	44,18 - 47,80	12 - 60
	51-60	79	44,99 ± 8,76	43,02 - 46,95	15 - 59
	61-70	55	36,35 ± 11,70	33,18 - 39,51	9 - 58
	71-80	36	28,86 ± 12,30	24,70 - 33,02	2 - 51
	81-90	37	26,54 ± 10,71	22,97 - 30,11	13 - 51
Sexo <i>t</i> (694,589) = 3,15; <i>p</i> < 0,001; <i>d</i> = 0,24	Homens	314	45,86 ± 9,66	44,79 - 46,94	9 - 60
	Mulheres	383	43,33 ± 11,50	42,18 - 44,49	2 - 60
Estado-civil <i>t</i> (504,382) = 1,46; <i>p</i> = 0,05; <i>d</i> = 0,13	S/ companheiro	289	43,75 ± 11,65	42,40 - 45,10	9 - 60
	C/ companheiro	219	45,11 ± 9,34	43,87 - 46,35	14 - 60
Escolaridade <i>F</i> (5, 253) = 69,86; <i>p</i> < 0,001; $\eta^2 = 0,37$	Sem escolaridade	14	21,29 ± 7,34	17,05 - 25,53	14 - 36
	1° CEB	97	33,18 ± 11,38	30,88 - 35,47	2 - 58
	2° CEB	43	38,07 ± 10,25	34,91 - 41,23	15 - 59
	3° CEB	77	45,60 ± 8,62	43,64 - 47,55	12 - 59
	Ensino secundário	169	47,86 ± 7,53	46,71 - 49,00	23 - 60
	Curso superior	262	48,62 ± 7,54	47,70 - 49,54	9 - 60
Profissão <i>t</i> (148,015) = 9,92; <i>p</i> < 0,001; <i>g</i> = 1,30	Manual	121	35,50 ± 12,61	33,23 - 37,77	9 - 59
	Intelectual	440	47,49 ± 8,07	46,74 - 48,25	9 - 60
Regiões <i>F</i> (2, 532) = 3,25; <i>p</i> < 0,05; $\eta^2 = 0,01$	Norte	45	41,07 ± 11,52	37,61 - 44,53	9 - 59
	Centro	459	45,02 ± 10,62	44,04 - 45,99	12 - 60
	Sul e R.A.	31	42,97 ± 7,80	40,11 - 45,83	30 - 55
Tipologia <i>F</i> (2, 152) = 10,55; <i>p</i> < 0,001; $\eta^2 = 0,04$	Urbano	361	46,04 ± 9,43	45,06 - 47,01	9 - 60
	Misto	53	38,81 ± 13,02	35,22 - 42,40	13 - 60
	Rural	241	43,31 ± 11,24	41,88 - 44,74	9 - 60

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; *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); CEB = Ciclo do ensino básico; Sul e R.A. = Sul e Regiões Autônomas.

Comparações *a posteriori* entre pares de médias (Tabela 4, Apêndice B), realizadas recorrendo ao teste de *post hoc* Games-Howell com a correção de Bonferroni, revelaram que as cinco faixas etárias entre os 12 e os 60 anos tiveram pontuações significativamente mais elevadas do que as idades nas faixas etárias entre os 61 e os 90 anos. Para além disso, a faixa etária dos 61 aos 70 anos também diferiram da faixa etária dos 81 aos 90 anos.

Comparações *a posteriori* entre pares de médias (Tabela 5, Apêndice B), realizadas recorrendo ao teste de *post hoc* Games-Howell com a correção de Bonferroni, revelaram que as pontuações dos sujeitos sem escolaridade diferiram significativamente dos sujeitos com todos os restantes níveis de escolaridade. Da mesma forma, as pontuações dos sujeitos do 1º e do 2º ciclo do ensino básico diferiram significativamente dos sujeitos que possuíam o 3º ciclo do ensino básico, o ensino secundário e um curso superior.

Comparações *a posteriori* entre pares de médias, realizadas recorrendo ao teste de *post hoc* Hochberg com a correção de Bonferroni, revelaram que não havia diferenças estatisticamente significativas entre as regiões ($p > 0,05$).

Comparações *a posteriori* entre pares de médias (Tabela 6, Apêndice B), realizadas recorrendo ao teste de *post hoc* Games-Howell com a correção de Bonferroni, revelaram que as pontuações dos sujeitos que residiram numa zona urbana eram significativamente mais elevadas do que os sujeitos que residiram quer numa zona rural quer numa zona mista.

Observámos através da ANOVA de 2 fatores (*two-way*) que o efeito da interação entre o sexo e a idade (faixas etárias) sobre as pontuações da FG-MPR não foi estatisticamente significativo [$F(7, 681) = 0,79; p > 0,05$]. As pontuações (em termos de média e desvio padrão) por faixas etárias e sexo são apresentadas na Tabela 7 (Apêndice B). Em relação à idade (faixas etárias) e o nível de escolaridade o efeito da interação das duas variáveis sobre a pontuação da FG-MPR não foi estatisticamente significativo [$F(24, 625) = 1,37; p > 0,05$]. As médias e desvios-padrão da pontuação total da FG-MPR por faixas etárias e escolaridade são apresentados na Tabela 8 (Apêndice B). O efeito da interação entre o sexo e o nível de escolaridade sobre as pontuações da FG-MPR não foi estatisticamente significativo [$F(5, 650) = 1,10; p > 0,05$]. Na Tabela 9 (Apêndice B) podemos observar as médias e desvios-padrão da pontuação total da FG-MPR por sexo e nível de escolaridade. Os dados da análise da variância, segundo a idade e as regiões, revelam que o efeito da interação das duas variáveis sobre a pontuação da FG-MPR não foi estatisticamente significativo [$F(11, 514) = 0,64; p > 0,05$]. As médias e desvios-padrão da pontuação total da FG-MPR por idade e regiões são apresentados na Tabela 10 (Apêndice B). Por último, o efeito de interação entre a idade e a tipologia de áreas

urbanas sobre as pontuações da FG-MPR não foi estatisticamente significativo [$F(11, 514) = 0,64; p > 0,05$]. Na Tabela 11 (Apêndice B) podemos observar as médias e desvios-padrão da pontuação total da FG-MPR por idade e tipologia de áreas urbanas.

Análise dos itens

Índices de dificuldade e de discriminação. No âmbito da Teoria Clássica dos Testes (TCT) procedeu-se à avaliação do nível de dificuldade, do nível de discriminação e à análise dos distratores. O *índice de dificuldade* (designado por p e que corresponde à média do item) foi calculado através da fórmula tradicional que consiste na divisão do número de sujeitos que acertam corretamente o item pelo número de sujeitos que respondem (correta ou incorretamente). Este varia entre 0 e 1, sendo que 0 significa que todos os sujeitos erraram e o 1 que todos os sujeitos acertaram. Por outras palavras, podemos dizer que um valor alto (0,95) significa que o item é fácil e que um valor baixo (0,25) significa que o item é difícil (Murphy e Davidshofer, 2004). O intervalo de valores mais adequado é o que classifica 10% dos itens como muito fáceis (0,95 - 0,75), 20% como fáceis (0,74 - 0,55), 40% com dificuldade média (0,54 - 0,45), 20% como difíceis (0,44 - 0,25) e 10% de itens como muito difíceis (0,24 - 0,05). O nível médio de dificuldade dos itens, no nosso estudo, é de 0,75. Existem fórmulas alternativas para atenuar os acertos devido ao acaso, no entanto com mais de cinco alternativas a probabilidade de acertar pelo acaso ganha pouca expressão (Almeida e Freire, 2003).

Em primeiro lugar, foi utilizado um método básico do *índice de discriminação* que tem por base a avaliação de 54% dos 697 sujeitos. Da amostra total foram criados dois subgrupos: um subgrupo de sujeitos com as pontuações mais altas no teste e um subgrupo com as pontuações mais baixas no teste. Em amostras grandes seleciona-se 27% do grupo superior e 27% do grupo inferior (Murphy e Davidshofer, 2004). Calcula-se o grau de dificuldade do item para cada grupo, subtrai-se os dois e obtém-se o índice de discriminação. O índice discriminativo varia entre -1 e 1. Um valor negativo é indicativo de um item impróprio na medida que resultados baixos são mais prováveis do que pontuações altas. Segundo o intervalo de valores deve conservar-se o item quando este se encontra num *Excelente* estado ($D > 0,39$), se é *Bom* (0,39 - 0,30) existe a possibilidade de melhorar, se é *Normal* (0,29 - 0,20) deve-se rever o item e quando este é *Pobre* (0,20 - 0,00) deve-se retirar ou rever a fundo. Inferior a 0,01 deve descartar-se definitivamente o item (Backhoff, Larrazolo e Rosas, 2000). Em segundo lugar, utilizámos como índice de discriminação o coeficiente de correlação ponto bisserial (Murphy e Davidshofer, 2004; Backhoff et al., 2000). É uma forma alternativa, calculada através das correlações entre as pontuações totais dos sujeitos nos itens e a totalidade dos seus resultados

no teste através da correlação de Pearson. Em terceiro lugar, temos o coeficiente de correlação item-total corrigida que implica que o total não é a soma de todas as pontuações dos itens, mas a soma de pontuação dos itens sem a inclusão do item em questão (Murphy e Davidshofer, 2004; Backhoff et al., 2000).

Analisando o nível de dificuldade dos itens da Série A na Tabela 12 (Apêndice B), podemos verificar que na sua maioria se trata de itens muito fáceis (92%; Item 1 ao Item 11) e fáceis (8%; Item 12). Quanto ao índice de discriminação dos itens da Série A, metade dos itens são pobres pois não há diferenciação (50%; Item 1 ao Item 6), 2 itens são normais (17%; Item 8 e Item 9), 2 itens são bons (17%; Item 7 e Item 10) e dois itens são excelentes (17%; Item 11 e Item 12).

Na Série B na Tabela 13 (Apêndice B) identificamos itens muito fáceis (75%; Item 1 ao Item 7 e os Itens 9 e 10) e fáceis (25%; Itens 8, 11 e 12). Em relação ao índice de discriminação verificamos a existência de itens pobres (25%; Item 1 ao Item 3), um item normal (8%; Item 4), dois itens bons (17%; Item 5 e Item 6) e os restantes itens são excelentes (50%; Item 7 ao Item 12).

No que diz respeito à Série C na Tabela 14 (Apêndice B) verificamos a existência de itens muito fáceis (58%; Item 1 ao Item 5 e os Itens 7 e 9), dois itens fáceis (17%; Item 6 e Item 8), dois itens de dificuldade média (17%; Item 10 e Item 11) e um item difícil (8%; Item 12). Quanto ao índice de discriminação existem itens que na sua maioria são excelentes (75%; Item 4 ao Item 12), dois itens normais (17%; Item 2 e Item 3) e um item pobre (8%; Item 1).

Na Série D na Tabela 15 (Apêndice B) encontramos itens muito fáceis (67%; Item 1 ao Item 8), dois itens fáceis (17%; Item 9 e Item 10), um item difícil (8%; Item 11) e um item muito difícil (8%; Item 12). Verificamos que na sua maioria, em termos do índice de discriminação os itens são excelentes (67%; Item 4 e do Item 6 ao Item 12), um item é normal (8%; Item 2), dois itens são bons (17%; Item 3 e Item 5) e um item é pobre (8%; Item 1).

Quanto à Série E na Tabela 16 (Apêndice B) existe um item muito fácil (8%; Item 1), cinco itens fáceis (42%; Item 2 ao Item 6), um item com dificuldade média (8%; Item 7), dois itens difíceis (17%; Item 8 e Item 9) e três itens muito difíceis (25%; Itens 10, 11 e 12). Encontramos na sua maioria itens excelentes (83%; Item 1 ao Item 10), um item é bom (8%; Item 12) e um item é pobre (8%; Item 11) em relação ao índice de discriminação.

Deste modo, no total da prova, 36 itens (60%) são muito fáceis, 13 itens (21%) são fáceis, 3 itens (5%) são de dificuldade média, 4 itens (7%) são difíceis e 4 itens (7%) são muito

difíceis. Verificámos que 35 itens (58%) são excelentes, 7 itens (12%) são bons, 6 itens (10%) são normais e 12 itens (20%) são pobres.

Análise dos distratores. Todas as alternativas de resposta, que não a opção correta, são consideradas distratores (Murphy e Davidshofer, 2004). Optámos por analisar os distratores de cada uma das cinco Séries (Tabelas 17, 18, 19, 20 e 21, Apêndice B) através da apresentação das percentagens relativas à escolha das várias alternativas de resposta. O cálculo da análise dos distratores corresponde à divisão do número de pessoas que responderam incorretamente o item pelo número de distratores (opções de resposta). Este cálculo vai permitir verificar o número de pessoas que é esperado que respondam a cada um dos distratores (Murphy e Davidshofer, 2004).

Propriedades psicométricas

Confiabilidade. Apesar de o coeficiente de Kuder-Richardson (KR-20) ser o mais indicado para determinar a consistência interna de testes cujos itens são dicotómicos, Pallant (2011) defende que o coeficiente alfa de Cronbach constitui o índice mais importante de precisão de um instrumento. No presente estudo foi obtido um alfa de Cronbach para a amostra total de 0,94, valor considerado bom. Podemos então considerar que a FG-MPR apresenta uma consistência interna alta (Murphy e Davidshofer, 2004).

Correlações. A Tabela 22 (Apêndice B) mostra que as correlações da FG-MPR com a cópia, a memória imediata, a memória diferida da FCR e com a FAB foram todas significativamente moderadas e negativas baixas com a SAS de Zung.

A análise correlacional confirma a tendência de diminuição da pontuação da FG-MPR com o tempo, mostrando, segundo os critérios de Cohen (1988), uma correlação negativa e baixa ($r = -0,02$; $p > 0,05$).

Validade teste-reteste. Com o objetivo de avaliar a estabilidade temporal da FG-MPR, foi novamente administrada a bateria de testes a um grupo de 18 sujeitos da amostra inicial (2,6%). O intervalo de tempo entre as duas aplicações foi, em média, de 4,67 meses ($DP = 1,33$). Através do teste t de Student para amostras emparelhadas verificámos que não havia diferenças entre os dois momentos [$t(17) = 0,92$; $p > 0,05$; $d = 0,21$ (efeito pequeno)]. A relação entre a avaliação inicial e o teste-reteste foi averiguada através do coeficiente de correlação de Pearson onde este revelou um r de 0,87 ($p < 0,001$) correspondendo a uma correlação forte e positiva entre os dois momentos. A correlação entre as pontuações nos dois momentos reforça a boa precisão de estabilidade temporal do instrumento. O mesmo foi feito

para a variável sexo, onde verificámos que não havia diferenças entre os dois momentos, tanto para o sexo masculino [$t(5) = 0,18$; $p > 0,05$; $d = 0,07$ (efeito insignificante)] como para o sexo feminino [$t(11) = 1,03$; $p > 0,05$; $d = 0,30$ (efeito pequeno)]. É ainda de salientar que o sexo masculino apresentava resultados mais estáveis ao longo do tempo do que o sexo feminino, apesar disso as mulheres tiveram pontuações mais elevadas no segundo momento de avaliação em relação ao primeiro (Tabela 23, Apêndice B).

Análise fatorial. Procedeu-se à ACP, visto ter-se obtido um valor de *KMO* de 0,93, revelando uma boa indicação para a análise fatorial. O teste de esfericidade de Bartlett apresenta um valor de $\chi^2 = 13603$ ($p < 0,001$), sendo inferior a 0,05, pelo que rejeitamos a H_0 , concluindo que as variáveis estão correlacionadas significativamente.

Na AFE, de acordo com a regra do *eigenvalue* superior a 1 e de acordo com o gráfico de sedimentação (Figura 1, Apêndice B), a estrutura relacional da FG-MPR ficou explicada por quatro fatores latentes ou componentes interpretáveis. Na Tabela 24 (Apêndice B) apresenta-se a saturação fatorial de item a item, após rotação *Varimax*, dos valores obtidos, bem como as comunalidades (p. ex., valores relativos à covariância dos itens com os fatores encontrados) e percentagens de variâncias totais para cada um dos fatores. A AFE realizada sugere que a solução de quatro fatores é responsável por cerca de 36% da variância dos resultados.

O Fator 1 é constituído por 19 itens (D4, D1, D6, D5, D3, C5, E1, D2, C1, D7, B3, E3, D8, D9, E2, C3, C4, A11, C2) e explica 12% da variância. O Fator 2 é representado por 15 itens (B9, B10, A9, A10, B7, A7, B8, B5, B11, C7, B6, A12, C6, A8, C9), explicando 9% da variância. O Fator 3 é constituído por 17 itens (E10, E9, E8, C12, E4, D12, E5, E7, C11, E6, C8, E11, E12, C10, D10, B12, D11), explicando 9% da variância dos resultados. Por último, o Fator 4 está representado por oito itens (A3, A6, B1, B2, A4, A5, A1, A2). Uma variância total explicada de 36% é considerada reduzida (Marôco, 2011), tendo em conta o valor mínimo aceitável do critério (50%). Através da Tabela 24 (Apêndice B), observamos que o Item B4 não satura em nenhum dos fatores.

Adicionalmente, a análise paralela através do PCA Monte Carlo confirmou a presença de quatro fatores (Watkins, 2000).

Usámos, de seguida, a análise fatorial confirmatória para testar uma solução de um e quatro fatores. Para um fator (Figura 2, Apêndice B) verificámos que o modelo não é preciso ($\chi^2 = 44808,64$). Observámos um valor de *RMSEA* de 0,184, o que indicou uma precisão muito fraca. Associado ao *CFI* de 0,163, estes valores confirmaram a baixa precisão do modelo para um fator, não sendo adequado (Marôco, 2011).

Por último, na análise para quatro fatores (Figura 3, Apêndice B), verificámos que o modelo continuou a não ser preciso ($\chi^2 = 23525,49$). Observámos um valor de *RMSEA* de 0,134, o que indicou uma precisão muito baixa. Associado ao *CFI* de 0, estes valores confirmaram a baixa precisão do modelo para quatro fatores, não sendo adequado (Marôco, 2011).

Dados normativos

Percentis.⁵ A Tabela 25 (Apêndice B) refere-se às normas em percentis, médias e desvios-padrão por faixas etárias. De um modo geral, verificámos que a progressão na idade cronológica foi acompanhada por uma diminuição sucessiva e relativamente uniforme dos desempenhos (quer em termos de médias quer nos percentis). Na Tabela 26 (Apêndice B) são apresentadas as normas em percentis, médias e desvios-padrão por nível de escolaridade. Encontrámos um aumento progressivo e relativamente uniforme dos desempenhos no que diz respeito aos vários indicadores considerados (médias e percentis) à medida que se avança no nível de escolaridade. Na Tabela 27 (Apêndice B) são apresentadas as normas em percentis, médias e desvios-padrão por sexo. O desempenho dos homens em todos os percentis é superior ao das mulheres.

Discussão

Era nosso objetivo contribuir para o enriquecimento da adaptação de instrumentos de avaliação neuropsicológica à população portuguesa devido à sua escassez.

Quanto aos dados descritivos, neste estudo, a média da pontuação total da FG-MPR é de 44,47 à semelhança de outros com amostras semelhantes (Al-Shahomee, 2012; Jensen, Saccuzzo e Larson, 1988). De acordo com o encontrado em outros estudos normativos, o desempenho dos homens é superior ao das mulheres (Abdel-Khalek, 1988; Lynn e Irwing, 2004). Apesar disso, o efeito da diferença é pequeno, o que nos remete para a dúvida de muitos autores se realmente a obtenção de pontuações mais elevadas do sexo masculino pode ser entendida como um fenómeno universal. Vários são os autores que determinam que os homens têm uma

⁵ **Classe I** - *Intelectualmente superior* (se o resultado for igual ou superior ao percentil 95). **Classe II** - *Nitidamente acima da capacidade intelectual média* (para um resultado igual ou superior ao percentil 75) ou II+ (se o resultado for igual ou superior ao percentil 90). **Classe III** - *Capacidade intelectual média* (para resultados situados entre o percentil 25 e o percentil 75), ou III+ (no caso de o resultado ser superior ao percentil 50), ou ainda III- (se o resultado for inferior ao percentil 50). **Classe IV** - *Nitidamente abaixo da capacidade intelectual média* (para resultados situados no percentil 25 ou abaixo), ou IV- (se o resultado for igual ou inferior ao percentil 10). **Classe V** - *Capacidade intelectual inferior* (quando o resultado do sujeito é menor ou igual ao percentil 5) (Raven, 1941).

vantagem em termos de pontuações mais altas na inteligência geral (Abdel-Khalek, 1988; Lynn e Irwing, 2004). Outros afirmam não existirem diferenças significativas entre homens e mulheres (Colom e García-López, 2002; Court, 1983; Jensen, 1998). No nosso estudo é ainda de salientar que o sexo masculino apresenta resultados mais estáveis ao longo do tempo do que o sexo feminino, apesar disso as mulheres tiveram pontuações mais elevadas no segundo momento de avaliação em relação ao primeiro. O que parece querer dizer que as mulheres apresentaram um efeito de aprendizagem e/ou ficaram menos ansiosas. De acordo com o estudo de Carpenter e Shell (1990), o sexo masculino obtém pontuações mais elevadas que o sexo feminino em certos tipos de itens, nomeadamente, aqueles que requerem uma solução de adição/subtração ou uma distribuição de duas regras. Noutros tipos de itens, não existem diferenças de sexo no desempenho. Desta forma, a diferença no nosso estudo em relação à variável sexo pode ter algum tipo de relação com esta questão: diferentes itens na FG-MPR podem medir diferentes processos. O sexo masculino aparenta ter mais facilidade que o sexo feminino nos itens em que se utiliza operações espaciais, reforçando assim a ideia que pessoas diferentes usam estratégias diferentes para resolver o mesmo problema (Mackintosh e Bennett, 2005).

De acordo com o nosso estudo, também se constata que as zonas urbanas registam pontuações mais elevadas. Relativamente à escolaridade registam-se diferenças estatisticamente significativas entre os diferentes níveis educacionais tal como em Al-Shahomee (2012). Também se conseguiu estabelecer que um sujeito com ensino secundário ou um curso superior obtém uma classificação mais alta do que quem tem apenas o ensino básico ou nem tem nenhum tipo de escolaridade. Estes dados sugerem que este teste não é assim tão insensível ao conhecimento adquirido, conteúdo cultural e escolar como pretendia Jensen (1980).

Relativamente à análise de itens, os itens com maior poder discriminativo são o E5 e o E4, seguidos do C8, C11, E7, E8 e E9. Já os primeiros quatro itens da Série A são os mais fáceis, o que não é de estranhar. O item considerado mais difícil é o E11. Os valores encontrados nas Séries aproximam-se aos encontrados por Moran (1986). Com exceção da análise do índice de discriminação, no nosso estudo verificámos um número elevadíssimo de itens com um grande poder discriminativo (35 em 60 - 58%), o que já não vai de encontro ao estudo de Moran (1986). Também foi possível verificar, no nosso estudo, uma percentagem elevada de itens muito fáceis e uma percentagem baixa de itens com dificuldade média (Almeida e Freire, 2003). A Série E, em média, tem itens difíceis ($p = 0,499$), enquanto as médias do índice de dificuldade das outras séries se situam entre itens muito fáceis e fáceis. Os itens mais fáceis

são o Item 2 e Item 3 da Série A ambos com 99% de respostas corretas. O item mais difícil é o Item 11 que se encontra na Série E com 14% de respostas corretas. Consideramos que a Série A (91,6%) é a mais fácil e a Série E (49,2%) a mais difícil o que só reforça a ideia concebida pelos autores no que respeita à conservação do teste. Na estrutura interna de cada uma das séries podemos observar que a ordem de dificuldade não é respeitada. Por exemplo, na Série A o Item 8 (90% de respostas corretas) é mais difícil que o Item 9 (93% de respostas corretas). Verificámos que 35 itens (58%) são excelentes, 7 itens (12%) são bons, 6 itens (10%) são normais e 12 itens (20%) são pobres. Observámos índices de discriminação dos itens muito bons, visto corresponder a mais de metade dos itens no geral. De acordo com o coeficiente de correlação ponto bisserial e a correlação de item total corrigida os itens que medem algo diferente da escala como um todo e devem ser revistos ou removidos são o Item 1 ao Item 5 da Série A, o Item 1 ao Item 3 da Série B e o Item 10 ao Item 12 da Série E.

A revisão e ordem das Séries C e D, é algo pertinente a ter em conta, visto que o nível de dificuldade da Série D (74,3%) é mais alto que a da Série C (72,2%). Este aspeto deve ser levado em conta visto que já ocorreu noutras investigações (Cairo Martínez et al., 2000). Se estes fossem organizados de outra forma, ajudaria, do ponto de vista psicológico, à eliminação da ansiedade do participante aquando da realização do teste. O sujeito seria apresentado com itens com uma dificuldade crescente, sucessivamente em cada série. Concluimos que é necessário a imprescindível melhoria da estrutura do teste de forma a ser mais fácil de avaliar e diferenciar sujeitos pertencentes a uma população com características semelhantes.

Na Série A os participantes utilizaram 71,2% do número de alternativas erradas, na Série B de 81,9%, na Série C de 86,5%, na Série D de 85,4% e na Série E de 87,5%. O que nos indica que nem todos os distratores são selecionados pelos sujeitos, não desempenhando qualquer tipo de papel na seleção da resposta correta. Seria importante, rever o estudo do valor de cada um dos distratores, o estudo de Cairo Martínez e colaboradores reflete a mesma ideia (2000). Mais especificamente, pelo menos duas conclusões podem ser retiradas da análise dos itens. Para começar, os itens não demonstram o progressivo aumento de dificuldade como seria suposto. Em segundo, a Série A aparenta conter os itens mais fáceis (11 itens em 12 com p a exceder 0,80), enquanto a Série D e a Série E aparentam conter os itens mais difíceis (com um e três itens em doze, respetivamente, abaixo de 0,24). O que nos remete, mais uma vez, para a necessidade de melhorar a estrutura deste teste.

No presente estudo foi obtido um alfa de Cronbach para a amostra total de 0,94, valor que deve ser considerado bastante satisfatório e que vai de encontro com o estudo de Burke (2010).

Outros estudos reportam que a maioria dos coeficientes excede os 0,90, com um valor modal de 0,91 (revisão de Raven et al., 2000). Em relação ao teste-reteste valores entre 0,83 e 0,93 associados ao trabalho original da FG-MPR vêm reforçar os valores encontrados no nosso estudo (revisão de Raven et al., 2000). O alfa de Cronbach e o teste-reteste são satisfatórios tendo em conta outros estudos (Abdel-Khalek, 1988; Moran, 1986). A correlação entre as pontuações nos dois momentos reforça a boa precisão de estabilidade temporal do instrumento. Relativamente à análise fatorial, e de acordo com a teoria (Abdel-Khalek, 1988, 2005; Moran, 1986) efetuámos a análise para um fator, a qual se revelou não apropriada. Por motivos matemáticos, efetuámos uma análise para quatro fatores, solução que também se revelou inapropriada. A percentagem de variância total explicada, 36%, é considerada reduzida (Marôco, 2011).

A análise correlacional, encontrada no nosso estudo, e que confirma a tendência de diminuição das pontuações da FG-MPR com a idade, vai de encontro ao estudo de Burke (2010).

A existência de dados normativos representativos constitui uma exigência essencial para a interpretação de resultados, permitindo desta forma a comparação do sujeito com os seus pares (Almeida e Freire, 2003). No presente estudo, existem condições para proceder à elaboração de normas, considerando nomeadamente o cuidado na constituição da amostra (p. ex., tamanho de amostra e dados relativos à estratificação) e os dados de natureza psicométrica (alfa de Cronbach e estabilidade temporal). Os dados mais questionáveis observados relativamente à estrutura fatorial não inviabilizam a apresentação de dados de natureza normativa. Disponibilizámos as normas, quer através dos diferentes níveis de escolaridade, quer pelo sexo ou pelas categorias de idade, de forma a permitir uma interpretação do desempenho na FG-MPR mais vantajosa.

Ainda no que diz respeito a este estudo, devemos também sublinhar a existência de algumas limitações relativas à seleção da amostra e ao contexto de administração do teste. A principal limitação do presente estudo foi o facto de a amostra não ser representativa da população portuguesa. Acompanhado pela grande percentagem de participantes entre a faixa etária dos 18 aos 30 anos, encontramos, sucessivamente, uma grande percentagem de participantes com o ensino superior que vai ao encontro da discrepância entre a profissão intelectual e manual. O mesmo acontece com a variável das regiões, onde se verifica uma percentagem muito superior do Centro em relação às restantes. Esta limitação resulta do tipo de método de amostragem que foi utilizado (não-probabilístico por conveniência em bola de neve). Em estudos futuros sugerimos a utilização de um método de amostragem aleatória, pois só assim é possível

generalizar os resultados obtidos a partir da amostra (M. Hill e Hill, 2000). Ainda a este respeito, acrescenta-se que provavelmente a recolha em bola de neve foi afetada pelo viés do investigador (terão sido escolhidas pessoas mais limitadas/capacitadas para realizar o teste).

Uma das limitações do nosso estudo nas propriedades psicométricas foi o número relativamente pequeno de sujeitos ($n = 18$) para determinar a estabilidade temporal. Para o teste t de amostras emparelhadas, um poder de 0,95 e um alfa de 0,05, a amostra teria de ter 54 sujeitos (Faul et al., 2007a, 2007b).

Neste estudo normativo, a educação foi operacionalizada como o número de anos do ensino regular formal concluída com sucesso. Esta abordagem é vulnerável às inúmeras modificações no sistema de educação que ocorreram ao longo das últimas décadas em Portugal. Por exemplo, os currículos de ensino regular sofreram modificações significativas. Desde 2005, uma grande porção da população adulta portuguesa com baixa escolaridade matriculou-se nas “Novas Oportunidades”, para melhorar as suas qualificações e adquirir certificados de educação do ensino primário (9º ano) ou secundário (12º ano). Contudo, a equivalência atual entre escola regular e o programa de educação “Novas Oportunidades” ainda é desconhecida. Deste modo, para fins deste estudo, apenas a escolaridade regular foi creditada ao contexto de educação dos participantes. Considerando-se estas mudanças contínuas na educação, os futuros estudos devem avaliar a confiabilidade dos algoritmos normativos e atualizar as normas se necessário. Em estudos futuros deve ser utilizado a Teoria de Resposta ao Item (TRI) com um sistema mais apropriado (p. ex., os resultados são condicionados pelas amostras de sujeitos) ao invés da Teoria Clássica dos Testes (TCT), para além de que a TRI é mais apropriada para medir a consistência interna da FG-MPR (Raven e Raven, 2003).

Durante a realização dos testes os participantes não se encontravam a tomar medicação ou apresentavam sintomas de doença que potencialmente afetasse a realização dos testes. Ainda assim, é possível que houvesse participantes que sofressem de condições mínimas não diagnosticadas ou de défice cognitivo ligeiro. Em estudos futuros deve existir uma maior precisão diagnóstica dos participantes no que diz respeito à relação entre doença/toma de medicação e pontuações totais nos testes.

Em jeito de conclusão, devemos insistir na necessidade de continuar a desenvolver estudos desta natureza, no sentido de ultrapassar a falta de instrumentos adaptados para a população portuguesa. Foi com este intuito que realizámos este trabalho, esperando ter contribuído para incentivar novos estudos com a FG-MPR. Os dados do presente estudo sugerem que se trata de um instrumento com potencialidades na sua utilização junto da população portuguesa.

Referências Bibliográficas

- Abdel-Khalek, A. M. (1988). Egyptian results on the Standard Progressive Matrices. *Personality and Individual Differences*, 9(1), 193–195. doi: 10.1016/0191-8869(88)90051-7
- Abdel-Khalek, A. M. (2005). Reliability and factorial validity of the Standard Progressive Matrices among Kuwaiti children ages 8 to 15 years. *Perceptual and Motor Skills*, 101(2), 409–412. doi: 10.2466/p.ms.101.2.409-412
- Al-Shahomee, A. A. (2012). A standardisation of the Standard Progressive Matrices for adults in Libya. *Personality and Individual Differences*, 53(2), 142–146. doi: 10.1016/j.paid.2011.12.042
- Alarcón Paz, C., Díaz Valenzuela, V., Hernández Rosales, J. e Estrada Goic, C. (2012). Estudio sobre la pertinencia del uso de las normas disponibles del Raven en adultos mayores chilenos. *Psico-USF*, 17(3), 387–395. doi: 10.1590/S1413-82712012000300005
- Almeida, L. S. e Freire, T. (2003). *Metodologia da investigação em psicologia e educação* (3ª ed.). Braga: Psiquilibrios.
- 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
- Backhoff, E., Larrazolo, N. e Rosas, M. (2000). Nivel de dificultad y poder de discriminación del Examen de Habilidades y Conocimientos Básicos (EXHCOBA). *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 2(1).
- 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
- Bilker, W. B., Hansen, J. A., Brensinger, C. M., Richard, J., Gur, R. E. e Gur, R. C. (2012). Development of abbreviated nine-item forms of the Raven's Standard Progressive Matrices Test. *Assessment*, 19(3), 354–369. doi: 10.1177/1073191112446655
- 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
- Boone, K. B., Salazar, X., Lu, P., Warner-Chacon, K. e Razani, J. (2002). The Rey 15-Item recognition trial: A technique to enhance sensitivity of the Rey 15-Item memorization test. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology (Neuropsychology, Development and Cognition: Section a)*, 24(5), 561–573. doi: 10.1076/jcen.24.5.561.1004
- Burke, H. R. (2010). Raven's Progressive Matrices: Validity, reliability, and norms. *The Journal of Psychology*, 82(2), 253–257. doi: 10.1080/00223980.1972.9923815
- Cairo Martínez, E., Bouza, C., Solozabal, T. P. e Cairo Valcárcel, E. (2000). Algunas características y posibilidades del Test de Matrizes Progresivas de Raven. *Revista Cubana de Psicología*, 17(2), 95–105.
- Carpenter, P. A., Just, M. A. e Shell, P. (1990). What one intelligence test measures: A theoretical account of the processing in the Raven Progressive Matrices Test. *Psychological Review*, 97(3), 404–431. doi: 10.1037/0033-295X.97.3.404
- Carter, P. (2005). *The complete book of intelligence tests: 500 exercises to improve, upgrade and enhance your mind strength*. Chichester, United Kingdom: John Wiley and Sons Ltd.
- Cattell, R. B. (1963). Theory of fluid and crystallized intelligence: A critical experiment. *Journal of Educational Psychology*, 54(1), 1–22. doi: 10.1037/h0046743

- Chang, A. (2014). *StatsToDo* [Calculadora online]. Brisbane, Queensland, Austrália. Acedido em 27, setembro, 2015, em https://www.statstodo.com/SSiz1Alpha_Pgm.php#
- Chiesi, F., Ciancaleoni, M., Galli, S. e Primi, C. (2012). Using the Advanced Progressive Matrices (Set I) to assess fluid ability in a short time frame: An item response theory-based analysis. *Psychological Assessment*, 24(4), 892–900. doi: 10.1037/a0027830
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2ª ed.). Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates.
- Colom, R. e García-López, O. (2002). Sex differences in fluid intelligence among high school graduates. *Personality and Individual Differences*, 32(3), 445–451. doi: 10.1016/S0191-8869(01)00040-X
- Court, J. H. (1983). Sex differences in performance on Raven's Progressive Matrices: A review. *Alberta Journal of Educational Research*, 29, 54-74.
- Dubois, B., Slachevsky, A., Litvan, I. e Pillon, B. (2000). A frontal assessment battery at bedside. *Neurology*, 55(11), 1621–1626. doi: 10.1212/WNL.55.11.1621
- Duggan, E. C. e Garcia-Barrera, M. A. (2015). Executive functioning and intelligence. Em S. Goldstein, D. Princiotta, J. A. Naglieri (Eds.), *Handbook of intelligence* (pp. 435-458). New York: Springer.
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A.-G. e Buchner, A. (2007a). 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
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A.-G. e Buchner, A. (2007b). *G*Power 3* (Versão 3.1.9.2 for Mac OS X) [Programa Informático]. Düsseldorf: Heinrich-Heine-Universität Dusseldorf. Acedido em 27, setembro, 2015, em <http://www.gpower.hhu.de/en.html>
- Gardner, H. (2011). *Frames of mind: The theory of multiple intelligences* (3ª ed.). New York: Basic Books.
- Griffin, G. A. E., Glassmire, D. M., Henderson, E. A. e McCann, C. (1997). Rey II: Redesigning the Rey screening test of malingering. *Journal of Clinical Psychology*, 53(7), 757–766. doi: 10.1002/(SICI)1097-4679(199711)53:7<757::AID-JCLP14>3.0.CO;2-K
- Hill, M. M. e Hill, A. (2000). *Investigação por questionário*. Lisboa: Edições Sílabo.
- Instituto Nacional de Estatística (2014). *Estatísticas Demográficas 2011*. Lisboa: INE.
- Irvine, S. H. e Berry, J. W. (Eds.). (1988). *Human abilities in cultural context*. Cambridge: Cambridge University Press. doi: 10.1017/CBO9780511574603
- Jensen, A. R. (1980). *Bias in mental testing*. New York: Free Press.
- Jensen, A. R. (1987). Differential psychology: Towards consensus. Em S. Modgil e C. Modgil (Eds.), *Arthur Jensen: Consensus and controversy* (pp. 413-467). New York: The Falmer Press.
- Jensen, A. R. (1998). *The g factor: The science of mental ability*. Westport, CT: Praeger.
- Jensen, A. R., Saccuzzo, D. P. e Larson, G. E. (1988). Equating the Standard and Advanced forms of the Raven Progressive Matrices. *Educational and Psychological Measurement*, 48(4), 1091–1095. doi: 10.1177/0013164488484026
- Kaplan, R. M. e Saccuzzo, D. P. (2012). *Psychological testing: Principles, applications, and issues* (8ª ed.). Belmont, CA: Wadsworth, Cengage Learning.
- Karnes, F. A., Lee, L. A. e May, B. (1982). Correlations among scores on the 1966, 1973 and 1979 norms of Raven's Standard Progressive Matrices for economically disadvantaged students. *Perceptual and Motor Skills*, 55(3), 793–794. doi: 10.2466/pms.1982.55.3.793

- Kim, H.-Y. (2013). Statistical notes for clinical researchers: assessing normal distribution (2) using skewness and kurtosis. *Restorative Dentistry e Endodontics*, 38(1), 52–54. doi:10.5395/rde.2013.38.1.52
- Lezak, M. D., Loring, D. W. e Howieson, D. B. (2004). *Neuropsychological assessment* (4ª 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
- Lovett, A., Forbus, K. e Usher, J. (2007). Analogy with qualitative spatial representations can simulate solving Raven's Progressive Matrices. Em D. S. McNamara e J. C. Traflet (Eds), *Livro de atas da 29th Annual Conference of the Cognitive Science Society* (pp. 449–454). Austin, TX: Cognitive Science Society.
- Lynn, R. e Irwing, P. (2004). Sex differences on the progressive matrices: A meta-analysis. *Intelligence*, 32(5), 481–498. doi: 10.1016/j.intell.2004.06.008
- Mackintosh, N. J. e Bennett, E. S. (2005). What do Raven's Matrices measure? An analysis in terms of sex differences. *Intelligence*, 33(6), 663–674. doi: 10.1016/j.intell.2005.03.004
- Marôco, J. (2011). *Análise estatística com o SPSS statistics* (5ª ed.). Pêro Pinheiro: ReportNumber.
- Ministério das cidades, Ordenamento do Território e Ambiente (2002). Decreto-Lei n.º 244/2002, de 5 de novembro. *Diário da República* — I Série A (255), 7101-7103.
- Moran, A. P. (1986). The reliability and validity of Raven's Standard Progressive Matrices for Irish apprentices. *Applied Psychology*, 35(4), 533–538. doi: 10.1111/j.1464-0597.1986.tb00955.x
- Morris, C. G. e Maisto, A. A. (2005). *Introducción a la psicología* (12ª ed.). México: Pearson Educación.
- Murphy, K. R. e Davidshofer, C. O. (2004). *Psychological testing: Principles and applications* (6ª ed.). Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall.
- von Oertzen, T., Brandmaier, A. M. e Tsang, S. (2015a). Structural equation modeling with Onyx. *Structural Equation Modeling: a Multidisciplinary Journal*, 22(1), 148–161. doi: 10.1080/10705511.2014.935842
- von Oertzen, T., Brandmaier, A. M. e Tsang, S. (2015b). *Onyx, A graphical interface for Structural Equation Modeling* (Version 1.0-937) [Programa Informático]. University of Virginia and Max Planck Institute for Human Development. Acedido em 27, setembro, 2015, em <http://onyx.brandmaier.de>
- Oldfield, R. C. (1971). The assessment and analysis of handedness: The Edinburgh inventory. *Neuropsychologia*, 9(1), 97–113. doi: 10.1016/0028-3932(71)90067-4
- Orme, J. E. (1966). Hypothetically true norms for the Progressive Matrices Tests. *Human Development*, 9(4), 222–229. doi: 10.1159/000270425
- Pallant, J. (2011). *SPSS survival manual: a step by step guide to data analysis using SPSS for Windows* (4ª ed.). Crows Nest NSW: Allen and Unwin.
- Pestana, M. H. e Gageiro, J. N. (2008). *Análise de dados para ciências sociais - A complementaridade do SPSS* (5ª ed.). Lisboa: Edições Sílabo.
- Pind, J., Gunnarsdóttir, E. K. e Jóhannesson, H. S. (2003). Raven's Standard Progressive Matrices: new school age norms and a study of the tests validity. *Personality and Individual Differences*, 34(3), 375–386. doi: 10.1016/S0191-8869(02)00058-2
- Powers, S. e Barkan, J. H. (1986). Concurrent validity of the Standard Progressive Matrices for Hispanic and non-Hispanic and seventh-grade students. *Psychology in the Schools*, 23(4), 333–336. doi: 10.1002/1520-6807

- Raven, J. C. (1941). Standardization of Progressive Matrices, 1938. *British Journal of Medical Psychology*, 19(1), 137–150. doi: 10.1111/j.2044-8341.1941.tb00316.x
- Raven, J. e Raven, J. (2003). Raven Progressive Matrices. Em R. S. McCallum (Ed.), *Executive Functioning and Intelligence* (pp. 223–236). Boston, MA: Springer US. doi: 10.1007/978-1-4615-0153-4
- Raven, J., Raven, J. C. e Court, J. H. (2000). *Manual for Raven's Standard Progressive Matrices and Vocabulary Scales. Section 3: Progressive Standard Matrices*. San Antonio, TX: Harcourt Assessment.
- Razali, N. M. e Wah, Y. B. (2011). Power comparisons of shapiro-wilk, kolmogorov-smirnov, lilliefors and anderson-darling tests. *Journal of Statistical Modeling and Analytics*, 2(1), 21–33.
- Rey, A. (2002). *Rey: Teste de cópia de figuras complexas* (2ª ed.). Lisboa: CEGOC-TEA.
- Reznek, L. (2005). The Rey 15-item memory test for malingering: A meta-analysis. *Brain Injury*, 19(7), 539–543. doi: 10.1080/02699050400005242
- Rushton, J. P., Skuy, M. e Bons, T. A. (2004). Construct validity of Raven's Advanced Progressive Matrices for African and non-African engineering students in South Africa. *International Journal of Selection and Assessment*, 12(3), 220–229. doi: 10.1111/j.0965-075X.2004.00276.x
- Savage-McGlynn, E. (2012). Sex differences in intelligence in younger and older participants of the Raven's Standard Progressive Matrices Plus. *Personality and Individual Differences*, 53(2), 137–141. doi: 10.1016/j.paid.2011.06.013
- Serra, A. V., Ponciano, E. e Relvas, J. (1982). Aferição da escala de autoavaliação de ansiedade, de Zung, numa amostra de população portuguesa - II. - Sua avaliação como instrumento de medida. *Psiquiatria Clínica*, 3(4), 203–213.
- Shulman, K. I., Shedletsky, R. e Silver, I. L. (1986). The challenge of time: Clock-drawing and cognitive function in the elderly. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 1(2), 135–140. doi: 10.1002/gps.930010209
- Simões, M. M. R. (2000). *Investigações no âmbito da aferição nacional do Teste das Matrizes Progressivas Coloridas de Raven (M.P.C.R)*. Lisboa: Fundação Calouste Gulbenkian.
- Simões, M., Sousa, L., Duarte, P., Firmino, H., Pinho, M. S., Gaspar, N., ... França, S. (2010). Avaliação da simulação ou esforço insuficiente com o Rey 15-Item Memory Test (15-IMT): Estudos de validação em grupos de adultos idosos. *Análise Psicológica*, 28(1), 209–226. doi: 10.14417/ap.269
- Slick, D. J., Tan, J. E., Strauss, E. H. e Hultsch, D. F. (2004). Detecting malingering: a survey of experts' practices. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 19(4), 465–473. doi: 10.1016/j.acn.2003.04.001
- Stroop, J. R. (1935). Studies of interference in serial verbal reactions. *Journal of Experimental Psychology*, 18(6), 643–662. doi: 10.1037/h0054651
- Watkins, M. W. (2000). *Monte Carlo PCA for Parallel Analysis* [Programa Informático]. State College, PA: Ed and Psych Associates.
- Williams, J. E. e McCord, D. M. (2006). Equivalence of standard and computerized versions of the Raven Progressive Matrices Test. *Computers in Human Behavior*, 22(5), 791–800. doi: 10.1016/j.chb.2004.03.005
- Zaaiman, H., van der Flier, H. e Thijs, G. D. (2001). Dynamic testing in selection for an educational programme: Assessing South African performance on the Raven Progressive Matrices. *International Journal of Selection and Assessment*, 9(3), 258–269. doi: 10.1111/1468-2389.00178

APÊNDICES

APÊNDICE A – Consentimento Informado



Código: _____

Investigação no âmbito do Mestrado em Psicologia Clínica (Ramo de Psicologia Clínica)

Consentimento Informado

Antes de ceder a sua autorização para participar neste estudo, pedimos-lhe que leia este pequeno texto.

Este trabalho de investigação decorre no âmbito da realização da tese do Mestrado em Psicologia Clínica do Instituto Superior Miguel Torga (Coimbra) estando enquadrado no projeto *Estudo Normativo de Instrumentos Neuropsicológicos* (ENIN).

Para concretizarmos este objetivo, necessitamos que preencha um breve questionário sociodemográfico e uma bateria de testes neuropsicológicos.

A sua participação, embora voluntária, é muito importante para a realização deste estudo.

Todos os dados recolhidos têm a garantia de confidencialidade, e obedecem aos preceitos orientadores para a elaboração de trabalhos científicos, sendo utilizadas apenas para fins estatísticos.

A investigadora está disponível para qualquer esclarecimento acerca do estudo, se assim for o desejo do participante.

Se, em algum momento, optar por não continuar, é livre de desistir e entregar o protocolo. Uma vez terminado o protocolo, por favor, devolva-o.

Obrigado(a) pela sua disponibilidade e colaboração.

Declaro que fui esclarecido(a) acerca dos objetivos e procedimentos desta investigação e que aceito participar nela de livre vontade, além de autorizar o uso dos dados para os fins estatísticos relacionadas com esta pesquisa.

Assinatura/rubrica: _____

Coimbra, _____ de _____ de _____

Contactos: inesgarcia_9@hotmail.com/914436552

APÊNDICE B – Tabelas

Tabela 2

Análise da Distribuição por Faixas Etárias (N = 697)

Faixas etárias	n	Curtose z	Assimetria z	Shapiro-Wilk
12-17	23	0,25	-1,71	0,93 ^{NS}
18-30	291	10,12	-7,44	0,94 ^{***}
31-40	84	3,84	-4,50	0,93 ^{***}
41-50	92	4,95	-4,89	0,92 ^{***}
51-60	79	2,09	-3,62	0,94 ^{**}
61-70	55	-0,52	-1,36	0,97 ^{NS}
71-80	36	-0,76	-0,24	0,98 ^{NS}
81-90	37	-1,14	1,04	0,93 [*]

Notas: z = valor estatístico dividido pelo erro padrão; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$; ^{NS} Não Significativo.

Tabela 4

Comparações Post Hoc das Pontuações da Forma Geral das Matrizes Progressivas de Raven em que houve Diferenças com a Variável Idade [$F(7, 283) = 47,05$; $p < 0,001$] (N = 697)

Comparação por faixa etária	Diferença média	p	d	Interpretação d
12-17 (M ± DP = 47,61 ± 7,08)	61-70	11,263		efeito grande
	71-80	18,748	< 0,001	efeito muito grande
	81-90	21,068		efeito muito grande
18-30 (M ± DP = 48,58 ± 7,12)	61-70	12,235		efeito grande
	71-80	19,720	< 0,001	efeito muito grande
	81-90	22,040		efeito muito grande
31-40 (M ± DP = 47,15 ± 7,79)	61-70	10,809		efeito grande
	71-80	18,294	< 0,001	efeito muito grande
	81-90	20,614		efeito muito grande
41-50 (M ± DP = 45,99 ± 8,72)	61-70	9,644		efeito grande
	71-80	17,128	< 0,001	efeito muito grande
	81-90	19,449		efeito muito grande
51-60 (M ± DP = 44,99 ± 8,76)	61-70	8,642		efeito grande
	71-80	16,126	< 0,001	efeito muito grande
	81-90	18,447		efeito muito grande
61-70 (M ± DP = 36,35 ± 11,70)	81-90	9,805	0,002	efeito grande

Notas: M = média; DP = desvio-padrão; p = nível de significância estatística; d = d de Cohen.

Tabela 5

Comparações Post Hoc das Pontuações da Forma Geral das Matrizes Progressivas de Raven em que houve Diferenças com a Variável Escolaridade [$F(5, 253) = 69,86; p < 0,001$] ($N = 697$)

Comparação por nível de escolaridade		Diferença média	p	d	Interpretação d
1° CEB ($M \pm DP = 33,18 \pm 11,38$)	Sem escolaridade	11,890	< 0,001	1,08	efeito grande
	1° CEB	12,422	< 0,001	1,21	efeito grande
2° CEB ($M \pm DP = 38,07 \pm 10,25$)	Sem escolaridade	16,784	< 0,001	1,74	efeito muito grande
	2° CEB	7,528	0,002	0,82	efeito grande
3° CEB ($M \pm DP = 45,60 \pm 8,62$)	Sem escolaridade	24,312	< 0,001	2,88	efeito muito grande
	1° CEB	12,422	< 0,001	1,21	efeito grande
	2° CEB	7,528	0,002	0,82	efeito grande
Ensino secundário ($M \pm DP = 47,86 \pm 7,53$)	Sem escolaridade	26,572	< 0,001	3,53	efeito muito grande
	1° CEB	14,683	< 0,001	1,61	efeito muito grande
	2° CEB	9,788	< 0,001	1,20	efeito muito grande
Curso superior ($M \pm DP = 48,62 \pm 7,54$)	Sem escolaridade	27,336	< 0,001	3,63	efeito muito grande
	1° CEB	15,447	< 0,001	1,77	efeito muito grande
	2° CEB	10,552	< 0,001	1,32	efeito muito grande

Notas: M = média; DP = desvio-padrão; p = nível de significância estatística; d = d de Cohen; CEB = Ciclo do ensino básico.

Tabela 6

Comparações Post Hoc das Pontuações da Forma Geral das Matrizes Progressivas de Raven em que houve Diferenças com a Variável Tipologia de Áreas Urbanas [$F(2, 152) = 10,55; p < 0,001$] ($N = 697$)

Comparação por tipologia		Diferença média	p	d	Interpretação d
Urbano ($M \pm DP = 33,18 \pm 11,38$)	Misto	7,227	0,001	0,73	efeito médio
	Rural	2,728	0,006	0,27	efeito pequeno

Notas: M = média; DP = desvio-padrão; p = nível de significância estatística; d = d de Cohen.

Tabela 7

Médias e Desvios-padrão da Pontuação Total da Forma Geral das Matrizes Progressivas de Raven por Idade e Sexo (N = 697)

Idade por faixas etárias	Masculino		Feminino	
	n	M ± DP	n	M ± DP
18-30	126	48,74 ± 7,77	165	48,46 ± 6,61
31-40	53	47,98 ± 7,80	31	45,74 ± 7,68
41-50	48	46,92 ± 8,35	44	44,98 ± 9,10
51-60	34	46,06 ± 6,97	45	44,18 ± 9,91
61-70	23	35,61 ± 11,31	32	36,88 ± 12,12
71-80	10	32,90 ± 10,95	26	27,31 ± 12,63
81-90	11	29,45 ± 9,04	26	25,31 ± 11,28

Notas: M = média; DP = desvio-padrão.

Tabela 8

Médias e Desvios-padrão da Pontuação Total da Forma Geral das Matrizes Progressivas de Raven por Nível de Escolaridade e Idade (N = 697)

Nível de escolaridade		Idade por faixas etárias							
		12-17	18-30	31-40	41-50	51-60	61-70	71-80	81-90
Sem escolaridade	M	—	—	—	—	—	36,00	17,60	21,75
	(DP)	(—)	(—)	(—)	(—)	(—)	(—)	(4,51)	(6,90)
1° CEB	M	—	—	—	38,25	38,36	35,26	30,45	27,82
	(DP)	(—)	(—)	(—)	(11,11)	(7,57)	(11,79)	(10,58)	(11,53)
2° CEB	M	39,75	—	41,67	39,36	45,20	32,00	28,50	30,33
	(DP)	(6,95)	(—)	(3,51)	(9,70)	(11,69)	(7,82)	(12,02)	(6,028)
3° CEB	M	49,59	44,83	44,14	46,19	45,11	35,75	—	42,00
	(DP)	(6,27)	(12,50)	(6,61)	(10,02)	(8,13)	(9,29)	(—)	(—)
Ensino secundário	M	46,50	47,56	47,87	49,18	47,77	49,80	41,00	36,00
	(DP)	(3,54)	(7,71)	(7,77)	(6,98)	(7,81)	(7,16)	(—)	(—)
Curso superior	M	—	49,48	48,16	47,45	46,93	39,50	47,33	14,00
	(DP)	(—)	(6,74)	(8,20)	(5,96)	(7,35)	(18,59)	(6,35)	(—)

Notas: M = média; DP = desvio-padrão; CEB = Ciclo do ensino básico.

Tabela 9

Médias e Desvios-padrão da Pontuação Total da Forma Geral das Matrizes Progressivas de Raven por Nível de Escolaridade e Sexo (N = 697)

Nível de escolaridade	Masculino		Feminino	
	n	M ± DP	n	M ± DP
Sem escolaridade	3	19,33 ± 9,24	11	21,82 ± 7,18
1° CEB	36	36,06 ± 8,55	61	31,48 ± 12,52
2° CEB	20	37,70 ± 9,51	23	38,39 ± 11,06
3° CEB	41	46,51 ± 8,04	36	44,56 ± 9,24
Ensino secundário	93	48,97 ± 6,56	76	46,50 ± 8,42
Curso superior	113	48,96 ± 7,85	149	48,37 ± 7,32

Notas: M = média; DP = desvio-padrão; CEB = Ciclo do ensino básico.

Tabela 10

Médias e Desvios-padrão da Pontuação Total da Forma Geral das Matrizes Progressivas de Raven por Idade e Regiões (N = 697)

Idade por faixas etárias	Norte		Centro		Sul e Regiões Autónomas	
	n	M ± DP	n	M ± DP	n	M ± DP
12-17	2	42,00 ± 2,83	18	49,94 ± 5,64	3	37,33 ± 6,11
18-30	26	43,65 ± 11,06	200	49,06 ± 6,45	17	45,76 ± 8,36
31-40	5	43,60 ± 14,91	44	47,91 ± 6,51	5	42,20 ± 5,40
41-50	4	36,75 ± 12,29	55	47,91 ± 6,65	2	41,00 ± 1,41
51-60	3	38,67 ± 14,01	51	45,98 ± 9,37	2	42,50 ± 4,95
61-70	3	30,67 ± 5,51	30	39,20 ± 10,01	2	32,00 ± 2,83
71-80	—	— ± —	26	29,31 ± 11,25	—	— ± —
81-90	2	28,00 ± 2,83	35	26,46 ± 11,01	—	— ± —

Notas: M = média; DP = desvio-padrão.

Tabela 11

Médias e Desvios-padrão da Pontuação Total da Forma Geral das Matrizes Progressivas de Raven por Idade e Tipologia de Áreas Urbanas (N = 697)

Idade por faixas etárias	Urbano		Misto		Rural	
	n	M ± DP	n	M ± DP	n	M ± DP
12-17	9	46,00 ± 6,34	1	54,00 ± —	13	48,23 ± 7,68
18-30	186	48,24 ± 7,48	13	47,00 ± 5,99	80	49,14 ± 6,40
31-40	41	46,68 ± 7,72	3	38,33 ± 17,79	34	47,44 ± 6,68
41-50	50	46,06 ± 8,60	4	54,00 ± 7,35	31	44,94 ± 6,88
51-60	38	46,08 ± 10,11	3	44,00 ± 14,00	30	44,13 ± 7,47
61-70	16	41,25 ± 10,44	6	36,83 ± 7,55	29	33,66 ± 12,06
71-80	9	28,56 ± 13,50	10	34,10 ± 10,32	12	25,58 ± 11,97
81-90	12	29,00 ± 9,17	13	28,23 ± 13,38	12	22,25 ± 8,14

Notas: M = média; DP = desvio-padrão.

Tabela 12

Índice de Dificuldade e Índice de Discriminação da Série A (N = 697)

	Item	p	D	Rpbis	Correlação de item total corrigida
Série A	1	0,98	0,04	0,10	0,09
	2	0,99	0,02	0,12	0,11
	3	0,99	0,03	0,18	0,15
	4	0,98	0,06	0,25	0,26
	5	0,97	0,09	0,29	0,30
	6	0,97	0,09	0,31	0,32
	7	0,89	0,33	0,52	0,51
	8	0,90	0,22	0,40	0,38
	9	0,93	0,22	0,45	0,44
	10	0,90	0,31	0,58	0,57
	11	0,81	0,52	0,57	0,55
	12	0,68	0,47	0,43	0,40

Notas: p = índice de dificuldade; D = índice de discriminação; Rpbis = correlação ponto biserial (coeficiente de discriminação).

Tabela 13*Índice de Dificuldade e Índice de Discriminação da Série B (N = 697)*

	Item	<i>p</i>	<i>D</i>	<i>Rpbis</i>	Correlação de item total corrigida
Série B	2	0,95	0,16	0,46	0,46
	3	0,94	0,19	0,47	0,46
	4	0,92	0,23	0,36	0,36
	5	0,87	0,39	0,57	0,55
	6	0,86	0,32	0,49	0,47
	7	0,79	0,45	0,51	0,48
	8	0,72	0,50	0,49	0,46
	9	0,81	0,48	0,56	0,54
	10	0,83	0,51	0,64	0,62
	11	0,73	0,57	0,57	0,54
	12	0,60	0,72	0,55	0,52

Notas: *p* = índice de dificuldade; *D* = índice de discriminação; *Rpbis* = correlação ponto biserial (coeficiente de discriminação).

Tabela 14*Índice de Dificuldade e Índice de Discriminação da Série C (N = 697)*

	Item	<i>p</i>	<i>D</i>	<i>Rpbis</i>	Correlação de item total corrigida
Série C	1	0,94	0,15	0,34	0,36
	2	0,93	0,21	0,44	0,44
	3	0,91	0,27	0,43	0,43
	4	0,78	0,52	0,54	0,52
	5	0,85	0,49	0,65	0,63
	6	0,74	0,62	0,580	0,56
	7	0,81	0,56	0,63	0,61
	8	0,58	0,70	0,54	0,52
	9	0,76	0,46	0,48	0,46
	10	0,54	0,63	0,48	0,44
	11	0,52	0,70	0,51	0,47
	12	0,30	0,56	0,39	0,3

Notas: *p* = índice de dificuldade; *D* = índice de discriminação; *Rpbis* = correlação ponto biserial (coeficiente de discriminação).

Tabela 15*Índice de Dificuldade e Índice de Discriminação da Série D (N = 697)*

	Item	<i>p</i>	<i>D</i>	<i>Rpbis</i>	Correlação de item total corrigida
Série D	2	0,90	0,29	0,55	0,55
	3	0,89	0,31	0,54	0,54
	4	0,87	0,41	0,63	0,62
	5	0,88	0,36	0,59	0,59
	6	0,83	0,51	0,61	0,60
	7	0,79	0,52	0,54	0,53
	8	0,75	0,50	0,48	0,47
	9	0,71	0,58	0,53	0,51
	10	0,69	0,67	0,59	0,57
	11	0,42	0,51	0,40	0,37
	12	0,23	0,47	0,36	0,33

Notas: *p* = índice de dificuldade; *D* = índice de discriminação; *Rpbis* = correlação ponto biserial (coeficiente de discriminação).

Tabela 16*Índice de Dificuldade e Índice de Discriminação da Série E (N = 697)*

	Item	<i>p</i>	<i>D</i>	<i>Rpbis</i>	Correlação de item total corrigida
Série E	1	0,81	0,43	0,51	0,51
	2	0,70	0,68	0,59	0,58
	3	0,73	0,58	0,59	0,5
	4	0,59	0,72	0,54	0,52
	5	0,62	0,77	0,60	0,58
	6	0,55	0,62	0,4	0,45
	7	0,51	0,70	0,50	0,47
	8	0,41	0,70	0,47	0,44
	9	0,41	0,70	0,50	0,4
	10	0,23	0,40	0,29	0,26
	11	0,14	0,19	0,17	0,14
	12	0,20	0,34	0,27	0,24

Notas: *p* = índice de dificuldade; *D* = índice de discriminação; *Rpbis* = correlação ponto biserial (coeficiente de discriminação).

Tabela 17

Percentagens das Alternativas de Resposta da Série A (N = 697)

Item	Alternativas de resposta						
	1	2	3	4	5	6	
1	0,0	0,1	0,3	97,6	0,1	1,9	
2	0,4	0,1	0,1	0,1	99,1	0,0	
3	98,8	0,1	0,9	0,1	0,0	0,0	
4	0,0	98,3	1,0	0,4	0,3	0,0	
5	0,0	0,7	0,7	0,1	1,2	97,3	
Série A	6	0,6	0,7	97,4	0,3	0,3	0,7
7	1,7	1,3	0,6	5,8	1,0	89,6	
8	3,2	90,2	1,6	0,1	0,4	4,5	
9	93,5	1,0	1,7	0,3	2,9	0,6	
10	0,7	1,0	90,4	0,7	1,7	5,5	
11	3,4	5,3	1,0	80,7	9,2	0,3	
12	9,2	1,1	1,4	5,9	68,1	14,2	

Notas: A sombreado estão assinaladas as respostas corretas; As respostas assinaladas a negrito correspondem a distratores com relevância.

Tabela 18

Percentagens das Alternativas de Resposta da Série B

Item	Alternativas de resposta						
	1	2	3	4	5	6	
1	0,1	97,8	0,7	0,0	0,4	0,9	
2	0,7	1,4	1,6	0,6	0,1	95,5	
3	94,3	1,1	0,6	0,3	2,9	0,9	
4	1,2	91,9	0,9	5,3	0,3	0,4	
5	87,1	1,1	2,2	1,9	7,6	0,1	
Série B	6	1,9	2,3	86,1	6,5	2,4	0,9
7	6,8	2,6	1,6	1,4	79,5	8,2	
8	0,6	1,0	4,3	7,9	14	72,2	
9	9,3	1,1	1,1	80,7	4,6	2,9	
10	5,5	5,2	83,5	3,0	1,4	1,4	
11	3,2	5,5	8,2	73,4	4,9	4,9	
12	3,9	8,2	7,0	8,8	59,9	12,2	

Notas: A sombreado estão assinaladas as respostas corretas; As respostas assinaladas a negrito correspondem a distratores com relevância.

Tabela 19

Percentagens das Alternativas de Resposta da Série C

Item	Alternativas de resposta							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1	0,4	2,3	0,7	0,4	0,4	0,7	0,1	94,8
2	1,2	93,4	3,6	0,6	0,0	0,7	0,1	0,4
3	1,9	1,7	91,1	1,7	0,7	1,6	0,9	0,4
4	0,6	1,2	6,5	9,7	0,3	1,4	1,9	78,5
5	1,9	0,9	1,4	5,2	1,4	0,7	85,3	3,2
Série C	3,9	6,5	4,2	74,4	4,0	2,0	1,3	3,7
7	3,3	0,6	2,4	6,2	81,3	3,5	1,6	1,2
8	58,1	6,6	2,2	10,0	1,7	6,5	10,8	4,0
9	9,8	1,6	2,2	1,6	1,3	5,2	76,2	2,2
10	4,9	3,9	1,3	7,6	3,9	54,3	1,2	22,9
11	51,7	4,3	3,7	6,8	19,5	2,6	6,1	5,3
12	5,4	30,4	28,5	15,6	4,2	4,3	5,2	6,4

Notas: A sombreado estão assinaladas as respostas corretas; As respostas assinaladas a negrito correspondem a distratores com relevância.

Tabela 20

Percentagens das Alternativas de Resposta da Série D (N = 697)

Item	Alternativas de resposta							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1	0,7	0,7	96,5	1,3	0,0	0,1	0,1	0,4
2	0,1	1,9	4,8	91,0	1,3	0,3	0,4	0,1
3	2,9	0,6	89,3	4,5	0,0	1,0	1,0	0,7
4	1,2	3,0	1,9	1,3	1,2	1,6	87,2	2,7
5	1,6	2,7	1,7	1,3	0,7	1,4	1,4	89,0
Série D	1,7	1,4	3,2	0,7	2,2	83,8	4,9	2,0
7	1,3	2,2	2,2	6,2	80,1	0,9	2,8	4,4
8	3,5	4,2	4,3	76,1	8,1	1,0	1,9	0,9
9	72,3	7,0	3,6	3,8	6,5	2,0	2,3	2,5
10	3,8	70,2	3,1	3,2	7,7	2,6	2,6	6,8
11	1,2	11,8	7,6	3,8	42,9	13,9	12,4	6,4
12	4,8	9,1	7,0	7,6	9,6	23,5	20,1	18,2

Notas: A sombreado estão assinaladas as respostas corretas; As respostas assinaladas a negrito correspondem a distratores com relevância.

Tabela 21

Percentagens das Alternativas de Resposta da Série E (N = 697)

Item	Alternativas de resposta							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1	4,4	0,9	4,5	3,3	2,5	1,6	82,4	0,4
2	3,3	1,5	16,3	1,7	1,9	71,4	2,5	1,5
3	2,6	7,9	5,8	1,2	3,8	3,1	1,3	74,3
4	2,3	59,6	17,8	5,5	2,5	3,9	4,1	4,2
5	62,5	5,5	3,6	3,6	1,5	1,9	19,7	1,6
Série E 6	2,2	6,6	4,4	8,7	56,0	4,5	8,9	8,7
7	51,4	5,5	7,4	8,9	9,2	8,8	5,3	3,5
8	12,8	17,1	4,1	3,4	7,3	41,8	6,4	7,2
9	10,7	10,7	41,7	14,8	5,4	2,0	5,0	9,8
10	9,3	23,2	9,9	12,3	3,1	12,4	26,9	2,9
11	24,5	6,6	17,6	14,0	13,1	4,7	16,5	2,9
12	13,8	20,5	19,9	5,6	20,2	7,8	9,1	3,2

Notas: A sombreado estão assinaladas as respostas corretas; As respostas assinaladas a negrito correspondem a distratores com relevância.

Tabela 22

Correlações entre a Forma Geral das Matrizes Progressivas de Raven, a Figura Complexa de Rey - Cópia, Figura Complexa de Rey - Memória Imediata, Figura Complexa de Rey - Memória Diferida, a Bateria de Avaliação Frontal e com a Escala de autoavaliação de ansiedade de Zung

Instrumentos	Correlações					
	1	2	3	4	5	6
1. FG-MPR	—	0,24**	0,28**	0,22**	0,34**	-0,17**
2. FCR Cópia		—	0,32**	0,17**	-0,30	-0,14*
3. FCR Memória Imediata			—	0,43**	0,09	-0,08
4. FCR Memória Diferida				—	0,06	-0,03
5. FAB					—	-0,01
6. SAS de Zung						—

Notas: FCR = Figura Complexa de Rey; FAB = Bateria de Avaliação Frontal; * correlação significativa $p < 0,05$; ** correlação significativa $p < 0,01$.

Tabela 23

Estabilidade dos Resultados através do Teste-reteste, tomando em consideração o Grupo Total e a sua Divisão pelos Dois Sexos

		n	M	DP	r
Grupo total	Teste	18	49,83	8,20	0,87***
	Reteste	18	50,72	8,04	
Masculino	Teste	6	54,17	4,96	0,98***
	Reteste	6	54,00	6,99	
Feminino	Teste	12	47,67	8,79	0,85**
	Reteste	12	49,08	8,30	

Notas: M = média; DP = desvio-padrão; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

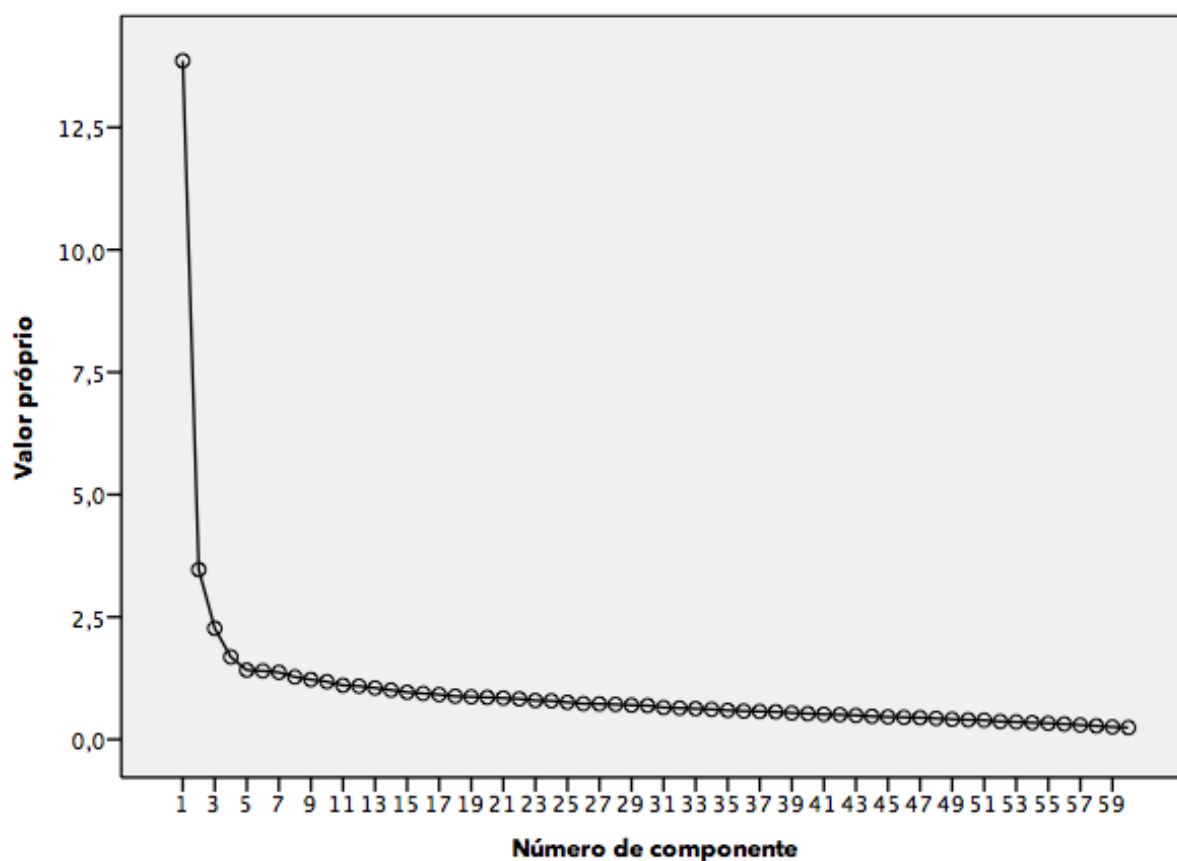


Figura 1. Gráfico de Sedimentação da Forma Geral das Matrizes Progressivas de Raven Apontando para a Retenção de Quatro Componentes.

Tabela 24

Análise de Componentes Principais (N = 697)

Item	Componentes				h^2
	1	2	3	4	
A1	-0,086	0,109	0,019	0,422	0,198
A2	-0,128	0,078	0,090	0,303	0,123
A3	0,036	0,038	0,030	0,701	0,496
A4	0,194	-0,006	0,036	0,523	0,313
A5	0,008	0,399	-0,006	0,474	0,384
A6	0,043	0,277	-0,036	0,616	0,459
A7	0,264	0,531	0,057	0,343	0,473
A8	0,244	0,323	-0,014	0,252	0,228
A9	0,166	0,574	0,004	0,336	0,471
A10	0,328	0,551	0,063	0,273	0,490
A11	0,411	0,339	0,240	0,163	0,368
A12	0,047	0,453	0,233	0,079	0,268
B1	0,221	-0,041	0,067	0,579	0,390
B2	0,406	0,121	0,075	0,527	0,463
B3	0,481	0,067	0,039	0,427	0,419
B4	0,249	0,151	0,161	0,213	0,156
B5	0,291	0,517	0,120	0,156	0,390
B6	0,304	0,461	-0,002	0,123	0,320
B7	0,192	0,537	0,194	0,164	0,389
B8	0,159	0,529	0,136	0,090	0,332
B9	0,225	0,660	0,151	-0,005	0,509
B10	0,393	0,585	0,175	0,020	0,528
B11	0,281	0,515	0,236	0,017	0,401
B12	0,231	0,347	0,398	-0,037	0,334
C1	0,501	0,031	-0,031	0,164	0,280
C2	0,336	0,272	0,052	0,057	0,192
C3	0,435	0,096	0,146	0,094	0,229
C4	0,422	0,290	0,210	-0,021	0,307
C5	0,551	0,353	0,191	0,124	0,481
C6	0,310	0,408	0,293	-0,009	0,349
C7	0,428	0,467	0,194	0,051	0,441
C8	0,254	0,242	0,445	0,005	0,320
C9	0,308	0,318	0,198	-0,047	0,237
C10	0,208	0,182	0,423	-0,008	0,255
C11	0,173	0,207	0,481	0,069	0,309
C12	-0,034	0,119	0,576	-0,005	0,347
D1	0,633	0,089	-0,001	0,207	0,452
D2	0,509	0,344	0,066	0,063	0,386
D3	0,556	0,270	0,065	0,064	0,390
D4	0,649	0,299	0,088	0,078	0,524
D5	0,589	0,298	0,063	0,136	0,458
D6	0,630	0,228	0,188	-0,024	0,484
D7	0,489	0,300	0,178	-0,026	0,362
D8	0,451	0,195	0,180	-0,050	0,276
D9	0,448	0,224	0,275	-0,127	0,342
D10	0,407	0,195	0,413	0,036	0,375
D11	0,182	0,150	0,341	0,018	0,172
D12	0,070	0,025	0,514	0,067	0,274
E1	0,520	0,169	0,196	0,006	0,337
E2	0,439	0,230	0,376	-0,042	0,389
E3	0,457	0,188	0,292	0,043	0,332
E4	0,335	0,034	0,546	0,100	0,422
E5	0,333	0,186	0,512	0,090	0,416
E6	0,292	0,081	0,456	-0,028	0,301
E7	0,180	0,168	0,503	0,049	0,316
E8	0,137	0,055	0,614	0,001	0,399
E9	0,132	0,108	0,616	0,053	0,412
E10	-0,022	-0,076	0,621	0,064	0,396
E11	-0,122	0,015	0,441	-0,060	0,213
E12	-0,031	0,032	0,438	0,121	0,208
% de variância	12	9	9	5	36
Eigenvalues	13,85	3,47	2,27	1,68	

Notas: A sombreado estão destacados os itens que representam cada fator; h^2 = comunalidades.

Tabela 25*Resultados em Percentis Segundo a Idade (N = 697)*

Percentis	Idade							
	12-17	18-30	31-40	41-50	51-60	61-70	71-80	81-90
95	58	58	58	58	56	55	51	46
90	55	57	56	55	55	50	47	42
75	54	54	52	52	51	45	37	36
50	48	50	49	47	45	38	29	26
25	44	44	43	42	40	30	20	16
10	34	40	37	37	32	19	12	14
5	32	37	31	28	28	14	8	13
N	23	291	84	92	79	55	36	37
Média	47,61	48,58	47,15	45,99	44,99	36,35	28,86	26,54
Desvio-Padrão	7,08	7,12	7,79	8,72	8,76	11,70	12,30	10,71
Mínimo - Máximo	32 - 59	9 - 60	18 - 59	12 - 60	15 - 59	9 - 58	2 - 51	13 - 51

Tabela 26*Resultados em Percentis Segundo a Escolaridade (N = 697)*

Percentis	Escolaridade					
	Sem escolaridade	1ºCEB	2ºCEB	3ºCEB	Ensino secundário	Ensino Superior
95	—	49	54	57	58	58
90	36	47	51	54	57	57
75	27	43	45	52	54	54
50	18	35	39	47	49	50
25	14	24	31	41	43	44
10	14	16	23	35	37	41
5	14	14	18	28	35	38
N	14	97	43	77	169	262
Média	21,29	33,18	38,07	45,60	47,86	48,62
Desvio-Padrão	7,34	11,38	10,25	8,62	7,53	7,54
Mínimo - Máximo	14 - 36	2 - 58	15 - 59	12 - 59	23 - 60	9 - 60

Tabela 27*Resultados em Percentis Segundo o Sexo (N = 697)*

Percentis	Sexo	
	Masculino	Feminino
95	58	57
90	57	55
75	53	52
50	48	46
25	41	39
10	33	24
5	28	18
N	314	383
M ± DP	45,86 ± 9,66	43,33 ± 11,50
Mínimo - Máximo	9 - 60	2 - 60

Notas: M = média; DP = desvio-padrão.

Errata

Página	Linha	Onde se lê	Deve ler-se
7	19	Em falta	“(…) O alfa de Cronbach deste instrumento foi de 0,94, ao qual responderam 735 pessoas.”
7	32 - 33	“(…) O alfa de Cronbach deste instrumento foi de 0,80, sendo que 240 pessoas (…)”	“(…) O alfa de Cronbach deste instrumento foi de 0,79, sendo que 315 pessoas (…)”
8	15	“(…) O alfa de Cronbach deste instrumento foi de 0,52, ao qual responderam 240 pessoas.”	“(…) O alfa de Cronbach deste instrumento foi de 0,75, ao qual responderam 315 pessoas.”
8	27	“(…) O alfa de Cronbach deste instrumento foi de 0,58, onde 240 pessoas responderam.”	“(…) O alfa de Cronbach deste instrumento foi de 0,59, onde 315 pessoas responderam.”
9	15	“(…) O alfa de Cronbach deste instrumento foi de 0,69, ao qual responderam 273 pessoas.”	“(…) O alfa de Cronbach deste instrumento foi de 0,76, ao qual responderam 348 pessoas.”
12	11	“(…) demonstraram que a mesma afeta o desempenho dos sujeitos na execução do teste das MPR [$t(81,048) = 2,195$ (…)]”	“(…) demonstraram que a mesma afetava o desempenho dos sujeitos na execução do teste da FG-MPR [participantes não ansiosos: $M \pm SD = 46,20 \pm 8,10$; ansiosos: $M \pm SD = 43,16 \pm 10,02$; $t(81,048) = 2,20$ (…)]”
18	1 - 2	“(…) pontuações da FG-MPR não foi estatisticamente significativo [$F(11, 514) = 0,64$; $p > 0,05$].”	“(…) pontuações da FG-MPR foi estatisticamente significativo [$F(14, 631) = 1,87$; $p < 0,05$].”
20	21 - 22	“(…) A análise correlacional confirma a tendência de diminuição da pontuação da FG-MPR com o tempo, mostrando, segundo os critérios de Cohen (1988), uma correlação negativa e baixa ($r = -0,02$; $p > 0,05$).”	“(…) A análise correlacional entre a pontuação da FG-MPR e o tempo decorrido para o participante finalizar o teste, mostra, segundo os critérios de Cohen (1988), que não há correlação ($r = -0,02$; $p > 0,05$).”
21	4 - 5	“(…) É ainda de salientar que o sexo masculino apresentava resultados mais estáveis ao longo do tempo do que o sexo feminino, apesar disso (…)”	“(…) É ainda de salientar que o sexo masculino apresentava resultados mais estáveis ao longo do tempo (teste: $M \pm SD = 54,17 \pm 4,96$; teste-reteste: $M \pm SD = 54,00 \pm 6,99$) do que o sexo feminino ($M \pm SD = 47,67 \pm 8,79$; $M \pm SD = 49,08 \pm 8,30$). Apesar disso (…)”
21	23	“(…) o Fator 4 está representado por oito itens (A3, A6, B1, B2, A4, A5, A1, A2). (…)”	“(…) o Fator 4 está representado por oito itens (A3, A6, B1, B2, A4, A5, A1, A2) e explica 5% da variância. (…)”
23	18	“(…) as zonas urbanas registam pontuações mais elevadas.”	“(…) as zonas urbanas registam pontuações mais elevadas (Al-Shahomee, 2012).”